



Betænkning om kommunernes udgiftsbehov

Redegørelse fra arbejdsgruppe under Indenrigsministeriets Finansieringsudvalg

Betænkning nr. 1361

- [Ren html version af redegørelsen](#) (585 KB)
- [Ren html version af bilag](#) (314 KB)

Download:

PC: Klik på højre muse-knap, vælg "Save Link As", herefter vælges, hvor man vil gemme filen.

MAC: Hold muse-knappen nede, vælg "Save Link", herefter vælges, hvor man vil gemme filen.

- [Download "Betænkning om kommunernes udgiftsbehov"](#) (1879 KB, word97)
- [Download "Betænkning om kommunernes udgiftsbehov - Bilag"](#) (1524 KB, word97)

Forside - [Indhold](#) - [Top/Bund](#) - Forrige/Næste - [Hovedside](#)

© Indenrigsministeriet. Udgivet af Indenrigsministeriet

Bet nkning om kommunernes udgiftsbehov

Redeg relse fra arbejdsgruppe
under Indenrigsministeriets
Finansieringsudvalg

Bet nkning nr. 1361

Oktober 1998

Bet nkning om kommunernes udgiftsbehov - Redeg relse fra arbejdsgruppe under Indenrigsministeriets Finansieringsudvalg - Bet nkning 1361, Indenrigsministeriet, oktober 1998.

Udgiver:
Indenrigsministeriet,
 konomisk afdeling,
Christiansborg Slotsplads 1,
1218 K benhavn K.

Pris for bet nkning og bilag: 150 kr. inkl. moms

Publikationen kan k bes ved henvendelse til:

Statens Information INFOservice, telf. 33 37 92 28

eller

Indenrigsministeriets  konomiske afdeling telf. 33 92 36 57

Tryk: J.H. Schultz Grafisk A/S

ISBN: 87-601-7645-8

Oplag: 1100

Indholdsfortegnelse

KAPITEL 1 INDLEDNING OG SAMMENFATNING

1.1 BAGGRUND FOR RAPPORTEN

1.2 AFGRÆNSNING AF EMNET

1.3 RESUM  OG ANBEFALINGER

1.3.1 Generelle konklusioner og anbefalinger

1.3.2 Generelt om den statistiske analyse

1.3.3 Statistisk analyse af prim rkommunernes udgiftsbehov

1.3.4 Statistisk analyse af amtskommunernes udgiftsbehov

KAPITEL 2 DE TIDLIGERE ANVENDTE ANALYSE- OG OPG RELSESMETODER AF UDGIFTSBEHOV

2.1 OPG RELSEN AF KOMMUNERNES UDGIFTSBEHOV

2.1.1 Socialt bestemt udgiftsbehov - socialt indeks

2.2 MELLEMKOMMUNALE OVERFØRSLER VIA UDLIGNINGEN AF UDGIFTSBEHOV

2.2.1 For primærkommunerne

2.2.2 For amtskommunerne

2.3 UDVIKLINGEN I ANVENDELSEN AF UDGIFTSBEHOVSKRITERIER OG ANVENDTE METODER TIL OPGØRELSE AF KOMMUNERNES UDGIFTSBEHOV

2.4 DEN FORUDSATTE FORKLARINGSMODEL FOR KOMMUNERNES UDGIFTSBEHOV

2.5 VALGET MELLEM "REGRESSIONSMETODE" OG KRITERIEMETODE

2.5.1 Kriteriemetoden

2.5.2 Regressionsmetoden

KAPITEL 3 UDLIGNING AF UDGIFTSBEHOV - MODELLER I VORES NABOLANDE

3.1 INDLEDNING

3.2 ENGLAND

3.2.1 Graden af decentralisering

3.2.2 Det engelske SSA-system

3.3 SVERIGE

3.3.1 Graden af decentralisering

3.3.2 Udviklingen i Sverige frem til 1996

3.3.3 Den svenske reform i 1996

3.4 NORGE

3.4.1 Graden af decentralisering

3.4.2 Det norske inntekstsystem

KAPITEL 4 KRAVENE TIL "OBJEKTIVE KRITERIER"

4.1 BAGGRUNDEN FOR DE HIDTIL STILLEDE KRAV TIL OBJEKTIVE KRITERIER

4.2 SAMMENLIGNING MED KRAV DER ER OPSTILLET I NABOLANDE

4.2.1 England

4.2.2 Sverige

4.2.3 Anbefaling fra Europarådet

4.3 DISKUSSION AF KRAV TIL KRITERIER - OPSTILLING AF AJOURFØRTE UDVÆLGELSES KRAV

KAPITEL 5 BESKRIVELSE AF ANVENDTE OG ALTERNATIVE STATISTISKE METODER

5.1 OM ANVENDELSE AF REGRESSIONSANALYSER

5.2 BESKRIVELSE AF DEN ANVENDTE ANALYSEMETODE

5.2.1 Analyse med mindste kvadraters estimation

5.2.2 Modelkontrol ved mindste kvadraters metoden

5.2.3 Analyse med maximum likelihood estimation

5.2.4 Analyse med mindste kvadraters dummyvariabel estimation

5.3 DEN TIDLIGERE FREMFØRTE KRITIK (VÆGTNING, NORMERING, DUMMYVARIABLE MV.).

5.3.1 Normeringsproblemet

5.3.2 Vægtningsproblem

5.3.3 Politiske variable og ressourcevariable

KAPITEL 6 GENNEMGANG AF PRIMÆRKOMMUNALE UDGIFTSOMRÅDER

6.0 STATISTISK BELYSNING AF SPREDNINGEN I DET KOMMUNALE UDGIFTSNIVEAU

6.1 SPREDNINGEN I DET PRIMÆRKOMMUNALE UDGIFTSNIVEAU

- 6.1.1 Spredningen blandt hovedstadskommunerne
- 6.2 OVERSIGT OVER DE OPSTILLEDE MODELLER - GRUNDMODEL
- 6.3 BIBLIOTEKS-, FRITIDS- OG KULTURUDGIFTER
 - 6.3.1 Indledning
 - 6.3.2 Normering
 - 6.3.3 Tidligere undersøgelser af biblioteks-, fritids- og kulturudgifterne
 - 6.3.4 Valg af de forklarende variable
 - 6.3.5 Opgørelse og forventet sammenhæng for de forklarende variable
 - 6.3.6 Analyse af kommunernes biblioteks-, fritids- og kulturudgifter pr. indbygger
- 6.4 KONTANTHJÆLPSUDGIFTER
 - 6.4.1 Indledning
 - 6.4.2 Normering
 - 6.4.3 Tidligere undersøgelser af kommunernes kontanthjælpsudgifter
 - 6.4.4 Tidligere anvendte kriterier
 - 6.4.5 Valg af de forklarende variable
 - 6.4.6 Opgørelse og forventet sammenhæng for de forklarende variable
 - 6.4.7 Analyse af kommunernes kontanthjælpsudgifter pr. aldersbestemt udgift
- 6.5. ÆLDREUDGIFTER
 - 6.5.1 Indledning
 - 6.5.2 Normering
 - 6.5.3 Tidligere undersøgelser af kommunernes ældreudgifter
 - 6.5.4 Valg af forklarende variable
 - 6.5.5 Opgørelse og forventet sammenhæng for de forklarende variable
 - 6.5.6 Analyse af ældreudgifterne pr. vægtet ældre
- 6.6 FOLKESKOLEUDGIFTER
 - 6.6.1 Indledning
 - 6.6.2 Normering
 - 6.6.3 Tidligere undersøgelser af kommunernes skoleudgifter
 - 6.6.4 Valg af de forklarende variable
 - 6.6.5 Opgørelse og forventet sammenhæng for de forklarende variable
 - 6.6.6 Analyse af kommunernes folkeskoleudgifter pr. 7-16 årig
- 6.7 BOLIGSIKRINGS- OG BOLIGYDELSESUDGIFTER
 - 6.7.1 Indledning
 - 6.7.2 Normering
 - 6.7.3 Valg af de forklarende variable
 - 6.7.4 Opgørelse og forventet sammenhæng for de forklarende variable
 - 6.7.5 Analyse af kommunernes boligstøtteudgifter
- 6.8 BØRNEPASNINGSUDGIFTER
 - 6.8.1 Indledning
 - 6.8.2 Normering
 - 6.8.3 Tidligere undersøgelser af kommunernes børnepasningsudgifter
 - 6.8.4 Valg af de forklarende variable

- 6.8.5 Opgørelse og forventet sammenhæng for de forklarende variable
 - 6.8.6 Analyse af kommunernes børnepasningsudgifter pr. 0-6-årig
 - 6.8.7 Analyse af hovedstadskommunernes børnepasningsudgifter pr. 0-6 årig
 - 6.9 DØGNINSTITUTIONSUDGIFTER
 - 6.9.1 Indledning
 - 6.9.2 Normering
 - 6.9.3 Tidligere undersøgelser af kommunernes døgninstitutionsudgifter
 - 6.9.4 Valg af de forklarende variable
 - 6.9.5 Opgørelse og forventet sammenhæng for de forklarende variable
 - 6.9.6 Analyse af kommunernes døgninstitutionsudgifter pr. 0-20-årig
 - 6.10 BESKÆFTIGELSE- OG UDDANNELSESDUGIFTER
 - 6.10.1 Indledning
 - 6.10.2 Normering
 - 6.10.3 Valg af de forklarende variable
 - 6.10.4 Opgørelse og forventet sammenhæng for de forklarende variable
 - 6.10.5 Analyse af kommunernes beskæftigelses- og uddannelsesudgifter pr. 18-59 årig
 - 6.11 VEJUDGIFTER
 - 6.11.1 Indledning
 - 6.11.2 Normering
 - 6.11.3 Tidligere anvendte kriterier
 - 6.11.4 Valg af de forklarende variable
 - 6.11.5 Opgørelse og forventet sammenhæng for de forklarende variable
 - 6.11.6 Analyse af kommunernes vejudgifter pr. indbygger
 - 6.12 UDGIFTER TIL FØRTIDSPENSION, REVALIDERING OG SYGEDAGPENGE
 - 6.12.1 Indledning
 - 6.12.2 Normering
 - 6.12.3 Tidligere undersøgelser af kommunernes revaliderings- og førtidspensionsudgifter
 - 6.12.4 Valg af de forklarende variable
 - 6.12.5 Opgørelse og forventet sammenhæng for de forklarende variable
 - 6.12.6 Analyse af udgifter til førtidspension, revalidering og sygedagpenge pr. 20-59 årig
 - 6.13 ADMINISTRATIONSUDGIFTER
 - 6.13.1 Indledning
 - 6.13.2 Normering
 - 6.13.3 Tidligere undersøgelser af kommunernes administrationsudgifter
 - 6.13.4 Valg af forklarende variable
 - 6.13.5 Opgørelse og forventet sammenhæng for de forklarende variable
 - 6.13.6 Analyse af kommunernes administrationsudgifter pr. indbygger
- KAPITEL 7 GENNEMGANG AF AMTSKOMMUNALE UDGIFTSOMRÅDER
- 7.1 STATISTISK BELYSNING AF SPREDNING I KOMMUNERNES UDGIFTSNIVEAU
 - 7.2 OVERSIGT OVER DE OPSTILLEDE MODELLER - GRUNDMODEL
 - 7.3 GYMNASIEUDGIFTER

- 7.3.1 Indledning
- 7.3.2 Normering
- 7.3.3 Nyere undersøgelser af amternes gymnasieudgifter
- 7.3.4 Valg af forklarende variable
- 7.3.5 Opgørelse og forventet sammenhæng for de forklarende variable
- 7.3.6 Datamaterialet og modelvalg
- 7.3.7 Analyse af amtskommunernes gymnasieudgifter pr. 15-19 årig i perioden 1993-1997
- 7.3.8 Grafisk analyse af modellens tilpasning
- 7.4 SYGEHUSUDGIFTER
- 7.4.1 Indledning
- 7.4.2 Normering
- 7.4.3 Nyere undersøgelser af amternes sygehusudgifter
- 7.4.4 Valg af forklarende variable
- 7.4.5 Opgørelse og forventet sammenhæng for de forklarende variable
- 7.4.6 Datamaterialet og modelvalg
- 7.4.7 Analyse af amtskommunernes sygehusudgifter pr. forventet sengedag i perioden 1993-1997
- 7.4.8 Grafisk analyse af modellens tilpasning
- 7.5 SYGESIKRINGSUDGIFTER
- 7.5.1 Indledning
- 7.5.2 Normering
- 7.5.3 Valg af forklarende variable
- 7.5.4 Opgørelse og forventet sammenhæng for de forklarende variable
- 7.5.5 Datamaterialet og modelvalg
- 7.5.6 Analyse af amtskommunernes sygesikringsudgifter pr. indbygger i perioden 1993-1997
- 7.5.7 Grafisk analyse af modellens tilpasning
- 7.6 VEJUDGIFTER
- 7.6.1 Indledning
- 7.6.2 Normering
- 7.6.3 Nyere undersøgelser af amtskommunernes vejudgifter
- 7.6.4 Valg af de forklarende variable
- 7.6.5 Opgørelse og kausalitet for de forklarende variable
- 7.6.6 Datamaterialet og modelvalg
- 7.6.7 Analyse af amtskommunernes vejudgifter pr. indbygger i 1997
- 7.6.8 Grafisk analyse af modellens tilpasning
- KAPITEL 8 STRUKTURELLE UDGIFTSBEHOV
- 8.1 MERUDGIFTER VEDR. LAV BEFOLKNINGSTÆTHED - MINDRE KOMMUNESTØRRELSE
- 8.2 CENTERKOMMUNE FORHOLD
- 8.3 VARIATIONER I TIL- OG FRAFLYTNING FOR PERSONER DER HAR MODTAGET MIDLERTIDIG INDKOMSTOVERFØRSEL
- 8.3.1 Danmarks Statistiks undersøgelse 1994
- 8.3.2 Københavns Kommunes undersøgelse
- 8.3.3 Socialministeriet

8.3.4 AKF's undersøgelse af flyttemønstre for landkommuner

8.4 SAMMENHÆNG MELLEM "STRUKTURELLE" FORHOLD OG KOMMUNERNES UDGIFTSBEHOV

8.5 SAMMENFATNING

KAPITEL 9 TVÆRGÅENDE GENNEMGANG AF DE ANVENDTE OG UNDERSØGTE KRITERIER

9.1 GENERELT OM VÆGTFASTSÆTTELSEN FOR DE ALDERSMÆSSIGE OG STRUKTURELLE KRITERIER

9.2 ALDERSMÆSSIGE KRITERIER

9.3 ØVRIGE "STRUKTURELLE" KRITERIER FOR PRIMÆRKOMMUNERNE

9.3.1 Beregnet boligstøtteudgift (primærkommuner)

9.3.2 Erhvervsbetingede udgifter til førtidspension (primærkommuner)

9.4 NUVÆRENDE SOCIALE KRITERIER FOR PRIMÆRKOMMUNERNE

9.4.1 Antallet af børn af enlige forsørgere

9.4.2 Antallet af særligt socialt belastede boliger (boligkriteriet) og antallet af udlejningsboliger

9.4.3 Antal 20-59-årige der er uden beskæftigelse - udover 5 procent

9.4.4 Antallet af udenlandske statsborgere fra "tredje lande"

9.4.5 Bysocialt kriterium

9.4.6 Antal 25-49-årige uden erhvervsuddannelse

9.5 ØVRIGE UNDERSØGTE SOCIALE OG STRUKTURELLE KRITERIER FOR PRIMÆRKOMMUNERNE

9.5.1 Grundtillæg, kommunestørrelse og pendling mv.

9.5.2 Fuldtidsledige og antal ikke-forsikrede ledige

9.5.3 Civilstandsforhold mv.

9.5.4 Andel erhvervsaktive kvinder

9.5.5 Andel børnefamilier med 3, 4, 5 og flere børn

9.6. SOCIALE OG STRUKTURELLE KRITERIER FOR AMTSKOMMUNERNE

9.6.1 Antallet af børn af enlige forsørgere

9.6.2 Antallet af enlige over 65 år

9.6.3 Beregnede udgifter vedr. det tekniske område

KAPITEL 10 SÆRTILSKUD OG SÆRLIGE UDLIGNINGSORDNINGER

10.1 BOLIGSTØTTEUDLIGNING I HOVEDSTADSOMRÅDET

10.1.1 Mulighed for at indpasse boligstøtteudligning i det generelle udligningssystem

10.2 UDLIGNINGSORDNINGER VEDR. UDLÆNDINGE

10.2.1 Mulighed for at indpasse udligningsordninger vedr. udlændinge i det generelle udligningssystem

10.3 AIDS-UDLIGNING

10.3.1 Mulighed for at indpasse aidsudligningen i det generelle udligningssystem

10.4 BLØDER-UDLIGNING

10.4.1 Mulighed for at indpasse bløderudligningen i det generelle udligningssystem

APPENDIKS 1

OVERSIGT OVER OPGØRELSER AF ANVENDTE FORKLARENDE VARIABLE I DEN PRIMÆRKOMMUNALE ANALYSE

APPENDIKS 2

UDGIFTSGRUPPER I REGRESSIONSANALYSERNE - PRIMÆRKOMMUNERNES REGNSKAB 1996

Kapitel 1 Indledning og sammenfatning

1.1 Baggrund for rapporten

Finansieringsudvalget er et embedsmandsudvalg under Indenrigsministeriet, der har til opgave at følge udviklingen i den kommunale finansiering og løbende undersøge behovet for eventuelle ændringer.

Udvalget består af repræsentanter for Indenrigsministeriet (formand), Finansministeriet, Økonomiministeriet, Socialministeriet, Skatteministeriet, Kommunernes Landsforening, Amtsrådsforeningen samt Københavns og Frederiksberg Kommuner.

Indenrigsministeriets Finansieringsudvalg har på sit møde den 11. oktober 1995, nedsat en arbejdsgruppe til at foretage en nærmere gennemgang og analyse af de kommunale udgiftsbehov. Arbejdet med rapporten har i en periode været udsat, men er senest genoptaget i forhold til Finansieringsudvalgets aktuelle gennemgang af det kommunale finansieringssystem.

Arbejdsgruppen har haft følgende kommissorium:

"De udgiftsbehovskriterier, der anvendes i det danske udligningssystem, har netop været genstand for en omfattende revision. Med de stadige ændringer i efterspørgslen og produktionsvilkårene for kommunale og amtskommunale ydelser er der imidlertid fortsat behov for at videreudvikle grundlaget for udgiftsbehovsudligningen".

På denne baggrund har det været arbejdsgruppens opgave,

- at redegøre for de statistiske metoder, der er anvendt og kan anvendes, til fastlæggelse af udgiftsbehov, herunder fordele og ulemper ved forskellige metoder,
- at foretage en gennemgang af udgiftsfordelingen ved opgørelse af det aldersbestemte udgiftsbehov,
- at vurdere de krav, der bør stilles til udgiftsbehovskriterier, herunder set i en udgiftspolitisk sammenhæng,
- at vurdere mulighederne for og behovet for nye kriterier som supplement eller erstatning for eksisterende udgiftsbehovskriterier, herunder især vedrørende de sociale udgiftsbehov og merudgifter for kommuner med svagt beskatningsgrundlag,
- at afdække hvorledes der i andre lande arbejdes med udligningssystemer, herunder særligt vedrørende udgiftsbehov.

Endvidere skal arbejdsgruppen - som bidrag til Finansieringsudvalgets arbejde om forenkling af finansieringssystemet - vurdere mulighederne for forenkling af udgiftsbehovsudligningen, herunder om de særlige udligningsordninger kan aflastes eller erstattes af den generelle udgiftsbehovsudligning.

Arbejdsgruppen kan inddrage ekstern bistand, hvis man finder det fornødent.

Som anført ovenfor blev arbejdsgruppe nedsat i oktober 1995, men arbejdet med rapporten har i en periode været udsat. Arbejdsgruppen har i hele perioden haft forskellige deltagere. Ved de seneste møder i arbejdsgruppen har deltaget:

- Kontorchef Niels Jørgen Mau, Indenrigsministeriet (formand)
- Fuldmægtig Per S. Nielsen, Kommunernes Landsforening
- Fuldmægtig Lars Rich, Amtsrådsforeningen
- Fuldmægtig Ane Kofod Petersen, Københavns Kommune (indtil 1. august 1998)
- Fuldmægtig Pernille Vangel, Københavns Kommune (fra 1. august 1998)
- Fuldmægtig Hanne Kaule, Frederiksberg Kommune
- Specialkonsulent Lone Neerhøj, Økonomiministeriet
- Fuldmægtig Mikael Lynnerup Kristensen, Socialministeriet
- Fuldmægtig Jørgen Svendsen, Finansministeriet
- Fuldmægtig Thomas Kabelmann, Indenrigsministeriet (sekretariat for arbejdsgruppen)
- Specialkonsulent Henrik Kyvsgaard, Indenrigsministeriet (sekretariat for arbejdsgruppen)

Herudover har følgende deltaget i arbejdet over kortere eller længere perioder: Jens Bjørn Christiansen, Kommunernes Landsforening, Frank Hedegaard, Kommunernes Landsforening, Lis Lauritsen, Amtsrådsforeningen, Kristian Wendelboe, Amtsrådsforeningen, Jens Wilbeck, Amtsrådsforeningen, Christian Roslev Sørensen, Københavns Kommune, Lau Svendsen Tune, Københavns Kommune, Thomas Wohlert, Københavns Kommune, Anna Sønder, Frederiksberg Kommune, Christian Husted, Finansministeriet, Charlotte Storm Gregersen, Finansministeriet, Aksel Meyer, Socialministeriet, Jacob Thue Skinhøj, Indenrigsministeriet. Det bemærkes, at der er angivet de pågældendes arbejdssted på det tidspunkt, hvor de deltog i arbejdet.

I tilknytning til denne betænkning er der i bilagsbindet nærmere redegjort for de statistiske analyser. Professor Anders Milhøj har til brug for arbejdet udarbejdet et oplæg omkring de statistiske analysemetoder mv. Dette bidrag er optrykt i bilagsbindet.

1.2 Afgrænsning af emnet

Arbejdsgruppens formål har været at redegøre for de statistiske metoder, der er anvendt og kan anvendes til fastlæggelse af kommunernes udgiftsbehov, således som dette opgøres i forhold til det kommunale tilskuds- og udligningssystem.

Analysen har således hovedsageligt omfattet de metoder, der kan anvendes ved undersøgelse af årsager til variationer i kommunernes udgiftsbehov, og de metoder, der i forhold til et udligningssystem, kan anvendes ved opgørelse af et "objektivt udgiftsbehov".

Analysen har således ikke haft karakter af en "budgetanalyse" af enkelte udgiftsområder eller opstilling af en model for kommunernes "ideelle" udgiftsniveau.

Spørgsmål om udligningssystemets generelle opbygning, herunder graden af udligning mellem kommunerne, er heller ikke berørt i nærværende rapport. I forhold til udligningssystemet vil der dog kort blive set på spørgsmålet om den præsentationsmæssige fremstilling ved opgørelsen af kommunernes udgiftsbehov.

Endelig skal det understreges, at arbejdsgruppens analyse og anbefalinger tager udgangspunkt i den nuværende struktur for den kommunale finansiering og rammerne for opbygning af det kommunale tilskuds- og udligningssystem. Arbejdsgruppen har således ikke berørt spørgsmål omkring mere grundlæggende ændringer af finansieringssystemet.

Arbejdsgruppen har herudover ikke set det som sin opgave at tage stilling til de byrdefordelmæssige konsekvenser ved tilpasning af udgiftsbehovsudligningen, men har primært fokuseret på en teknisk afklaring og udredning af opgørelses- og analysemetoder.

1.3 Resumé og anbefalinger

1.3.1 Generelle konklusioner og anbefalinger

Som tidligere anført tager arbejdsgruppens analyse og anbefalinger udgangspunkt i den nuværende opbygning af det kommunale tilskuds- og udligningssystem. Arbejdsgruppen har således ikke berørt spørgsmål omkring mere grundlæggende ændringer af finansieringssystemet.

Hvis man ser bort fra de fuldt lovbundne områder er primær- og amtskommunernes udgiftsniveau i udgangspunktet et resultat af den politiske prioritering i forbindelse med budgetvedtagelsen og effektiviteten i den kommunale opgavevaretagelse. Det er imidlertid også en kendsgerning, at det kommunale udgiftsniveau afspejler en række bagvedliggende udgiftsbehov, og at udgiftsvariationerne i stor udstrækning kan tilskrives aldersmæssige og strukturelle forskelle i kommunerne.

Formålet med tilskuds- og udligningssystemet er at sikre et mere ensartet skat/serviceforhold mellem kommunerne. Hvis man ser på forskellene i kommunernes økonomiske situation i udgangssituationen - dvs. før udligning - må hovedparten af forskellene i den økonomiske situation henføres til forskelle i indtægtsgrundlaget. Forskelle i kommunernes aldersmæssige, sociale og strukturelle forhold medfører dog også en vis variation mellem kommunernes udgiftsbehov.

I modsætning til eksempelvis en udligning af kommunernes indtægtsgrundlag rummer en udligning af kommunernes udgiftsbehov det grundlæggende problem, at det "objektive udgiftsbehov" aldrig vil kunne opgøres helt entydigt, men må baseres på en nærmere valgt opgørelsesmetode.

Arbejdsgruppen finder, at det - for at sikre en almen accept af systemet og en bedre forståelse af grundlaget herfor - er væsentligt at der løbende foretages en analyse af forskelle i kommunernes udgiftsbehov og en nærmere vurdering af de anvendte kriterier.

I de tidligere analyser, der har været foretaget vedrørende kommunernes udgiftsbehov, og som har dannet baggrund for de indførte kriterier, har der været taget udgangspunkt i de variationer, der findes mellem kommunernes faktiske udgiftsniveau. Denne analyseform har også været omtalt som "adfærdsmodellen". I modsætning hertil kunne man eventuelt tage udgangspunkt i en model baseret på statslige normer for det forventede eller anbefalede udgiftsbehov. Arbejdsgruppens analyser er dog baseret på en fortsat anvendelse af de faktiske konstaterede forskelle mellem kommunernes udgiftsniveau.

Arbejdsgruppen har set på de krav, der må stilles til de kriterier, som inddrages i opgørelsen af kommunernes udgiftsbehov.

Arbejdsgruppen peger på, at der i forhold til et udligningssystem som bygger på "objektive kriterier" og generelle tilskud, bør være tale om en opgørelsesmetode, hvor størrelsen af kommunernes udgifter ikke påvirker udligningsbeløbene til kommunerne.

Det er således en forudsætning, at de objektive kriterier, der skal indgå i opgørelsen af kommunernes udgiftsbehov, i alt fald ikke på kort sigt kan påvirkes af kommunens dispositioner. Endvidere skal de anvendte kriterier udtrykke en objektiv "årsagssammenhæng" mellem udgiftsskabende forhold og kommunernes udgifter.

I det danske udligningssystem har der ved udvælgelsen af kriterier i udgiftsbehovsudligningen traditionelt været stillet krav om årsagssammenhæng, upåvirkelighed, konstaterbarhed og proportionalitet.

Arbejdsgruppen peger på, at disse krav i stor udstrækning svarer til de krav, som opstilles i andre landes systemer, og at kravene fortsat må anses for at være grundlæggende i et system, der bygger på objektive kriterier.

I rapporten gennemgås kort den opgørelsesmetode og det udligningssystem, som anvendes i henholdsvis Sverige, Norge og England. Der peges på, at udligningssystemet i Sverige og Norge i stort omfang svarer til det danske system, men at der i Sverige og Norge generelt har været anvendt en mere omfattende metode til opgørelsen af kommunernes udgiftsbehov. Endvidere har der i forhold til Danmark været væsentligt mere fokus på en løbende analyse og debat omkring systemet, samt de anvendte kriterier. Dette forhold kan dog også henføres til, at det danske system er indført før udligningsmodellen i Sverige og Norge.

Der er foretaget en nærmere belysning af spørgsmålet om strukturelle udgiftsbehov - dvs. sammenhængen mellem kommunernes udgiftsbehov og forhold som befolkningstæthed, kommunestørrelse og centerfunktioner.

Arbejdsgruppen peger på, at der som udgangspunkt må forventes et vist merudgiftsbehov for de mindste kommuner i forbindelse med forskellige "grundomkostninger", ligesom der for mindre og tyndt befolkede kommuner kan være merudgifter vedrørende folkeskoleområdet, ældreområdet, det tekniske område, m.v. Omvendt kan der argumenteres for, at centerfunktioner og storbyforhold på visse områder eventuelt kan medføre et forøget udgiftsbehov, men generelt kan det være vanskeligt at skelne mellem sådanne årsagssammenhænge og et generelt socialt betinget udgiftsbehov.

Arbejdsgruppen har særligt set på flyttemønstret for forskellige kommunetyper, herunder om visse kommuner har merudgifter til kontanthjælp og andre sociale udgifter som følge af en "nettotilflytning" af personer på overførselsindkomster. Det konkluderes ud fra flere undersøgelser, at der ikke generelt kan påvises nogen større skævhed i flyttemønstret. Der kan dog registreres en vis nettotilflytning af personer på overførselsindkomst for større centerkommuner og i visse mindre udkantskommuner præget af stor arbejdsløshed og meget billige ejerboliger.

Arbejdsgruppen har i kapitel 9 gennemgået forskellige opgørelsesmæssige forhold omkring de kriterier mv. som indgår i tilskuds- og udligningssystemet. Der peges her på, at der i forbindelse med beregningen af enhedsbeløbene for de ældre over 65 år i dag er væsentlige problemer med at foretage en aktuel og præcis opdeling af de enkelte aldersgruppers træk på de kommunale ydelser. Arbejdsgruppen peger endvidere på, at der ved overvejelser om tilpasning af vægte for de sociale kriterier må tages hensyn til, om en øget vægt til de forskellige sociale kriterier vil kunne indebære en risiko for at kriterievægten kan påvirke kommunernes incitament, eller gøre det vanskeligere umiddelbart at forklare systemet.

De statistiske analyser peger på, at variationerne i kommunernes boligstøtteudgifter i højere grad kan forklares ud fra antallet af udlejningsboliger end af det anvendte boligstøttekriterium, givet ved "antal standardlejligheder". Da boligstøttekriteriet er et vægtet mål for antallet af udlejningsboliger indikerer resultatet, at den vægtning af antallet af udlejningsboliger, der sker i opgørelsen af boligstøttekriteriet ikke giver en bedre forklaringsgrad, og at en uvægtet anvendelse af antallet af udlejningsboliger er at foretrække. Arbejdsgruppen anbefaler at dette spørgsmål vurderes nærmere.

Arbejdsgruppen har gennemgået de særlige udligningsordninger, der sigter mod udligning af primær- eller amtskommunernes udgiftsbehov på særlige områder og vurderet, hvorvidt særordningerne vil kunne inddrages i den generelle udligning af udgiftsbehov.

Arbejdsgruppen anbefaler, at det overvejes, hvorvidt boligstøtteudligningen kan inddrages i den generelle udligning af udgiftsbehov - uden at dette medfører væsentlige byrdefordelingsmæssige forskydninger.

Arbejdsgruppen har set på mulighederne for at inddrage udligningsordningen vedrørende indvandrere og flygtninge i den generelle udligning af udgiftsbehov - hvis dette f.eks. måtte ønskes ud fra hensyn til et mere overskueligt udligningssystem.

Arbejdsgruppen konkluderer, at udgiftsbehovet vedrørende udlændinge vil kunne indgå i den generelle udligning af udgiftsbehov - f.eks. som et separat opgjort udgiftsbehov på linje med det nuværende grundtillæg - men at en række spørgsmål omkring udligningsniveauet og synlighed omkring den kompensation som kommunerne modtager via ordningen, må overvejes nærmere.

Endvidere har arbejdsgruppen behandlet den særlige aidsudligning mellem amtskommunerne.

Arbejdsgruppen konkluderer, at det vil være teknisk muligt at inddrage merudgiftsbehov vedrørende aidsbehandling i den generelle udligningsordning - f.eks. gennem et særligt kriterium. Arbejdsgruppen peger desuden på, at opgørelsen af udgiftsbehov vedrørende aids senest er opdateret i 1992. Der kan på denne baggrund være behov for, at ordningen og opgørelsen af amtskommunernes udgiftsbehov vedrørende aids-behandling og behandling af hiv-smittede tages op til nærmere belysning. Det må i øvrigt overvejes, hvorvidt der fortsat er hensyn, der kan begrunde en særskilt udligning på området.

Endelig har arbejdsgruppen behandlet den såkaldte bløderudligningsordning.

Arbejdsgruppen konkluderer, at det ikke umiddelbart er muligt at inddrage udligningsordningen vedrørende bløderpatienter i den generelle udligning af udgiftsbehov. Det må derfor i stedet overvejes, hvorvidt der fortsat er hensyn, der kan begrunde en særskilt udligning på området. Det må her i øvrigt bemærkes, at bløderbehandlingen ikke adskiller sig væsentlig fra visse andre omkostningskrævende behandlingsformer.

1.3.2 Generelt om den statistiske analyse

Arbejdsgruppen har foretaget en omfattende statistisk analyse af primær- og amtskommunernes udgiftsbehov. Analysemetoden er nærmere beskrevet i kapitel 5 og 6.

De kommunale udgifter er grundlæggende bestemt af henholdsvis effektivitet, prioritering og de faktiske udgiftsbehov. I en vurdering af kommunernes udgifter kan det imidlertid være vanskeligt at skelne mellem servicen og effektiviteten i kommunerne. På denne baggrund vurderes kommunernes udgifter derfor typisk med udgangspunkt i en antagelse om, at udgiftsniveauet primært er en funktion af behovs- (B), præference- (P) og ressourcevariable (R) defineret ved : $U = f(B,P,R)$.1

I kommissoriet til Finansieringsudvalgets arbejdsgruppe vedrørende kommunernes udgiftsbehov henstilles, at arbejdsgruppen vurderer mulighederne for og behovet for nye kriterier som supplement eller erstatning for eksisterende udgiftsbehovskriterier, herunder især vedrørende de sociale udgiftsbehov. En analyse af kommunernes udgiftsbehov har imidlertid det grundlæggende problem, at det "objektive udgiftsbehov" aldrig vil kunne opgøres helt entydigt. Arbejdsgruppen har derfor ladet analysen af de kommunale udgiftsbehov tage sit udgangspunkt i kommunernes faktiske udgiftsniveau, idet det formodes, at stigende udgiftsbehov afspejles i højere udgiftsniveau. I denne forbindelse bemærkes, at der som udgangspunkt i disse analyser udelukkende anvendes variable, som opfylder kravene til objektive kriterier. Som beskrevet ovenfor er kommunernes faktiske udgiftsniveau et resultat af henholdsvis effektivitet, prioritering og de faktiske udgiftsbehov og en vigtig målsætning i analysen har derfor været at adskille effekten fra disse tre forskellige faktorer.

I forbindelse med dette arbejde er der gennemført undersøgelser på en række udvalgte kommunale udgiftsområder, og det er bl.a. på baggrund af de anvendte forklarende variable i disse undersøgelser, at det kan vurderes om de nuværende udgiftsbehovskriterier i tilfredsstillende omfang afspejler de konkrete udgiftsskabende forhold i kommunerne.

Det bemærkes, at benævnelsen forklarende variabel i det følgende er reserveret til at betegne de variable, der indgår i de statistiske analyser. Disse forklarende variable svarer i visse tilfælde til de anvendte kriterier i udligningssystemet.

1.3.3 Statistisk analyse af primærkommunernes udgiftsbehov

I undersøgelsen af de primærkommunale udgiftsbehov er inddraget i alt 12 udgiftsområder, der i 1996 udgjorde 110,1 mia. kr., hvilket svarer til 95,3 % af de samlede primærkommunale nettodriftsudgifter på 115,5 mia. kr. Undersøgelsen omfatter således størstedelen af de samlede primærkommunale udgifter og kan derfor inden for visse rammer anvendes til at belyse primærkommunernes samlede udgiftsbehov.

1.3.3.1 Forbehold

I vurderingen af primærkommunernes udgiftsbehov skal der tages forbehold over for, at analysens resultater afspejler forholdene i primærkommunerne ud fra blot et enkelt år. Der er således en mulighed for, at udgifterne i enkelte eller flere kommuner har været ekstraordinære lave eller høje i det pågældende år, og derved ikke korrekt afspejler de faktiske gennemsnitlige udgifter i disse kommuner. Dette forhold kan give anledning til visse forskydninger i modelparametrenes numeriske værdier i forhold til estimation på andre årsdata, mens det overordnede indbyrdes styrkeforhold mellem de forklarende variable i modellen næppe vil blive grundlæggende påvirket.

I denne forbindelse bør endvidere tages i betragtning, at forklaringsgraden af variationen på de enkelte primærkommunale udgiftsområder ikke er fuldstændig, men varierer mellem ca. 35-80 %, jf. tabel 1.3.1. Dette betyder, at en vis andel af udgifterne ikke forklares ud fra de anvendte modeller, og således ikke vil indgå i det estimerede udgiftsbehov (det udgiftsniveau som forventes på baggrund af den statistiske analyse).

1.3.3.2 Modellens tilpassede værdier

I tabel 1.3.1 er modellens tilpassede værdier illustreret ved at foretage en sammenligning mellem de primærkommunale udgifter på hver af de 12 analyserede udgiftsområder i 1996 og modellens beregnede værdier af de tilsvarende størrelser.

Summen af de analyserede udgiftsområder er vist nederst i tabel 1.3.1 og ved gennemgang ses, at de samlede analyserede udgifter i 1996 udgjorde 110.061 mio. kr., mens modellens beregnede værdi udgør 110.453 mio. kr. Forskellen mellem henholdsvis den faktiske og modellens beregnede værdi af de samlede udgifter er således 392 mio. kr. eller 0,4 % af de samlede faktiske udgifter. Modellen kan således næsten præcist reproducere de samlede udgifter, hvilket dog ikke må forveksles med forklaringsgraden af variationen for de 12 analyserede områder, jf. afsnit 1.3.3.1.

Tabel 1.3.1

Modellens tilpassede værdier af de primærkommunale udgifter i 1996

Udgiftsområde

(i mio. kr.)

Faktisk

sum

(275 komm.)

Beregnet

sum

(275 komm.)

R2-værdi

på de enkelte

udgiftsområder

1. Biblioteksudgifter 1)

6.744

6.799

59,54 %

2. Kontanthjælpsudgifter

7.243

7.158

74,77 %

3. Ældreudgifter

23.360

23.472

39,61 %

4. Folkeskoleudgifter 2)

26.274

26.430

52,80 %

5. Boligsikringsudgifter

928

952

77,97 %

6. Boligyldelsesudgifter

1.495

1.531

69,83 %

7. Børnepasningsudgifter

14.130

13.756

51,93 %

8. Døgninstitutionsudgifter

2.658

2.678

37,03 %

9. Beskæftigelsesudgifter³⁾

2.158

1.776

39,05 %

10. Vejudgifter

3.371

3.456

40,97 %

11. Førtidspensionsudgifter⁴⁾

5.556

5.890

48,81 %

12. Administrationsudgifter

16.144

16.554

44,44 %

Sum 1 : 12

110.060

110.453

1) Omfatter bibliotek, fritid og kultur.

2) Omfatter folkeskole og fritidsordninger mv.

3) Omfatter uddannelse og beskæftigelsesordninger mv.

4) Omfatter førtidspension, revalidering og sygedagpenge.

1.3.3.3 De forklarende variable i modellen

Modellens evne til at tilpasse det faktiske samlede udgiftsniveau er udgangspunktet for tabel 1.3.2, hvor sammenhængen mellem de enkelte forklarende variable og det samlede udgiftsniveau er illustreret. I tabellen er vist samtlige variable, der indgår i forklaringen af variationen i de primærkommunale udgiftsvariationer.

Enkelte af disse variable indgår i forklaringen af variationen på flere udgiftsområder, mens andre forklarende variable indgår på blot et enkelt område. Dette forhold har i kombination med områdernes andel af de samlede udgifter betydning for, hvor kraftig en effekt ændringer i de enkelte forklarende variable har på de samlede udgifter.

Da variationen i de forklarende variable skønnes at være et vigtigt aspekt i forbindelse med deres betydning for de kommunale udgifter er det valgt at lade de forklarende variable stige med en såkaldt "standardiseret" afvigelse, som afspejler hvor meget de forklarende variable varierer fra kommune til kommune, og hvor meget variationen i de enkelte forklarende variable påvirker modellens beregnede udgifter.

En stigning på en "standardiseret" afvigelse eller en standardafvigelse angiver således den gennemsnitlige variation i de forklarende variable og tager derved hensyn til, at eksempelvis andelen af udlændinge fra 3. verdenslande er meget forskellig fra kommune til kommune, og lader dette forhold have indflydelse på effekten på de kommunale udgifter.

Det skal videre bemærkes, at analyserne er baseret på de "normerede" kommunale udgifter, hvor der ses på udgiften pr. indbygger mv., eksempelvis folkeskoleudgift pr. 7-16-årig. Dette forhold medfører, at visse af de forklarende variable, som rent intuitivt burde påvirke udgifterne positivt, faktisk påvirker udgifterne negativt. Betragtes eksempelvis andelen af personer over 65 år ses, at de kommunale udgifter falder med størrelsen af denne befolkningsgruppes andel i befolkningen. Dette er en konsekvens af, at analysen på ældreområdet er baseret på ældreudgifterne pr. ældre, og at disse normerede udgifter falder når andelen af ældre over 65 år stiger og derved påvirker variabelen de samlede primærkommunale udgifter negativt. Den rent demografiske effekt af, at flere ældre selvsagt isoleret set tenderer at øge udgifterne, indgår derimod ikke i betragtningen.

I tabel 1.3.2 er de forklarende variable sorteret efter størrelsen af deres effekt på de samlede udgifter med den mest betydelige variable øverst.

Tabel 1.3.21

Udgiftseffekten af en stigning på en standardafvigelse² i 1996

Forklarende variable

(i numerisk rækkefølge)

Gennemsnit-lig værdi

Standard-

afvigelse

Udgiftseffekt

(i mio. kr.)

Udgiftseffekt

(i pct.)

1. Udskrivningsgrund. pr. indb.

89.541 kr.

15.169 kr.

2.786

2,52 %

2. Børn af enlige forsørgere

11,1 %

3,9 %

2.451

2,22 %

3. Personer over 65 år

15,4 %

3,4 %

-1.676

-1,52 %

4. 20-59 u. beskæftig. o. 5 %

14,6 %

4,4 %

1.646

1,49 %

5. Udlændinge fra 3. verdensl.

1,7 %

1,7 %

973

0,88 %

6. Nettodriftsudgifter pr. indb.

21.000 kr.

2.000 kr.

965

0,87 %

7. Familier m. 3 eller fl. børn

14,5 %

3,8 %

-958

-0,87 %

8. Udlejningsboliger

30,4 %

12,7 %

792

0,72 %

9. Ændr. 7-16-årige 92-96

-5,8 %

4,8 %

-603

-0,55 %

10. Erhvervsbeting. førtidspen.

9,8 pers.

0,8 pers.

596

0,54 %

11. Meter vej pr. indbygger

18,4 m.

10,5 m.

558

0,50 %

12. Udpendlere ift. arbejdspl.

45,5 %

17,0 %

-557

-0,50 %

13. Erhvervsfrekv. for kvinder

79,6 %

3,7 %

555

0,49 %

14. 20-59 u. beskæftig.

19,6 %

4,4 d%

554

0,49 %

15. Boligkriteriet

20,1 %

7,1 %
511
0,46 %
16. Personer i udlejningsboliger

24,0 %
11,6 %
508

0,45 %
17. Ikke-forsikrede ledige

7,2 %
5,5 %
464

0,42 %
18. Indbyggerantal (log.)

9,4 enh.
0,8 enh.
-241

-0,22 %

19. Landdistriktsgraden

41,7 %
25,9 %
-21

-0,02 %

20. Det bysociale kriterium³

72
4 komm.
5
0,005 %

1 Forklarende variable som indgår i den nuværende udligningsordning markeret med blå.

2 En "standardiseret" afvigelse eller standardafvigelse er den gennemsnitlige afvigelse fra en forklarende variabels gennemsnitlige værdi.

3 Det bysociale kriterium er en dummyvariabel og stigningen på en standardafvigelse er afløst af en stigning på fire kandiderende kommuner, hvilket svarer til en stigning på 5,56 %, i forhold til de 72 kommuner, der p.t. indgår i kriteriet.

1.3.3.4 Effekten af stigninger i de forklarende variable i modellen

Resultaterne i tabel 1.3.2 indikerer, at udskrivningsgrundlaget pr. indbygger har den største effekt på kommunernes samlede udgiftsniveau. Fortolkningsmæssigt betragtes udskrivningsgrundlaget som et mål for henholdsvis kommunernes ressourcer og borgernes efterspørgsel og krav til den offentlige sektor. D.v.s. variabelen indgår som mål for såvel kommunernes ressourcer som kommunernes prioritering, og i modellen er disse to faktorer således de relativt vigtigste elementer i forklaringen af variationen i primærkommunernes samlede udgifter.

Udskrivningsgrundlaget indgår i forklaringen af variationen i udgifterne på biblioteks-, folkeskole- og beskæftigelsesområdet. På biblioteks- og folkeskoleområdet er sammenhængen mellem udskrivningsgrundlaget pr. indbygger og de kommunale udgifter enten, at velhavende kommuner har mulighed for at opprioritere områderne eller, at højere udskrivningsgrundlag pr. indbygger giver større efterspørgsel efter de kommunale tilbud. På beskæftigelsesområdet vil et højere udskrivningsgrundlag eksempelvis udtrykke en højere beskæftigelsesgrad, og dermed mindre pres på den kommunale beskæftigelsesindsats.

Betragtes herefter de forklarende variable, som også indgår som kriterier i det gældende udligningssystem kan følgende konkluderes :

* Den forklarende variabel andel børn af enlige forsørgere har i modellen den næststørste effekt på udgifterne, idet en ændring på en standardafvigelse i variabelen fører en stigning på 2.451 mio. kr., svarende til 2,22 % af de samlede primærkommunale udgifter. I opgørelsen af de sociale udgiftsbehov indgår kriteriet børn af enlige forsørgere med den største vægt på 32,5 % i både lands- og hovedstadsudligningen. Modellens resultater er således i overensstemmelse med udligningssystemets anvendelse og prioritering af kriteriet. Børn af enlige forsørgere indgår i forklaringen af variationen i udgifterne på kontanthjælps-, folkeskole-, boligsikrings- og døgninstitutionsområdet, og fortolkes i alle tilfælde som en paraplyvariabel (dvs. som et generelt mål) for socialt udgiftspres.

* Den forklarende variabel andel 20-59-årige uden beskæftigelse over 5 % har i modellen den 4. største effekt på udgifterne, idet en ændring på en standardafvigelse i variabelen fører en stigning på 1.646 mio. kr., svarende til 1,49 % af de samlede primærkommunale udgifter. I opgørelsen af det sociale udgiftsbehov indgår kriteriet andel af 20-59-årige uden beskæftigelse over 5 % med en vægt på 25,0 % i både lands- og hovedstadsudligningen. Modellens resultater er ligeledes på dette punkt i overensstemmelse med udligningssystemets anvendelse og prioritering af kriteriet. Andelen af 20-59-årige uden beskæftigelse indgår i forklaringen af variationen i udgifterne på kontanthjælps-, beskæftigelses- og administrationsområdet, og fortolkes i alle tilfælde som en paraplyvariabel for socialt udgiftspres, især henført til kontanthjælpsområdet.

* Den forklarende variabel andel af udlændinge fra 3. verdenslande har i modellen den 5. største effekt på udgifterne, idet en ændring på en standardafvigelse i den forklarende variabel fører en stigning på 973 mio. kr., svarende til 0,88 % af de samlede primærkommunale udgifter. I opgørelsen af det sociale udgiftsbehov indgår kriteriet andel af udlændinge fra 3. verdenslande med en vægt på 10,0 % i både lands- og hovedstadsudligningen, og som i de foregående to tilfælde kan der konstateres en overensstemmelse mellem modellens resultater og udligningssystemets anvendelse og prioritering af kriteriet. Andelen af udlændinge fra 3. verdenslande indgår i forklaringen af variationen i udgifterne på folkeskole- og biblioteksområdet og kan dels fortolkes som en paraplyvariabel for socialt udgiftspres, dels opfange de direkte merudgifter ved udlændinge, som ellers repræsenteres af de særlige udligningsordninger vedr. udlændinge.

* Boligkriteriet indgår som kriterium i opgørelsen af de sociale udgiftsbehov med en vægt på 25,0 % i landsudligningen. I modellen fører en ændring på en standardafvigelse i den tilsvarende forklarende variabel en stigning på 511 mio. kr., svarende til 0,46 % af de samlede primærkommunale udgifter. Til sammenligning fører en ændring på en standardafvigelse i andelen af 20-59-årige uden beskæftigelse som beskrevet til en stigning på 1.646 mio. kr., svarende til 1,49 % af de samlede primærkommunale udgifter. I landsudligningen indgår disse to kriterier med samme vægt, men ifølge modellens resultater fører en ændring på en standardafvigelse i andelen uden beskæftigelse altså til over tre gange så stor en stigning i de primærkommunale udgifter som en tilsvarende ændring i boligkriteriet. Modellens resultater indikerer således, at disse to forklarende variables indflydelse på kommunernes udgiftsbehov er af forskellig karakter, og at boligkriteriets vægt kunne overvejes reduceret i forhold til beskæftigelseskriteriet. Boligkriteriet indgår i forklaringen af variationen i udgifterne på kontanthjælps-, boligsikrings- og døgninstitutionsområdet, og fortolkes i alle tilfælde som en paraplyvariabel for socialt udgiftspres, idet der forudsættes en sammenhæng mellem boligstandard/boligtypen og sammensætningen af beboere, hvor beboersammensætningen i de udvalgte boliger alt andet lige forventes at være omkostningskrævende for kommunen end gennemsnitsbefolkningen.

* Udlejningsboliger indgår som kriterium i opgørelsen af de sociale udgiftsbehov med en vægt på 20 % i hovedstadsudligningen, men indgår ikke i landsudligningen. I modellen fører en ændring på en standardafvigelse i den tilsvarende forklarende variabel til en stigning på 792 mio. kr., svarende til 0,72 % af de samlede primærkommunale udgifter, hvilket giver den forklarende variabel den 8. største effekt på udgifterne. Modellens resultater indikerer således, at den forklarende variabel har en forholdsvis stor effekt på udgiftsbehovet i alle landets kommuner og ikke kun for kommunerne i hovedstadsområdet, som i det nuværende udligningssystem. Andelen af udlejningsboliger indgår i forklaringen af variationen i udgifterne på boligydelses- og børnepasningsområdet, og fortolkes i begge tilfælde som en paraplyvariabel for socialt udgiftspres på linie med boligkriteriet.

* Det bysociale kriterium, der er en indikator for andelen af indbyggere i socialt belastede boligområder udenfor hovedstadsområdet, indgår i opgørelsen af det sociale udgiftsbehov med en vægt på 7,5 % i landsudligningen. I modellen er det bysociale kriterium imidlertid den forklarende variabel, der blandt samtlige betragtede har den mindste effekt på udgifterne, idet en ændring fører en stigning på blot 5 mio. kr., svarende til 0,005 % af de samlede primærkommunale udgifter. Modellens resultater bekræfter således ikke den forventede sammenhæng mellem den forklarende variabel og kommunernes behov for at afholde udgifter. Hertil kommer, at kriteriet i den nuværende udligning ikke er kontinuerligt, samt at talgrundlaget ikke er umiddelbart offentligt tilgængeligt. Det bysociale kriterium indgår i forklaringen af variationen i udgifterne på beskæftigelsesområdet, og fortolkes som en paraplyvariabel for socialt udgiftspres forbundet med de kommunale udgifter, der kan være tilknyttet beboere i socialt belastede boligområder.

* I det nuværende udligningssystem indgår andel 25-49-årige uden en erhvervsuddannelse, som et kriterium i opgørelsen af det sociale udgiftsbehov i hovedstadsudligningen, med en vægt på 12,5 %. Kriteriet indgår imidlertid ikke som forklarende variabel på nogen af de 12 analyserede udgiftsområder, og modellen bekræfter således ikke kriteriets betydning i opgørelsen af hovedstadskommunernes sociale udgiftsbehov. I modellen er det på børnepasningsområdet i stedet erhvervsfrekvensen for kvinder, der vælges til at indgå i forklaringen af udgiftsvariationerne. Denne variabel indgår ikke i det primærkommunale udligningssystem, og kunne derfor ifølge modellen udgøre et alternativ til andelen af 25-49-

årige uden en erhvervsuddannelse, idet en ændring på en standardafvigelse i den forklarende variabel fører en stigning på 555 mio. kr., svarende til 0,49 % af de samlede primærkommunale udgifter.

* Fra og med tilskudsåret 1996 er der i udligningsmodellen indgået et kriterium for udgifterne til førtidspension - via et kriterium for antal erhvervsbetingede førtidspensioner. Dette kriterium opgøres ud fra erhvervsfordelingen for de 20-59-årige i kommunen, og den landsgennemsnitlige erhvervsfordeling for personer, der har fået tilkendt en førtidspension. I modellen fører en ændring på en standardafvigelse i den tilsvarende forklarende variabel en stigning på 596 mio. kr., svarende til 0,54 % af de samlede primærkommunale udgifter. Analysen peger således på, at dette kriterium kan anvendes til beskrivelse af variationerne i kommunernes udgiftsbehov på området.

* I modellen fører en ændring på en standardafvigelse i den procentvise ændring i antallet af 7-16-årige i perioden 1992-1996 til et fald på 603 mio. kr., svarende til 0,55 % af de samlede primærkommunale udgifter. Dette resultat er i god overensstemmelse med det eksisterende udligningssystem, hvor der i den aldersbestemte udgiftsbehovsudligning indgår antallet af 7-16-årige for det aktuelle år, medmindre antallet af 7-16-årige tre år tidligere var større, i hvilket tilfælde sidstnævnte antal indgår. Den forklarende variabel indgår på folkeskoleområdet, hvor fortolkningen er, at der ved fald eller stigninger i antallet af de 7-16-årige kan tænkes at være en vis tilpasningsperiode, hvor skoleudgifterne skal tilpasse sig det nye niveau i enten positiv eller negativ retning. Specielt kan der ved fald i antallet af 7-16-årige forestilles en kortere eller længere periode med overkapacitet på området.

Herudover bør nævnes følgende forklarende variable som ikke indgår i det nuværende udgiftssystem, men som alle har en ikke-ubetydelig negativ effekt på de analyserede primærkommunale udgifter:

* Den forklarende variabel Andelen af personer over 65 år vil ved en stigning på en standardafvigelse medføre et fald på 1.676 mio. kr., svarende til 1,52 % af de samlede primærkommunale udgifter. En mulig forklaring kunne være, at en stigende andel ældre medfører stordriftsfordele i serviceproduktionen. Variablens betydelige forklaringskraft i modellens udgiftsvariation indikerer, at den er en mulig kandidat som udgiftsbehovskriterium. Der bør dog udvises en vis forsigtighed i fortolkningen, idet prioritering og ressourceforhold eventuelt - uanset udskrivningsgrundlaget ligeledes indgår i modellen - også kan have påvirket resultatet.

* Den forklarende variabel andelen af familier med tre eller flere børn vil ved en stigning på en standardafvigelse medføre et fald på 958 mio. kr., svarende til 0,87 % af de samlede primærkommunale udgifter, og kunne således også overvejes som et negativt udgiftsbehovskriterium. I denne forbindelse er en mulig forklaring, at børnerige familier ofte indretter arbejdslivet efter børnene med eksempelvis forskudte arbejdstider, "ung pige" eller deltidsarbejde, i stedet for at have børn i offentlig pasning tre forskellige steder, og derved bliver børnerige familier paradoksalt nok ofte en aflastning for kommunernes børnepasningsudgifter.

Endelig indgår forskellige variable for strukturelle forhold herunder landdistriktsgraden, logaritmen til indbyggerantallet (som mål for kommunestørrelse), antal meter vej pr. indbygger og andel udpendlere. Spørgsmålet om strukturelle udgiftsbehov er i øvrigt nærmere behandlet i kapitel 8. Analysen peger på, at der ved opgørelsen af kommunernes udgiftsbehov bør tages hensyn til sådanne strukturelle forhold. I det nuværende udligningssystem repræsenterer det såkaldte grundtillæg på 7,5 mio. kr. pr. kommune dog til dels disse faktorer.

Ud fra de statistiske analyser fås følgende resultater for primærkommunerne, idet det bemærkes, at der ikke er foretaget byrdefordelmæssige beregninger af ændrede udgiftsbehovskriterier :

* De eksisterende udgiftsbehovskriterier andel børn af enlige forsørgere og andel 20-59-årige uden beskæftigelse ud over 5 pct. bør fortsat indgå i udligningen med en betydelig vægt, med førstnævnte kriterium som det tungeste.

* Andelen af udlændinge fra 3. verdenslande bør ligeledes fortsat indgå i udligningen.

* Det kan overvejes at reducere boligkriteriets vægt, som ud fra den statistiske analyse synes at kunne aflastes eller erstattes af det ligeledes eksisterende udgiftsbehovskriterium andel udlejningsboliger.

* De statistiske analyser kun giver meget begrænset støtte for anvendelsen af det bysociale kriterium i udligningen.

* Det nuværende kriterium erhvervsbetinget førtidspension finder støtte i de statistiske analyser.

* Det nuværende kriterium andel 25-49-årige uden erhvervsuddannelse støttes derimod ikke af de foretagne analyser, men kan eventuelt erstattes med erhvervsfrekvensen for kvinder, som tidligere har indgået i systemet.

* En række andre analyserede variable kunne overvejes til anvendelse i udligningssystemet, herunder antal meter vej pr. indbygger, andel ældre over 65 år, andel udpendlere, antal familier med 3 eller flere børn. For de tre sidste variables vedkommende vil dette ske med en negativ værdi, hvilket vurderes at kunne udgøre en præsentationsmæssig komplikation i systemet.

1.3.3.6 Effekten af en stigning på 1 % af gennemsnitlig værdi

Effekten på udgifterne ved ændringer i de forklarende variable er i det foregående beregnet ved at lade stigningens størrelse være defineret ved en "standardiseret" afvigelse eller standardafvigelse. Effekten på udgifterne kan dog også illustreres ved at lade stigningens størrelse være defineret som 1 % af de forklarende variables gennemsnitlige værdi, hvilket afspejler niveauet af de enkelte forklarende variable i kommunerne. Eksempelvis har udskrivningsgrundlaget en gennemsnitlig værdi på 89.541 kr. pr. indbygger, hvilket medfører, at effekten på udgifterne ved en 1 %'s stigning er effekten fra en stigning i udskrivningsgrundlaget på 8.954 kr. pr. indbygger. I tabel 1.3.3 ses denne stigning at medføre, at en given kommunens samlede udgiftsniveau vil være 14,91 % højere end gennemsnitskommunens udgifter. Dette svarer til en stigning i det samlede kommunale udgiftsniveau på 1.644 mio. kr.

Tabel 1.3.21

Udgiftseffekten af en stigning på 1 % af gennemsnitlig værdi i 1996

Forklarende variable

Gennemsnitlig værdi

Udgiftseffekt

(i mio. kr.)

Udgiftseffekt

(i promille)

1. Udskrivningsgrund. pr. indb.

89.541 kr.

1.644

14,89 %

2. Børn af enlige forsørgere

11,1 %

70

0,63 %

3. Personer over 65 år

15,4 %

- 77

- 0,70 %

4. 20-59 u. beskæftig. o. 5 %

14,6 %

55

0,50 %

5. Udlændinge fra 3. verdensl.

1,7 %

10

0,09 %

6. Nettodriftsudgifter pr. indb.

21.000 kr.

129

1,17 %

7. Familier m. 3 eller fl. børn

14,5 %

- 37

- 0,33 ‰

8. Udlejningsboliger

30,4 ‰

19

0,17 ‰

9. Ændr. 7-16-årige 92-96

-5,8 ‰

- 7

- 0,07 ‰

10. Erhvervsbet. førtidspen.

9,8 pers.

70

0,64 ‰

11. Udpendlere ift. arbejdspl.

45,5 ‰

- 15

- 0,14 ‰

12. Personer i udlejningsboliger

24,0 ‰

10

0,09 ‰

13. Meter vej pr. indbygger

18,4 m.

10

0,09 ‰

14. Erhvervsfrekv. for kvinder

79,6 ‰

121

1,10 ‰

15. 20-59 u. beskæftig.

19,6 ‰

25

0,23 ‰

16. Boligkriteriet

20,1 ‰

15

0,13 ‰

17. Ikke-forsikrede ledige

7,2 ‰

6

0,06 ‰

18. Indbyggerantal (log.)

9,4 enh.

- 29

- 0,26 %

19. Landdistriktsgraden

41,7 %

0

- 0,00 %

20. Det bysociale kriterium²

72

5

0,05 %

1 Forklarende variable som indgår i den nuværende udligningsordning markeret med blå.

²Det bysociale kriterium er en dummyvariabel og stigningen på en 1 % af gennemsnittet er afløst af en stigning på fire kandiderende kommuner, hvilket svarer til en stigning på 5,56 %, i forhold til de 72 kommuner, der p.t. indgår i kriteriet.

1.3.4 Statistisk analyse af amtskommunernes udgiftsbehov

I undersøgelsen af de amtskommunale udgiftsbehov er inddraget i alt 4 udgiftsområder, der på årlig gennemsnitlig basis udgør 45,6 mia. kr. i perioden 1993-1997, hvilket svarer til 72,5 % af de samlede årlige gennemsnitlige amtskommunale nettodriftsudgifter på 62,9 mia. kr. i samme periode.

De betragtede amtskommunale udgiftsområder udgør således en relativt mindre andel af de samlede udgifter end de betragtede primærkommunale udgiftsområder og på denne baggrund belyses ikke amtskommunernes samlede udgiftsbehov, men blot udgiftsbehovet i de 4 analyserede udgiftsområder.

1.3.4.1 Datamaterialet

Vurderingen af amtskommunernes udgiftsbehov tager som nævnt udgangspunkt i de amtskommunale udgifter i perioden 1993-1997. Når der for amtskommunerne - modsat analysen for primærkommunerne - tages udgangspunkt i udgiftsniveauet for flere år, skal dette ses i sammenhæng med at det beskedne antal amtskommuner generelt vil gøre det vanskeligere at opnå robuste resultater ved brug af datasæt fra blot et enkelt år.

Ved alternativt at anvende flere årlige datasæt kan konklusionerne fra amtskommunernes beskedne tværsnitsdata understøttes ved samtidig udnyttelse af den information, der ligger i tidsserierne.

1.3.4.2 Modellens tilpassede værdier

I tabel 1.3.5 er modellens tilpassede værdier illustreret ved at foretage en sammenligning mellem de årlige gennemsnitlige amtskommunale udgifter i perioden 1993-1997 på de fire analyserede områder og modellens beregnede værdier af de tilsvarende størrelser.

Summen af de analyserede udgiftsområder er vist nederst i tabel 1.3.5 og ved gennemgang ses, at de samlede årlige gennemsnitlige udgifter i perioden 1993-1997 udgjorde 45.611 mio. kr., mens modellens beregnede værdi er givet ved 47.376 mio. kr. Forskellen mellem henholdsvis den faktiske og modellens beregnede værdi af de årlige gennemsnitlige udgifter er således 1.765 mio. kr., hvilket svarer til en forskel på 3,9 % af de faktiske årlige gennemsnitlige udgifter. Modellen kan således i et vist omfang reproducere de samlede udgifter, hvilket dog som før nævnt ikke må forveksles med forklaringsgraden af variationen for de 4 analyserede områder.

Tabel 1.3.5

Modellens tilpassede værdier af de årgennemsnitlige amtskommunale udgifter i perioden 1993-1997

Udgiftsområde

(i mio. kr.)

Faktisk

sum

(16 amts-kommuner)

Beregnet

sum
(16 amts-kommuner)
Procentvis
afvigelse
1. Gymnasieudgifter
3.846
3.847
0,03 %
2. Sygehusudgifter
30.762
32.527
5,74 %
3. Sygesikringsudgifter
10.209
10.208
-0,010 %
4. Vejudgifter ¹
794
795
0,13 %
Sum 1 : 4
45.611
47.376
3,87 %

¹Analysen af amtskommunernes vejudgifter omfatter kun året 1997 og er foretaget uden København og Frederiksberg kommuner, idet alle veje i disse kommuner er klassificeret som kommuneveje.

1.3.4.3 De forklarende variable i modellen

Modellens evne til at tilpasse det faktiske samlede udgiftsniveau er, som i tilfældet med primærkommunerne, udgangspunktet for en illustration af sammenhængen mellem de enkelte forklarende variable og det samlede udgiftsniveau, vist i tabel 1.3.6.

Da variationen i de forklarende variable også på det amtskommunale område anses for at være det vigtigste aspekt i forbindelse med de forklarende variables betydning for de samlede udgifter tages ved beregningen udgangspunkt i en stigning på en standardafvigelse i de enkelte forklarende variable.

Resultaterne i tabel 1.3.6 indikerer, at den forklarende variabel andelen af fraskilte personer har den største effekt på de analyserede amtskommunale udgifter, idet en ændring i variabelen på en standardafvigelse medfører en stigning på 16.683 mio. kr., svarende til 35,2 % af de analyserede amtskommunale udgifter. Andelen af fraskilte personer indgår i forklaringen af variationen i udgifterne på sygehus- og sygesikringsområdet, og er i begge tilfælde positivt relateret til størrelsen af udgifterne, idet fraskilte personer forventes at have højere sygelighed end øvrige. Endvidere forventes variabelen generelt at fungere som en paraplyvariabel (d.v.s. som et generelt mål) for socialt udgiftspres i amtskommunen.

Andelen af fraskilte personer indgår ikke i opgørelsen af amtskommunernes sociale udgiftsbehov, men modellens resultater kan til trods for denne kendsgerning i en vis forstand fortolkes som en indirekte bekræftelse af amtsudligningen. Baggrunden for dette forhold er anvendelsen af kriteriet andel børn af enlige forsørgere i den nuværende udligningsordning, idet børn af enlige forsørgere ligeledes fortolkes som en paraplyvariabel (dvs. som et generelt mål) for socialt udgiftspres, og dermed har den samme fortolkning og påvirkning af udgifterne som andelen af fraskilte personer. I amtsudligningen indgår børn af enlige forsørgere med en vægt på 48 % og betydningen af kriteriet, såfremt fortolkningen af henholdsvis børn af enlige forsørgere og andelen af fraskilte personer antages identisk, bekræftes således af modellen.

Tabel 1.3.61

Udgifteffekten af en stigning på en standardafvigelse²

Forklarende variable

(i numerisk rækkefølge)

Gennemsnit-lig værdi

Standard-afvigelse

Udgiftseffekt

(i mio. kr.)

Udgiftseffekt

(i pct.)

1. Fraskilte personer

6,9 %

1,98 %

16.683

35,2 %

2. Enlige ældre o. 65 år

50,6 %

5,3 %

12.492

26,4 %

3. Befolkningstæthed³

5,29 pr. km²

-

9.508

20,1 %

4. Personer m. videreg. udd.

13,5 %

4,7 %

7.432

15,7 %

5. Vejspor pr. indbygger

6,4 m.

1,69 m.

353

0,8 %

6. Gymnasielærere o. 45 år

54,0 %

7,1 %

89

0,2 %

¹Forklarende variable som indgår i den nuværende ordning er markeret med blå.

²En standardiseret afvigelse eller standardafvigelse er den gennemsnitlige afvigelse fra en forklarende variabels gennemsnitlige værdi.

3Da befolkningstæthed til forskel fra de øvrige variable er på logaritmisk form er det valgt at lade den stige med blot 0,05 enhed.

Betragtes den forklarende variabel som indgår direkte som kriterium i det gældende udligningssystem kan følgende konkluderes :

* Den forklarende variabel andel enlige blandt ældre over 65 år har i modellen den 2. største effekt i den forklarende variabel på en standardafvigelse medfører en stigning på 12.492 mio. kr., svarende til 35,2 % af de analyserede udgifter. I opgørelsen af de sociale udgiftsbehov indgår andelen af enlige blandt ældre over 65 år med en vægt på 48,0 % i amtsudligningen og det kan således konkluderes, at modellens resultater er i overensstemmelse med udligningssystemets anvendelse og prioritering af kriteriet. Andelen af enlige blandt ældre over 65 år indgår i forklaringen af variationen i udgifterne på sygehusområdet, hvor den forklarende variabel er positivt relateret til udgifterne, idet enlige ældre personer forventes at have et højere sygehusforbrug gennem såvel højere hyppighed som varighed af indlæggelserne end øvrige.

For de øvrige forklarende variable befolkningstæthed og vejspor pr. indbygger kan følgende konkluderes :

* Den forklarende variabel befolkningstæthed har i modellen den 3. største effekt på udgifterne, idet en stigning² i den forklarende variabel medfører en stigning på 9.508 mio. kr., svarende til 20,07 % af de analyserede udgifter. Befolkningstæthed indgår i forklaringen af variationen i udgifterne på sygehus- og vejområdet. På sygehusområdet er befolkningstæthed positivt relateret til størrelsen af udgifterne, idet den forklarende variabel forventes at fungere som en proxy for dels afstand til sygehuset, herunder skadestuen, og dermed intensiteten af sygehusbesøg, dels storbyforhold, herunder eksempelvis forventet højere sygelighed i storbyer end på landet. På vejområdet er befolkningstæthed ligeledes positivt relateret til udgifterne, idet der er en sammenhæng mellem befolkningstæthed og højere udgifter til veje pr. indbygger.

På baggrund af modellens resultater, herunder ikke mindst på sygehusområdet, kan kriteriet overvejes i forbindelse med opgørelsen af de sociale udgiftsbehov.

* Den forklarende variabel antal meter vejspor pr. indbygger har i modellen den 5. største effekt på udgifterne, idet en stigning på en standardafvigelse i den forklarende variabel medfører en stigning på 353 mio. kr., svarende til 0,75 % af de analyserede udgifter. I amtsudligningen indgår sporlængden indirekte i opgørelsen af de amtskommunale sociale og strukturelle udgiftsbehov, via kriteriet for beregnede udgifter til det tekniske område, der har en tilhørende vægt på 4 %. Af disse 4 % udgør sporlængde kun en vis andel, og kriteriet har således en forholdsvis beskedne indflydelse på opgørelsen af de amtskommunale udgiftsbehov. Et forhold, der bekræftes af modellens resultater.

Endelig kan det for de forklarende variable på uddannelsesområdet konkluderes :

* De forklarende variable andel personer med videregående uddannelse og andel gymnasielærere over 45 år har ifølge modellens resultater betydning for amtskommunernes behov for at afholde udgifter. En udvidelse af antallet af kriterier i opgørelsen af amtskommunernes sociale udgiftsbehov med specielt henblik på gymnasieområdet er således en mulighed. Denne mulighed bør især gælde andelen af personer med videregående uddannelse, idet denne forklarende variabel i forhold til andel gymnasielærere over 45 år har langt den største relative indflydelse på de amtskommunale udgifter.

Ud fra de statistiske analyser fås følgende resultater for amtskommunerne, idet det bemærkes, at der ikke er foretaget byrdefordelingsmæssige beregninger af ændrede udgiftsbehovskriterier :

* Det eksisterende udgiftsbehovskriterium andel enlige ældre bør fortsat indgå i udligningen med stor vægt.

* Det nuværende kriterium andel børn af enlige forsørgere finder ikke umiddelbar støtte i de statistiske analyser, men kunne eventuelt erstattes med andel fraskilte personer.

* Et kriterium for befolkningstæthed kunne overvejes, om end årsags-sammenhængen i analyserne er tvetydig.

* Øvrige analyserede variable - andel personer med videregående uddannelse og andel gymnasielærere over 45 år - kan, i hvert fald for førstnævntes vedkommende, forklare visse om end begrænsede udgiftsvariationer mellem amtskommunerne.

1.3.4.4 Effekten af en stigning på 1 % af gennemsnitlig værdi

Effekten på udgifterne ved ændringer i de forklarende variable er i det foregående beregnet ved at lade stigningens størrelse være defineret ved en "standardiseret" afvigelse eller standardafvigelse. Effekten på udgifterne kan som nævnt også illustreres ved at lade stigningens størrelse være defineret som 1 % af de forklarende variables gennemsnitlige værdi, hvilket afspejler niveauet af de enkelte forklarende variable i kommunerne. Udgifteeffekten ved disse stigninger er vist i tabel 1.3.7.

Tabel 1.3.71

Udgifteeffekten af en stigning på 1 % af gennemsnitlig værdi

Forklarende variable

(i numerisk rækkefølge)

Gennemsnitlig værdi

Udgiftseffekt

(i mio. kr.)

Udgiftseffekt

(i pct.)

1. Fraskilte personer

6,9 %

575

1,2 %

2. Enlige ældre o. 65 år

50,6 %

1.194

2,5 %

3. Befolkningstæthed²

5,29 pr. km²

950

2,0 %

4. Personer m. videreg. udd.

13,5 %

215

0,5 %

5. Vejspor pr. indbygger

6,4 m.

9

0,02 %

6. Gymnasielærere o. 45 år

54,0 %

6

0,01 %

¹Forklarende variable som indgår i den nuværende ordning er markeret med blå.

²Da befolkningstætheden til forskel fra de øvrige variable er på logaritmisk form er det valgt at lade den stige med blot 0,005 enhed.

Kapitel 2 De tidligere anvendte analyse- og opgørelsesmetoder af udgiftsbehov

2.1 Opgørelsen af kommunernes udgiftsbehov

Ved udligningen af forskelle i udgiftsbehov er der på linje med udligningen af beskatningsgrundlag en ordning for amtskommunerne og en ordning for primærkommunerne.

I den amtskommunale udligning for alle landets amtskommuner, udlignes 80 pct. af de opgjorte forskelle, mens der for primærkommunerne udlignes 45 pct. og yderligere 40 pct. mellem kommunerne i hovedstadsområdet.

Udligningen indebærer, at kommuner, hvis udgiftsbehov ligger under landsgennemsnittet, yder et bidrag til kommuner, hvis udgiftsbehov ligger over landsgennemsnittet. I hovedstadsudligningen

udlignes tilsvarende i forhold til gennemsnittet for hovedstadsområdet.

Den enkelte kommunes tilskud eller bidrag til ordningen beregnes som forskellen mellem kommunens udgiftsbehov pr. indbygger og landsgennemsnittet ganget med udligningsniveauet og kommunens indbyggertal.

Udgiftsbehovet opgøres på grundlag af en række objektive kriterier. At kriterierne er objektive vil sige, at de afspejler en påvist sammenhæng mellem forskellige udgiftsskabende forhold og kommunernes behov for at afholde udgifter.

Efter den opgørelsesmetode, som blev indført ved udligningsreformen i 1995, opdeles opgørelsen af kommunernes udgiftsbehov i

- * et grundtillæg (kun primærkommuner)
- * det aldersbestemte udgiftsbehov mv.
- * det socialt betingede udgiftsbehov.

Grundtillægget, som kun indgår i den primærkommunale udligning, er på 7,5 mio. kr. for alle kommuner. Grundtillægget svarer dermed til 2.419 kr. pr. indbygger i Højer Kommune, der har 3.100 indbyggere, og 27 kr. pr. indbygger i Århus Kommune, som har 280.000 indbyggere. Grundtillægget sikrer således, at der ved opgørelsen af kommunernes udgiftsbehov tages et vist hensyn til de merudgifter, der især findes i de mindste kommuner.

Ved opgørelsen af kommunernes udgiftsbehov er 80 pct. af de kommunale og amtskommunale udgifter henført til det aldersbestemte udgiftsbehov, mens de resterende 20 pct. henregnes til det socialt bestemte udgiftsbehov. I hovedstadsudligningen indgår de sociale kriterier med en lidt højere vægt, idet 25 pct. af udgifterne her henføres til det socialt bestemte udgiftsbehov.

Det aldersbestemte udgiftsbehov beregnes ud fra antallet af indbyggere i kommunen i forskellige alderstrin ganget med et "enhedsbeløb" for hver enkelt aldersgruppe.

Disse enhedsbeløb er fastsat ud fra den gennemsnitlige kommunale udgift for de enkelte alderstrin - f.eks. den gennemsnitlige udgift til folkeskole og fritidsordninger for 7-16-årige. Det skal dog bemærkes, at det aldersbestemte udgiftsbehov er fratrukket den del af de kommunale udgifter, der er henført til "det sociale udgiftsbehov", hvorfor tallene ikke umiddelbart kan bruges som nøgletal for kommunernes gennemsnitlige udgifter - men tallene illustrerer udgiftsforskellene mellem de enkelte alderstrin.

For en række udgiftsområder, såsom administration, fritid og kultur, vejområder, natur og miljø etc. gælder, at udgifterne ikke kan henføres til bestemte alderstrin. Disse "fællesudgifter", der for landsudligningen udgør ca. 5.900 kr. pr. indbygger, indgår derfor som et ensartet beløb for hvert enkelt alderstrin.

De "enhedsbeløb" som indgår i tilskudsopgørelsen kan således ikke umiddelbart anvendes som "normtal" eller nøgletal for f.eks. hvad en 7-16-årig koster en gennemsnits kommune.

I opgørelsen for 7-16-årige indgår både det faktiske antal 7-16-årige og en korrigeret opgørelse. I den korrigerede opgørelse indgår det højeste antal 7-16-årige i enten beregningsåret eller tre år før. For 1998 udligningen indgår altså det højeste antal 7-16-årige i enten 1997 eller 1994. Denne korrektionsmåde har til hensigt at tage højde for merudgifter på skoleområder i kommuner med stort fald i elevtallet.

Tabel 2.1 Enhedsbeløb ved opgørelse af kommunernes aldersbestemte udgiftsbehov 1998

Beløb i kr. pr. person

Lands-

udligning

Hovedstads-

udligning

0-6-årige, 1.1. 97

33.660,74

39.117,80

7-16 år, 1.1.97

6.065,88

5.817,00

7-16 år, korrigeret*)

48.299,33

54.082,67

17-19-årige

7.103,70

7.002,87

20-24-årige

8.973,86

9.139,79

25-34-årige

8.947,15

9.109,27

35-39-årige

8.612,06

8.726,38

40-64-årige

7.023,45

6.911,16

65-74-årige

15.051,64

15.063,51

75-84-årige

34.556,71

34.915,82

85+årige

93.130,03

87.507,57

Vægtet antal udlejnings-

boliger (boligstøtte)

3.047,81

Beregnet erhvervsbetings-

førtidspension

110.096,33

97.052,78

*) Det største antal 7-16-årige enten 1.1.1997 eller 1.1.1994. Korrektionen skal sikre, at der tages hensyn til merudgifter som følge af faldende elevtal.

Tabel 2.2 Enhedsbeløb ved opgørelse af amtskommunernes

aldersbestemte udgiftsbehov 1998

Beløb i kr. pr. person

Amts-

udligning

0-4-årige

11.657,75

5-15-årige

7.303,92
16-19-årige
23.620,64
20-49-årige
7.597,72
50-59-årige
8.784,92
60-64-årige
11.095,06
65-69-årige
13.635,46
70-74-årige
17.209,44
75-79-årige
21.114,80
80-84-årige
25.779,05
85+-årige
29.378,06

2.1.1 Socialt bestemt udgiftsbehov - socialt indeks

I udligningen af udgiftsbehov indgår de sociale kriterier med en fastsat vægt på 20 pct. af de samlede udgifter for landsudligningen og 25 pct. for hovedstadsudligningen.

Det socialt bestemte udgiftsbehov opgøres ud fra et beregnet "socialt indeks", der er beregnet ud fra en række "sociale kriterier", jf. tabel 2.3.

Tabel 2.3 Sociale kriterier i opgørelsen af det socialt betinget udgiftsbehov

Beregning af socialt indeks

Lands-
udligning
Hoved-
stads-
udligning
Amts-
udligning
Børn af enlige forsørgere
32,5%
32,5%
48,0%
Boligkriteriet
25,0%

Antal udlejningsboliger

20,0%

20-59-årige uden beskæftigelse 1)

25,0%

25,0%

Antal udlændinge fra 3. lande

10,0%

10,0%

25-49-årige uden erhvervsuddannelse

12,5%

Indbyggere i socialt belastede bolig- områder²⁾

7,5%

Antal enlige ældre over 65-år

48,0%

Beregnete udgifter vedr. det tekniske område (veje og areal)

4,0%

I alt

100,0%

100,0%

100,0%

Samlet vægt til sociale kriterier.....

20,0%

25,0%

22,5%

1) For den del som overstiger 5 pct. i kommunen

2) Indgår kun for kommuner udenfor hovedstadsområdet

"Det sociale indeks" varierer i 1998 mellem 37 i Helle Kommune og 194 i Ishøj Kommune.

De sociale kriterier er ikke i samme grad som de aldersmæssige kriterier knyttet til de enkelte udgiftsområder. Formålet er derimod at tage hensyn til de mere overordnede forhold vedrørende den sociale belastning i kommunerne.

2.2 Mellemkommunale overførsler via udligningen af udgiftsbehov

2.2.1 For primærkommunerne

For 1998 yder 159 kommuner bidrag til udligningen af udgiftsbehov via landsudligningen - heraf udgør bidraget over 0,5 skattepoint (pct. af beskatningsgrundlaget) i 53 kommuner. 116 kommuner modtager i 1998 tilskud, hvorefter tilskuddet udgør over 0,5 skattepoint for 38 kommuner. Dette forhold er illustreret i figur 2.1.

Figur 2.1 Landsudligning af udgiftsbehov 1998 - pct. af beskatningsgrundlag

For kommunerne i hovedstadsområdet foretages der via hovedstadsudligningen en særlig kraftig

udligning. For 1998 yder 39 kommuner bidrag til hovedstadsudligningen, mens 11 kommuner modtager tilskud. Tilskuddet udgør op til 1,5 pct. af beskatningsgrundlaget, mens bidraget til hovedstadsudligningen går op til 1,3 pct. af beskatningsgrundlaget. I figur 2.2 illustreres den samlede udligning af udgiftsbehov for kommunerne i hovedstadsområdet, når man betragter landsudligning og hovedstadsudligning under ét. For de to ordninger udgør det højeste bidrag i hovedstadsområdet 2,74 pct. af beskatningsgrundlaget (Bramsnæs Kommune) og det største tilskud udgør 3,4 pct. af beskatningsgrundlaget (Ishøj Kommune).

Figur 2.2 Udligning af udgiftsbehov 1998 for hovedstadsområdet - landsudligning og hovedstadsudligning under ét

2.2.2 For amtskommunerne

For amtskommunerne er overførslen via udligning af udgiftsbehov vist i tabel 2.4. Det fremgår heraf, at 9 amtskommuner i 1998 yder bidrag til udligningen af udgiftsbehov, mens 7 amtskommuner modtager tilskud. Samlet udlignes 765 mio. kr. i den amtskommunale udligning af udgiftsbehov.

Tabel 2.4 Udligning af udgiftsbehov 1998 - amtskommuner

Beløb i 1.000 kr.

Tilskud

Bidrag

Pct. af beskatningsgrundlag

13

København (amtskommunal del)

311.988

0,58%

14

Fr.berg (amtskommunal del)

89.088

0,70%

15

Københavns Amtskommune

96.072

0,12%

20

Frederiksborg Amtskommune

-159.360

-0,35%

25

Roskilde Amtskommune

-156.600

-0,57%

30

Vestsjællands Amtskommune

47.496

0,16%

35

Storstrøms Amtskommune

120.396

0,49%

40

Bornholms Amtskommune

31.680

0,79%

42

Fyns Amtskommune

68.772

0,15%

50

Sønderjyllands Amtskommune

-33.684

-0,14%

55

Ribe Amtskommune

-54.060

-0,24%

60

Vejle Amtskommune

-57.636

-0,16%

65

Ringkøbing Amtskommune

-130.536

-0,49%

70

Århus Amtskommune

-170.100

-0,26%

76

Viborg Amtskommune

-1.884

-0,01%

80

Nordjyllands Amtskommune

-1.632

-0,00%

I alt

765.492

-765.492

2.3 Udviklingen i anvendelsen af udgiftsbehovskriterier og anvendte metoder til opgørelse af kommunernes udgiftsbehov³

Frem til midten af 1970'erne var de kommunale udgifter i stort omfang finansieret af egentlige refusionsordninger. En stor del af de kommunale udgifter blev dækket af et mellemkommunalt refusionsforbund og af statslige refusionsordninger.

I midten af 1960 var der op mod 90 refusionsordninger og de statslige refusioner dækkede over halvdelen af kommunernes udgifter.⁴

Denne udvikling, herunder ikke mindst den markante vækst i disse ordninger, gav anledning til voksende kritik. Der blev særligt peget på det uheldige i at dispositionsbeføjelsen og det økonomiske ansvar ikke fulgtes ad.

Herudover indeholdt de enkelte refusionsordninger ofte regler, der gav staten en meget detaljeret indflydelse på de refusionsberettigede områder. Refusionssystemet var således årsag til en betydelig administrativ centralisering.

Spørgsmålet om et ændret tilskuds- og udligningssystem kom til at indgå i flere af de analyser om det kommunale område, som blev gennemført fra slutningen af 1940'erne og frem til 1970'erne, og der var efterhånden generel enighed om behovet for at erstatte refusionsordninger med et tilskudssystem baseret på objektive kriterier.

Den efterfølgende etapevise afskaffelse af de statslige refusionsordninger - der normalt er omtalt som byrdefordelingsreformen - er illustreret i boks 2.1.

Boks 2.1 Omlægning af statsrefusion 1970 - 1998

1970 1. første etape 1. april 1970. Nedsætning af statsrefusionen omfattende bl.a. lærerlønninger, sygehusudgifter og vejområdet.

1971 2. etape 1971/1972. Omfattede indførelse af en direkte udligning af forskelle i beskatningsgrundlag og udgiftsbehov mellem kommunerne og amtskommunerne.

1972 3. etape 1. april 1973. Indførelse af tilskud til primærkommunerne efter objektive udgiftsbehovskriterier. Man ophævede refusionen af udgifterne på vejområdet, ligesom der skete en regulering af de generelle tilskud i forbindelse med indførelse af offentlig sygesikring og overførelse af dagpengeudgifter til kommunerne.

1975 4. etape 1975. Omfattede ophævelse af refusionen af de amtskommunale sygehus- og sygesikringsudgifter og udgifter til gymnasieskoler. For primærkommunerne bortfaldt bl.a. refusionen af lærerlønudgifter og ungdomsskoleudgifter.

1976 5. etape 1976. Afløsning af en række refusioner på gennemsnitlig godt 70 pct. indenfor for det sociale område (bistandsloven) med en generel refusionssats på 50 pct. Statshospitalerne overføres til amtskommunerne.

1980 Ved særforborgens udlægning i 1980 blev et samlet udgiftsområde på 2,1 mia. kr. (1980-niveau) overført fra staten til amtskommunerne og kommunerne.

1984 I 1984 bortfaldt biblioteksrefusionen.

1986 I 1986 blev statsgymnasierne overført til amtskommunerne.

1987 Ved den sociale finansieringsomlægning i 1987 bortfaldt statsrefusion af hjemmehjælp, hjælpemidler og omsorgsarbejde, daginstitutioner for børn og unge, dagpleje, plejehjem, daghjem og dagcentre, beskyttede boliger, hjemmesygepleje og sundhedspleje, hvor der på de fleste områder hidtil havde været 50 pct. refusion.

1992 I 1992 ændres refusionssatserne for førtidspension og dagpenge. Omlægningen indebar først og fremmest en nedsættelse af refusion for nytilkendte førtidspension til 50 pct. for pensionister under 60 år. Herudover skete der en tilpasning af refusionssatserne for dagpenge og sygedagpenge.

Boks 2.1. Omlægning af statsrefusion 1970 - 1998, fortsat

1998 Overførelse af 2/3 af hovedlandevejsnet fra staten til amtskommunerne. Nedsættelse af refusionsprocent for forsorgshjem ("institutioner for socialt understøtte") og personlige tillæg til pensionister fra 75% til 50%. Refusion for førtidspensionister over 60 år nedsættes til 50 pct. for pensioner tilkendt efter 1.7 1997.

Som det fremgår af boks 2.1. er en meget stor del af de statslige refusionsordninger gradvist blevet erstattet af en kommunal finansiering, der er baseret på kommunale skatteindtægter kombineret med et generelt tilskuds- og udligningssystem.

Siden indførelsen af tilskuds- og udligningssystemet i begyndelsen af 1970'erne, har der været tale om en række omlægninger af tilskuds- og udligningssystemet.

Fra og med finansåret 1970-71 blev der indført et generelt statstilskud til kommunerne. Statstilskuddet svarede til den statslige besparelse ved regulering af refusionsordningerne for bl.a. vejområdet, sygehuse og lærerlønningerne, jf. tidligere, og tilskuddet blev i de følgende år reguleret i takt med de gennemførte omlægninger af de statslige refusioner.

Tilskuddet til amtskommunerne omfattede et statsfinansieret skattegrundlagstilskud, mens

tilskuddet til primærkommunerne blev fordelt efter objektive kriterier for kommunernes udgiftsbehov. Statstilskud til amtskommuner efter objektive kriterier blev indført fra 1975.

I tilknytning til kommunalreformen og omlægningen fra refusion til generelle tilskud indførtes i årene 1971 til 1973 en generel skatteudligning for primærkommunerne i hele landet.

I 1973 vedtog Folketinget herudover en særlig hovedstadsudligning. Kommunerne i hovedstadsområdet var herefter omfattet af såvel de landsdækkende tilskuds- og udligningsordninger, som den særlige udligning for kommuner og amtskommuner i hovedstadsområdet.

De objektive kriterier til opgørelse af kommunernes udgiftsbehov indgik således i første omgang til både fordeling af statstilskud og som element i den kommunale udligning, mens det "objektive udgiftsbehov" efter 1983 alene er indgået i opgørelsen af den mellemkommunale udligning af forskelle i udgiftsbehov.

Frem til 1980 blev kommunernes objektive udgiftsbehov udelukkende opgjort ud fra aldersmæssige og strukturelle kriterier (areal og vejlængde).

I 1979 og 1980 blev der ved et kompleks af flere lovforslag imidlertid gennemført en omfattende reform af tilskuds- og udligningssystemet. Reformens hovedsigte var at der skulle tages større hensyn til primær- og amtskommunernes socialt betingede udgiftsbehov.

I kritikken af det daværende tilskuds- og udligningssystem var det fremhævet, at der ikke blev taget hensyn til de socialt bestemte merudgifter, som især var fremherskende i storbyerne.

Københavns Kommune havde i 1977, med rapporten "Bloktilskud og andre udligningsordninger"⁵, fremlagt en samlet gennemgang og kritik af det daværende bloktilskudssystem. Her pegede man på at der med de daværende kriterier kun i ringe omfang blev taget hensyn til de sociale merudgifter i storbyerne, og at Københavns Kommune havde haft et væsentligt tab på omlægningen fra refusionsordninger til generelle tilskud.

På baggrund af bl.a. denne rapport nedsatte indenrigsministeren i 1977 en arbejdsgruppe til at analysere de kommunale udgiftsbehov. Arbejdsgruppen afgav i november 1978 betænkning nr. 855 "Kommunale udgiftsbehov".

Med den følgende reform fulgte man i stor udstrækning konklusionerne fra betænkningen om at indføre sociale kriterier i udligningen. For primærkommunerne omfattede dette kriteriet "antal børn af enlige forsørgere", og for amtskommunerne blev der tillige indføjet kriteriet "antal enlige ældre".

Udvalgets forslag om indførelse af et kriterium for antal udlejningsboliger m.v. blev dog først gennemført i 1980, hvor man indførte det såkaldte boligkriterium ("antal ældre utidssvarende boliger, og nyere udlejningsboliger".)

Fra tilskudsåret 1984 blev tilskuds- og udligningssystemet omlagt på en række områder. Der var hovedsageligt tale om en teknisk ændring af systemet, og som fremhævet i lovforslaget var det målsætningen at de byrdefordelmæssige forskydninger skulle være så små som mulige. Med reformen blev systemet opdelt i en særskilt udligning af forskelle i skattegrundlag og en udligning af forskelle i udgiftsbehov. Fordelingen af det generelle statstilskud blev samtidig ændret således, at statstilskuddet var "neutralt" i forhold til udligningen. Herefter indgik de "objektive kriterier" alene i forhold til den mellemkommunale udligning af udgiftsbehov, og dermed var de ikke længere fordelingsnøgle for statstilskuddet til kommunerne.

Ved reformen bortfaldt endvidere den amtskommunale hovedstadsudligning, hvilket skal ses i sammenhæng med at udligningsniveauet i landsudligningen for amtskommunerne blev hævet til 80 pct.

Den næste større revision af tilskuds- og udligningssystemet skete i 1985 med lov nr. 252 af 6. juni 1985, som havde virkning fra 1987. Omlægningen havde i stort omfang til formål at mindske de byrdefordelmæssige forskydninger ved den gennemførte refusionsomlægning, hvorved statsrefusionen for det sociale institutionsområde bortfaldt fra 1987, jf. tidligere. Med denne reform skete der en tilpasning af udligningsniveauerne og en generel tilpasning af de kriterier som indgik i udgiftsbehovsudligningen. For primærkommunerne blev de to kriterier "antal fuldtidsledige" og "antal erhvervsaktive kvinder" indført med en vægt på 2,5 pct., ligesom den samlede vægt for de sociale kriterier blev forhøjet til 20 pct.

Tilpasningen af de sociale kriterier skal også ses i sammenhæng med den debat, der i perioden forud havde pågået om særligt de socialt bestemte merudgifter i storbyerne. Tilpasningen af de sociale kriterier og forhøjelse af de sociale kriteriers vægte havde således også til formål at sikre en større hensyntagen til de socialt bestemte merudgifter.

Fra 1987 til 1994 blev udligningssystemet tilpasset på flere mindre områder, herunder en justering af de aldersmæssige vægte i opgørelsen. Fra 1996 er tilskuds- og udligningssystemet blevet omlagt på en række områder, ligesom der er sket en væsentlig ændring af de kriterier, der indgår i opgørelsen af kommunernes udgiftsbehov. Udligningsreformen, der blev vedtaget af Folketinget i juni 1995, havde bl.a. til formål at sikre den sociale balance mellem kommunerne ved en forøget udligning af forskelle i kommunernes udgiftsbehov.

Udligningsgraden for udgiftsbehovsudligningen blev øget fra 35 pct. til 45 pct. i landsudligningen og i hovedstadsudligning (der lægges til landsudligning) fra 25 pct. til 40 pct.

For udgiftsbehovsudligningen indebar reformen endvidere at opgørelsen af kommunernes udgiftsbehov fra 1996 præsentationsmæssigt blev opdelt i et grundtillæg, det aldersbestemte

udgiftsbehov og det socialt betingede udgiftsbehov.

Formålet med det særlige grundtillæg, der udgør 7,5 mio. kr. for alle kommuner, er at tage højde for de "startudgifter", der forekommer for alle kommuner, f.eks. udgifter til kommunalbestyrelse og en vis administration.

For det aldersbestemte og strukturelle udgiftsbehov blev "vejkriteriet" (km. vej i 1982) afskaffet for både primærkommunerne og amtskommunerne, og endeligt blev der som kriterium for kommunernes udgiftsbehov vedrørende førtidspension indarbejdet et nyt kriterium "erhvervsbetinget førtidspension".

Omlægning af de sociale kriterier indebar bl.a., at kriteriet "antal fuldtidsledige" blev erstattet af et nyt socialt kriterium "antal 20-59-årige uden beskæftigelse ud over 5 pct. af de 20-59-årige i kommunen". Antal udenlandske statsborgere fra 3. verdenslande indgik som nyt socialt kriterium, mens kriteriet "antal erhvervsaktive kvinder" forsvandt. I hovedstadsudligningen blev boligkriteriet erstattet af kriteriet "antal udlejningsboliger" og der blev indført et nyt socialt kriterium "antal personer uden erhvervsuddannelse". I landsudligningen blev der endeligt indført et nyt kriterium for kommuner (udenfor hovedstadsområdet) med særlige bysociale problemer ("antallet af indbyggere i områder, udenfor hovedstadsområdet, med særlige bysociale problemer").

I tabel 2.5 er vist en oversigt over de kriterier, som er indgået i opgørelsen af kommunernes "objektive udgiftsbehov" siden 1973. For primærkommunerne er der, som det fremgår af oversigten, tale om fire hovedforløb frem til 1996. Perioden 1973-1979, hvor der udelukkende indgår kriterier af strukturel og aldersmæssig karakter. Perioden 1980-86, hvor der indgår to sociale kriterier med en samlet vægt på 10 pct. Perioden 1987-1995, hvor der indgår fire sociale kriterier, med en samlet vægt på 20 pct. Endeligt er der fra 1996 sket en generel omlægning af de sociale kriterier, ligesom de sociale kriteriers vægt er forhøjet til 25 pct. i hovedstadsudligningen.

For amtskommunerne indgik i perioden 1975 til 1979 alene aldersmæssige/strukturelle kriterier. Fra 1980 indførtes de to sociale kriterier - "antal enlige i aldersgruppen 65 år og derover" og "antal børn af enlige forsørgere". De to kriterier havde en samlet vægt på 15 pct.

For 1986 øges vægten for de sociale kriterier til 17,5 pct. og for 1987 yderligere til 20 pct. Fra tilskudsåret 1987 indføres samtidig kriteriet "beregnet antal døde". Dette kriteriet indgik som en "proxy-variabel" for sygelighed. Fra tilskudsåret 1994 tilpasses de sociale kriterier på ny, idet dødelighedskriteriet afskaffes, mens vægten for de to øvrige sociale kriterier opjusteres. Ved udligningsreformen i 1995 udgår vejkriteriet også i den amtskommunale udligning, mens der i 1998 indføres et kriterium for de beregnede udgifter vedrørende det tekniske område.

Tabel 2.5 Oversigt over anvendte kriterier i opgørelse af kommunernes udgiftsbehov

Primærkommuner

73-75

75-76

76-79

80

81-83

Aldersmæssige kriterier i alt

84,0

91,0

91,0

82,8

83,7

Areal

8,0

5,0

4,0

Vejlængde

8,0

4,0

3,0

5,4

5,4

Boligstøttekriterium

2,0

1,8

0,9

Førtidspensionskriterium

Sum

100,0

100,0

100,0

90,0

90,0

Sociale kriterier

Børn af enlige forsørgere

10,0

5,0

Sociale belastede boliger

5,0

Fuldtidsledige

Erhvervsaktive kvinder

Personer uden beskæftigelse

(over 5 %)

Udlændinge fra 3. verdenslande

Indbyg. i socialt belastede bolig-
områder

I alt

100,0

100,0

100,0

100,0

100,0

Primærkommuner

84-86

87-92

92-94

95

96 -

Aldersmæssige kriterier i alt

85,7

75,6

75,2

73,7

76,3

Areal

Vejlængde

3,1

3,1

3,1

3,1

Boligstøttekriterium

1,2

1,3

1,7

1,9

1,8

Førtidspensionskriterium

1,3

1,9

Sum

90,0

80,0

80,0

80,0

80,0

Sociale kriterier

Børn af enlige forsørgere

5,0

7,5

7,5

7,5

6,5

Sociale belastede boliger

5,0

7,5

7,5

7,5

5,0

Fuldtidsledige

2,5

2,5

2,5

Erhvervsaktive kvinder

2,5

2,5

2,5

Personer uden beskæftigelse

(over 5 %)

5,0

Udlændinge fra 3. verdenslande

2,0

Indbyg. i socialt belastede bolig-
områder

1,5

I alt

100,0

100,0

100,0

100,0

100,0

Tabel 2.5. Oversigt over anvendte kriterier i opgørelse af amtskommunernes udgiftsbehov

Amtskommuner

75-76

76-79

80

81-83

84-85

Aldersmæssige kriterier i alt

96,0

98,0

83,3

84,2

84,1

Areal

2,0

1,0

Vejlængde

2,0

1,0

1,7

0,8

0,9

Sum

100,0

100,0

85,0

85,0

85,0

Sociale og strukturelle kriterier

Børn af enlige forsørgere

7,5

7,5

7,5

Enlige ældre over 65 år

7,5

7,5

7,5

Beregnet dødelighed

Beregnete udgifter til teknik og miljø

I alt

100,0

100,0

100,0

100,0

100,0

Amtskommuner

86

87-93

94-95

96-97

Aldersmæssige kriterier i alt

81,6

79,1

79,1

80,0

Areal

Vejlængde

0,9

0,9

0,9

Sum

80,0

80,0

80,0

Sociale og strukturelle kriterier

Børn af enlige forsørgere

10,0

10,0

10,0

10,0

Enlige ældre over 65 år

7,5

5,0

10,0

10,0

Beregnet dødelighed

5,0

Beregnete udgifter til teknik og miljø

I alt

100,0

100,0

100,0

100,0

2.4 Den forudsatte forklaringsmodel for kommunernes udgiftsbehov

I modsætning til eksempelvis en udligning af kommunernes indtægtsgrundlag rummer en udligning af kommunernes udgiftsbehov det grundlæggende problem, at det "objektive udgiftsbehov" aldrig vil kunne opgøres helt entydigt.

I de analyser, der har været foretaget herhjemme og som danner baggrund for de indførte kriterier, tages udgangspunkt i de variationer, der findes mellem kommunernes faktiske udgiftsniveau - denne analyseform har også været omtalt som "adfærdsmodellen".

I forhold hertil kunne der opstilles en model for udligning baseret på enten kommunernes "minimaludgifter" eller "normbeløb". Ved en sådan opgørelse ses i stedet på, hvilke udgifter kommunerne med de fastsatte regler mm. som minimum må afholde, eller statslige "normbeløb" for hvad udgifterne på et givet område burde være. Tilsvarende har der i andre landes systemer været sondret mellem kommunernes obligatoriske udgiftsområder og "frivilligt påtagne" udgifter, hvor udligningen tilsvarende alene har omfattet de "obligatoriske udgiftsområder".

Ovenstående metoder vil således forudsætte at der fra statslig side fastsættes rimeligt dækkende normer for kommunernes udgiftsforpligtigelser. Dette forhold medfører i nogle tilfælde vanskelige sondringer mellem, hvad der er "nødvendige" udgifter, og hvad kommunerne i mindre grad er forpligtet til at påtage sig.

Ved fastsættelse af "udgiftsbehov" er der i det danske system traditionelt i stedet taget udgangspunkt i de konstaterede forskelle i kommunernes udgiftsniveau.

Kommunernes udgiftsniveau er naturligvis som udgangspunkt et resultat af en politisk stillingtagen i forbindelse med budgetvedtagelsen. I forhold hertil er det samtidig klart, at de kommunale udgifter også afspejler nogle bagvedliggende "udgiftsbehov", og at variationerne i kommunernes udgiftsniveau i stor udstrækning kan tilskrives aldersmæssige-strukturelle forskelle.

På denne baggrund har analyserne af variationerne i kommunernes udgiftsniveau i Danmark i udpræget grad været baseret på tværtsnitsanalyser (som tidligere ofte blev omtalt som "økologiske analyser"), hvor man ud fra kommunens udgiftsniveau har undersøgt sammenhængen mellem udgiftsniveau og de bagvedliggende udgiftsbestemmende faktorer. Tværtsnitsanalyser har således typisk været anvendt som løsning for det problem, at der ikke findes tilstrækkeligt dækkende data for den enkelte borgers træk på offentlige udgiftsområder. Herudover har man via tværtsnitsanalyser søgt at analysere betydningen af f.eks. politiske faktorer i den politiske beslutningsproces.

Uanset udgangspunktet for disse tværtsnitsanalyser må der nødvendigvis forudsættes en teoretisk model for de undersøgte sammenhænge. I bl.a. den politologiske og økonomiske teori har der således i tilknytning hertil været opstillet en lang række modeller til forklaring af variationerne i kommunernes udgiftsniveau. Udgangspunktet har typisk været en model af formen:

$$U = f(B, P, R)$$

Hvor kommunens udgiftsniveau ses som en funktion af behovs- (B), præference- (P) og ressourcevariable (R). Denne model kan nuanceres i betydeligt omfang, og i tabel 2.6 er illustreret, hvilke kriterier, der oftest søges inddrages i forklaringen af kommunernes

udgiftsniveau er.

Tabel 2.6 Elementer til forklaring af kommunernes udgiftsniveau

Behov

- * aldersstruktur
- * sociale struktur (arbejdsløshed, familiestruktur mv.)
- * erhvervsstruktur
- * fysiske struktur (areal, vejlængde, trafiktæthed, havne osv.)
- * stordrifts fordele / ulemper
- * regionale pris- og lønforskelle

Præferencer

- * lokal politisk prioritering
- * effektivitet i opgavevaretagelsen
- * kvalitet i løsninger
- * takstniveau på områder med mulighed for taksttilpasning

Ressourcer

- * kommunens ressourcegrundlag
- * vælgernes indkomstgrundlag

I forhold til en sådan model gælder, at ændringer i kommunernes behov og præferencer sjældent slår fuldt igennem på kommunens udgiftsbehov det enkelte år, men at der typisk vil være en vis tilpasningsperiode, hvorfor der kunne være baggrund for at også at inddrage forskellige tidsforløb. Dette gælder såvel kommunernes tilpasning til ændringer i behovsstrukturen som f.eks. årsagssammenhæng mellem visse sociale kriterier og senere merudgifter. Sidstnævnte kan eksempelvis illustreres ved, at i det omfang sociale forhold såsom arbejdsløshed, boligforhold etc. påvirker sygelighed, vil der normalt være et vist tilpasningsforløb.

Når ressourcefaktorer inddrages i en sådan analyse skal dette ses i sammenhæng med, at der for flere udgiftsområder forekommer en klar sammenhæng mellem udgiftsniveau og kommunens ressourcegrundlag. Dette forhold gælder bl.a. for kommunernes udgifter til fritid og kultur og børnepasningsområdet. Såfremt sådanne faktorer ikke inddrages i analyserne vil der være stor fare for, at der i de statistiske analyser påvises en sammenhæng mellem kriterier og udgiftsbehov, som i virkeligheden dækker over bagvedliggende ressourceforhold. En påvist sammenhæng mellem storbyforhold, såsom antal udlejningsboliger og kommunale udgifter til skoleområdet, kunne eksempelvis dække over, at storbykommuner gennemgående har et højere ressourcegrundlag.

2.5 Valget mellem "regressionsmetode" og kriteriemetode

2.5.1 Kriteriemetoden

Den metode, der fra 1973-95 har været anvendt til opgørelse af kommunernes udgiftsbehov, har normalt været benævnt som "kriteriemetoden". Ud fra en række kriterier for kommunernes udgiftsbehov og en række tilknyttede vægte beregnes kommunens samlede udgiftsbehov som kommunens andel af de samlede kommunale udgifter.

Der opgøres således kun ét beløb pr. kommune og der beregnes principielt ikke noget udgiftsbehov for de enkelte udgiftsområder. De sociale kriterier indgår tilsvarende i den samlede beregning som paraplyvariable for udgiftsbehovet på flere områder.

Kriteriemetoden svarer matematisk til den model, der anvendes fra og med 1996 - omend der er tale om en ændret præsentation af opgørelsen. Ved den nye metode fastsættes for hver kriterieværdi - f.eks. antal 0-6-årige, en gennemsnitlig enhedsomkostning. De sociale kriterier præsenteres ud fra et "socialt indeks", men også denne metode svarer matematisk til den hidtidige "kriteriemetode".

2.5.2 Regressionsmetoden

En anden metode til opgørelse af kommunernes udgiftsbehov er "regressionsmetoden". (Denne metode har også tidligere været omtalt som "normaludgiftsmetode"). Ved denne metode lægges de sammenhænge, der er fundet ved statistiske analyser af udgiftsvariationerne direkte til grund for beregning af udgiftsbehovet på de enkelte områder. Regressionsmetoden tillader således, at de sociale udgifter indgår direkte ved beregningen af udgiftsbehovet på de enkelte områder - og ikke som i kriteriemetode - som en samlet blok.

Kommunens "estimerede udgiftsbehov" til skole- og fritidsområdet ville dermed eksempelvis skulle opgøres som:

Antal 7-16-årige i X enhedsbeløb pr.

kommunen

*

Det beregnede

enhedsbeløb pr.

7-16-årige for kommunen

Enhedsbeløbet for 7-16-årige i den enkelte kommune skulle eksempelvis opgøres som:

Enhedsbeløb =

Konstant

Andel af børn af enlige forsørgere

Andel ind-

vandrere/ udlændinge

Andel boliger som er særligt socialt belastet

K +

B1 * I1

+

B2 * I2

+

B3 * I3

Hvor I1 , I2 og I3 angiver kommunens værdi for de enkelte kriterier, mens B1, B2 og B3 angiver de statistisk fundne parametre (kronebeløb).

Ved denne metode vil kommunerne altså have forskellige "enhedsbeløb" pr. 7-16-årige, afhængigt af de nærmere inddragne kriterier.

Kriterierne i dette eksempel er helt tilfældigt valgt, og vil i givet fald skulle fastsættes ud fra statistiske analyser. Der kan endvidere i sagens natur udbygges med flere kriterier.

Metoden er beregningsmæssigt noget mere omfattende end kriteriemetoden, men rummer visse umiddelbare fordele. For det første forudsættes der ikke nødvendigvis en proportionalitet mellem kriterier og udgiftsbehov. I formlen kan der mere nuanceret tages hensyn til evt. stordriftsfordele. De sociale kriterier vil desuden mere direkte blive knyttet til de relevante udgiftsområder, og vægten for disse kriterier vil altså i højere grad blive baseret på analyseresultaterne.

I det omfang der, jf. tidligere, inddrages præference eller ressourcekriterier i modellen, vil sådanne parametre i udligningsmodellen enten kunne udelades helt eller neutraliseres ved at anvende landsgennemsnitlige kriterieværdier (jf. betænkning. 855, s.193-195). Hvis man i analysen eksempelvis har påvist at kommunens indtægtsgrundlag må tilskrives en given vægt vil dette blive holdt udenfor selve udligningsopgørelsen, idet man her eksempelvis indsætter det gennemsnitlige indtægtsgrundlag for alle kommuner.

Med "regressionsmetoden" opgøres kommunens samlede udgiftsbehov som summen af de beregnede udgifter på de forskellige områder.

Tabel 2.7 Opgørelse af udgiftsbehov via kriteriemetode - regressionsmetode

Kriteriemetode

Regressionsmetode

Fordele

Griber ikke ind i den kommunale prioritering

Beregningsmæssig enkel

De byrdefordelmæssige forskydninger er fastsat ved en entydig politisk stillingtagen

Metoden og princippet kan være lettere at forstå

Gør det lettere at indarbejde sociale kriterier og særordninger

Ulemper

Vægt for sociale kriterier må fastsættes skønsomt

Kriterieandele /vægte kan være vanskelige at forstå

Vanskeligt at kombinere med analysemetode, der ikke er baseret på regressionsanalyse / kommunale tværsnitsanalyser.

Det må formodes, at metoden fører til større ustabilitet i opgørelsen fra år til år

Beregningsmæssig mere kompliceret.

Udgiftsområderne må fastsættes meget bredt for at dække kommunernes opgavevalg

"Regressionsmetoden" har jævnligt været fremlagt som alternativ til "kriteriemetoden", og har været behandlet ved flere lejligheder - bl.a. i betænkning 855, 1978, og i betænkning 963, 1982. I betænkning 855 blev metoden anvendt ved analyse af de kommunale udgiftsbehov. Betænkningen kom ikke med nogen egentlig anbefaling m.h.t. valget mellem de to metoder. Regressionsmetoden indgik herefter ikke i de videre overvejelser. I tabel 2.7 er kort skitseret nogle fordele og ulemper ved de to metoder.

Et generelt forbehold ved "regressionsmetoden" har været, at den usikkerhed der knytter sig til opgørelsen af kommunernes samlede udgiftsbehov vil blive forstørret - mere synlig ved beregning af udgiftsbehov på enkeltområder.

De mulige sociale kriterier vil ofte indgå som paraplyvariable for nogle mere komplekse sammenhænge. Ved beregning af udgiftsbehov på enkeltområder vil der derfor kunne rejses mange spørgsmål om årsagssammenhæng - ex. hvorfor antal børn af enlige forsørgere indgår til beregning af udgiftsbehovet vedr. kulturområdet.

Desuden vil der på en lang række udgiftsområder være en betydelig frihed i den kommunale opgavevaretagelse, og en lang række udgifter kan siges at være indbyrdes substituerende.

Dette gælder f.eks. udgifter til kontanthjælp, beskæftigelsesindsats, førtidspension og sygedagpenge, hvor der vil kunne peges på mange udgiftsvariationer, der skyldes forskelle i kommunernes opgavetilrettelæggelse. Beregning af udgiftsbehovet på enkeltområder må således nødvendigvis skulle ske for nogle større udgiftsområder under ét.

Det har også tidligere indgået i diskussionen, at en beregning af et "objektivt" udgiftsbehov på enkeltområder rummer en fare for, at staten utilsigtet påvirker den kommunale prioritering.

Herudover må der i forhold til "regressionsmetoden" tages stilling til den mulige ustabilitet i beregningerne. Bl.a. de engelske erfaringer har illustreret, at en opgørelse baseret på en sådan metode vil kunne give større forskydninger i opgørelsen af udgiftsbehov fra år til år.

Kapitel 3 Udligning af udgiftsbehov - modeller i vores nabolande

3.1 Indledning

Når man sammenligner det danske udligningssystem med de modeller, der anvendes i andre lande må der naturligvis tages højde for, at der er stor forskel i såvel graden af kommunal decentralisering som graden af kommunernes "egenfinansiering".

Disse forhold vil naturligvis også afspejle sig i den udligningsmodel, man har valgt i de enkelte lande - eksempelvis vil behovet for udligning være større, hvis man som i Danmark har valgt et system med en høj grad af kommunal decentralisering og stor grad af egenfinansiering.

Tilsvarende kan tilskuds- og udligningsmodellen i nogle lande blive anvendt som en del af den statslige styring af den kommunale prioritering, mens man i andre lande - som Danmark - har lagt vægt på, at tilskuds- og udligningssystemet ikke bør påvirke den kommunale prioritering.

3.2 England

3.2.1 Graden af decentralisering

De engelske kommuner varetager godt 27 pct. af de samlede offentlige udgifter, 7 men i forhold til øvrige europæiske lande er der tale om en begrænset skatteudskrivning. Kommunerne har således ikke ret til at udskrive indkomstskat, men har mulighed for selvstændigt at fastsætte ejendomsskatter. Det kommunale skatteprovenu dækker knap 11 pct. af de kommunale udgifter. Den overvejende del af de kommunale udgifter finansieres ved statslige overførsler.

3.2.2 Det engelske SSA-system

Det engelske "Standard Spending Assessments" (SSA) består af et statsligt tilskud til de forskellige kommunale serviceområder. Tilskuddene dækker i alt godt 21 pct. af det kommunale indkomstgrundlag. SSA-tilskuddene beregnes for følgende områder:

Uddannelse SSA

- grundskole
- mellemskole
- skoler for over 16-årige
- undervisning for under 5-årige
- øvrig uddannelse

2

Det sociale område

- børn
- ældre (underopdelt på hjemmepleje og institutioner)
- øvrige

3

Politi

4

Brandvæsen og civilforsvar

5

Motorveje

6

Øvrige områder (off. trafik, museer, planlægning mm)

7

Finansielle poster

Kilde: Standard Spending Assessments, 1998/99, Handbook.

Tilskudsbeløbet beregnes som et normalbeløb pr. antal i "klientgruppen" plus et ekstratilskud pr. antal i nogle særlige omkostningskrævende grupper. Eksempelvis beregnes uddannelsesbeløbet pr. 5-10-årige elever som:

Grundbeløb x antal 5-10-årige elever

+ tillægsbeløb x antal elever i "additional Education need" gruppe

+ tillægsbeløb vedr. lav befolkningstæthed

+ tillægsbeløb ved antal skolebespisninger

(der er lovbunden for børn af forældre der modtager indkomstoverførsel).

Antallet af børn i gruppen af "additional need" opgøres som en vægtet sum af antallet af børn af enlige forsørgere, antallet af børn af forældre der modtager indkomstoverførsel og antallet af børn af udenlandske statsborgere (børn født i 3. lande, eller børn født i familie, hvor forsørger er født i 3. lande).

For ældreområdet opgøres SSA-beløbet for hjemmepleje ud fra følgende kriterier:

Grundbeløb for 65+-årige, korrigeret for

- andel af 75-84,
- andel af 85+-årige,
- andel enlige ældre,
- andel ældre i udlejningsboliger,
- ældre der modtager indkomstoverførsel,
- antal ældre med "langtidssygdom"

Kilde: Standard Spending Assessments, 1994/95 edition.

Det engelske SSA system må betragtes som et generelt tilskudssystem, men i forhold til det

danske system er der en klar "normering" på de enkelte områder således, at der centralt beregnes et bestemt standard serviceniveau.

Opgørelsen må samtidig siges at være forholdsvis kompleks. Eksempelvis indgår de gennemførte regressionsanalyser direkte i det materiale, der dokumenterer opgørelsen i forhold til kommunerne.

3.3 Sverige

3.3.1 Graden af decentralisering

Efter den omfattende refusionsomlægning i Sverige, som trådte i kraft d. 1. januar 1993, ligner den kommunale finansiering i Sverige i meget stor udstrækning det danske system.

Kommunerne har ret til selv at udskrive indkomstskatter, og det samlede kommunale skatteprovenu dækker for 1994 knap 61 pct. af de samlede kommunale udgifter, mens de statslige overførsler alene dækker 19 pct.

3.3.2 Udviklingen i Sverige frem til 1996

Ved en generel finansieringsreform pr. 1. januar 1993 blev en række refusionsordninger indenfor dagpasning af børn, ældreomsorg, sociale opgaver, skoleområdet og vejområdet omlagt til generelle tilskud.

Denne omlægning fra refusionsordninger (specialdestinerede statsbidrag) var bl.a. foreslået og belyst i en betænkning fra den Kommunalekonomiske Kommitté i 1991.8

I forhold til oplægget i denne betænkning blev det dog besluttet at opretholde visse refusionsordninger indenfor kulturområdet.

Det nye tilskuds- og finansieringssystem, der blev vedtaget af den svenske rigsdag i juni 1992, blev baseret på et statsbidragssystem - statsligt udjævningsbidrag - for kommunerne.

Dette udjævningsbidrag blev opgjort som summen af:

- En indkomstudjævning for alle kommuner i forhold til et nærmere "garantiniveau"
- Et strukturelt bidrag baseret på udgiftsbehov og omkostninger
- Et tillæg for befolkningstilbagegang

Udligningen af udgiftsbehov blev i modellen beregnet ud fra kommunens "strukturomkostningsindeks", der igen var baseret på følgende faktorer:

- Aldersstruktur
- Social struktur (børn af enlige forsørgere og antal førtidspensionister)
- Befolkningstæthed (beregnet ud fra folketal, areal og andel af befolkning, der bor udenfor byer med 500 indbygger
- Klima - opvarmningsindeks

Efter reformen blev der især rettet kritik mod den metode, der blev anvendt ved opgørelsen af kommunernes udgiftsbehov (strukturomkostninger).

På baggrund heraf nedsatte den svenske regering i 1992 et nyt udvalg til særskilt at analysere metoden til opgørelse af kommunernes udgiftsbehov.

I denne rapport - "Kostnadsutjämningen mellan kommunerna"⁹ gennemgås de enkelte udgiftsområder, og på baggrund af en række statistiske analyser peges på en tilpasning af opgørelsesmetode i forhold til kommunernes udgiftsbehov.

Den skitserede metode tager udgangspunkt i en særskilt opgørelse af udgiftsbehov for en række udgiftsområder, herunder:

- Dagpasning af børn
- Ældreomsorg
- Social omsorg
- Folkeskolen
- Gymnasium og voksenuddannelse
- Kollektiv trafik
- Øvrige opgaver

Den foreslåede opgørelsesmetode blev beregnet efter den metode, der i Danmark normalt har været omtalt som "normaludgiftsmetoden", d.v.s. at de fundne statistiske parametre, direkte lægges til grund for beregningen.

I forlængelse af denne betænkning, blev der i begyndelse af 1994 nedsat et udvalg til at forberede en generel omlægning af tilskudssystemet fra 1996.

Dette udvalg fremlagde i 1994 en betænkning¹⁰, hvor der blev stillet forslag om en generel omlægning af statsbidragssystemet. Det blev foreslået at opdele udligningen og statstilskud således, at udligningen af forskelle i udgiftsbehov og skattegrundlag var rent mellemkommunalt. Statstilskud skulle derimod alene fordeles efter indbyggertal. Herudover blev der i forlængelse af en tidligere betænkning, foreslået en omlægning af opgørelsesmetoden for kommunernes udgiftsbehov.

3.3.3 Den svenske reform i 1996

Udligningsreformen, der er vedtaget af Rigsdagen i december 1995, indebærer herefter, at der opbygges et tilskuds- og udligningssystem bestående af:

- Et generelt statstilskud fordelt efter indbyggertal
- En udligning af forskelle i udgiftsbehov og skattegrundlag

Rent juridisk er udligningsdelen - på baggrund af indsigelserne fra det svenske lovråd om, hvorvidt kommunerne kunne pålægges bidrag til en udligning - opdelt i en "særskilt" tilskudsdel til staten og særskilt bidragsdel, men der er reelt tale om en sædvanlig mellemkommunal udligning.

Udligningen af forskelle i udgiftsbehov bliver, som foreslået i betænkningen "Kostnadsutjämningen", ændret til en metode baseret på standardomkostninger, der hovedsageligt er baseret på regressionsanalyser (en "normaludgiftsmetode").

I tabel 3.1 er vist de kriterier, der inddrages i opgørelsen. Som det fremgår, er opgørelsen af kommunernes udgiftsbehov opdelt på 13 underområder. Visse udgiftsområder, såsom fritid og kultur, holdes helt udenfor opgørelsen af kommunernes udgiftsbehov og dermed udenfor den mellemkommunale udligning.

Tabel 3.1 Faktorer der indgår i opgørelse af udgiftsbehovsudligning i det svenske system fra 1996

----- Kommuner-----

Udgiftsområde

Anvendt kriterium

Børneomsorg, dagpasning af børn

Aldersstruktur, forældrenes erhvervsfrekvens, skattegrundlag og befolkningstæthed

Ældreomsorg

Alders- og kønsfordeling, erhvervsbaggrund, andel enlige og landsbytillæg

Individ og familieomsorg

Enlige forsørgere, tilflytning, udenlandske statsborgere og bebyggelsestæthed

Grundskolen

Aldersstruktur, landsbytillæg og antal to-sprogede elever

Gymnasieskolen

Aldersstruktur, tillæg for kostskoleelever og linjevalg

Vand og afløb

Landsbytillæg og geologiske forhold

Gader og veje

Trafik- og klimaafhængigt slitage

Beskæftigelses indsats

Antal arbejdsløse

Bygeomkostninger

Bygeomkostningsindeks

Opvarmingsudgifter

Indeks beregnet ud fra energipriser og klimaforhold

Kallortstillæg (Særligt løntillæg)

Beregnete merudgifter

Meromkostninger som følge af

befolkningstilbagegang

For kommuner med befolkningstilbage- befolkningstilbagegang indenfor de senest 10 år

Meromkostninger som følge af lavt

befolkningsunderlag

Opgøres ud fra befolkningslokalisering i tyndt befolkede kommuner

Administration og redningstjeneste

Folketal og bytæthed

-----Landsting-----

Udgiftsområde

Anvendt kriterium

Sundhedsvæsen

Aldersstruktur, middellevetid, antal enlige voksne, landsbytillæg og tillæg til landsting med under 200.000 indbyggere

Sundhedsuddannelser

Antal indskrevne studerende

Særligt løntillæg (Kallortstillæg)

Beregnete merudgifter

3.4 Norge

3.4.1 Graden af decentralisering

Opgavesammensætningen i de norske kommuner og fylkeskommuner svarer nogenlunde til de danske primær- og amtskommuner. Den kommunale sektor i Norge varetager ca. 60 pct. af de samlede offentlige udgifter, og kommunerne i Norge står dermed for en noget større del af de offentlige udgifter end i Danmark.

Der er principielt selvstændig skatteudskrivning for indkomstskat, men der er fastsat et loft over udskrivningsprocenten - og alle kommuner udskriver en skat svarende til dette loft. De kommunale skatter dækker i 1996 45 pct. af udgifterne, mens de statslige overførsler dækker 38 pct.

3.4.2 Det norske inntekstsystem

Det nuværende "inntektssystem" er indført i 1986, idet systemet dog er blevet ændret ved flere lejligheder siden da. Den seneste større reform skete i 1994, hvor de tidligere "sektortilskud" blev slået sammen til et samlet system, og i 1997 og 1998 er der sket en tilpasning vedr. udgiftsbehovsudligning mv.

Af det samlede rammetilskud til kommuner og fylker er tilskud vedrørende udgiftsbehov den langt største ordning, jf. tabel 3.2.

Tabel 3.2 Størrelsen af enkelte tilskudsordninger i det norske inntektssystem for 1998

Mio.N.kr.

Kommuner

Fylker

Indbyggertilskud mm.

20.991

10.744

Indtægtsudjævrende tilskud

4.886
4.896
Nord-Norge tilskud

941

635

Regionaltilskud

190

0

Skønstilskud - ordinært

1.598

189

Skønstilskud - ekstraordinært

627

791

Rammetilskud i alt

29.233

17.254

Kilde: '98 Indtæktssystemet for kommuner og fylkeskommuner

De generelle tilskud fra staten dækker godt 24% af de samlede kommunale og amtskommunale udgifter, jf. tabel 3.3.

Tabel 3.3 Finansieringsfordeling for kommuner og amtskommuner i Norge - regnskab 1996

Mia. N-kr.

Pct. fordeling

Takstindtægter

25,3

14%

Renter

2,9

2%

Indkomst og formueskat

77,2

43%

Andre skatter

3,6

2%

Rammetilskud

42,6

24%

Øremærkede tilskud

26,0

14%

Andre indtægter

2,3

1%

I alt

179,9

100%

Kilde: st. prp nr 61 om kommuneøkonomien 1998 m.v.

Indbyggertilskuddet til kommunerne udgør i 1998 2.432 kr. pr. indbygger.

Der foretages herefter en mellemkommunal udligning af forskelle i udgiftsbehov, svarende til det danske system. Udligningen begrænses dog af en særlig regel, hvorefter bidragene til udligningsordningerne ikke kan overstige kommunens generelle tilskud (indbyggertilskud). Der foretages her en nedsættelse af udligningen, og dette beløb fordeles blandt de øvrige kommuner i forhold til indbyggertallet. Denne regel får i 1998 dog alene betydning for en enkelt kommune.

Der blev i februar 1995 nedsat et udvalg, der skulle gennemgå intektssystemet, herunder særligt de anvendte kriterier i "udgiftsudjævningen".

I udvalgets rapport fra januar 1996 er der¹² fremlagt en analyse af kommunernes udgiftsbehov. I betænkningen foreslås, at udligningen af udgiftsbehov omlægges til en ren omfordeling mellem kommunerne, og at der foretages en tilpasning af de anvendte kriterier i opgørelse af kommunernes udgiftsbehov, hvilket jf. ovenfor er gennemført.

I tabel 3.4 er vist en oversigt over de kriterier, som indgår i udligningen for 1998.

Tabel 3.4 "Omkostningsnøgle" Norge 1998 - kommuner

Kriterium

Vægt

Basistillæg

0,027

Andel af antal indbyggere 0-6-år

0,030

Andel af antal indbyggere 7-15-år

0,280

Andel af antal indbyggere 16-66-år

0,137

Andel af antal indbyggere 67-79-år

0,086

Andel af antal indbyggere 80-89-år

0,129

Andel af antal indbyggere 90-år og derover

0,047

Andel af skilte og separerede 16-59-årige

0,069

Arbejdsløshed

0,024

Indeks for dødelighed

0,025

Andel ikke gifte 67-år og derover

0,025

Andel indvandrere

0,005

Andel af beregnet rejsetid

0,033

Andel af indbyggere i spredt bebyggelse

0,010

Antal psykisk udviklingshæmmede 16-årige og derover

0,069

Antal psykisk udviklingshæmmede under 16 år

0,004

I alt

1,000

Kilde: 95 inntektssystemet for kommune og Fylkeskommuner,

Kommunal- og arbejdsdepartementet, Kommunalafdelingen 1994

Udover den generelle udligning ydes der et særligt rammetilskud til kommunerne i Nord-Norge. Dette tilskud ydes med et fast tilskud pr. indbygger, idet tilskudssatsen årligt fastsættes i statsbudgettet.

Kapitel 4 Kravene til "objektive kriterier"

4.1 Baggrunden for de hidtil stillede krav til objektive kriterier

Med et udligningssystem, der bygger på "objektive kriterier" og generelle tilskud, må man nødvendigvis basere sig på en opgørelsesmetode, hvor størrelsen af kommunernes udgifter ikke påvirker tilskuddet til kommunerne.

Det er således en forudsætning at de objektive kriterier, der indgår i opgørelsen af kommunernes udgiftsbehov i alt fald ikke på kort sigt kan påvirkes af kommunens dispositioner. Endvidere skal de anvendte kriterier udtrykke en objektiv "årsagssammenhæng" mellem udgiftsskabende forhold og kommunernes udgiftsniveau.

Udover disse generelle krav må en eventuel anvendelse af de enkelte "objektive kriterier" vurderes nærmere ud fra hensyn til f.eks. statistisk pålidelighed og praktisk anvendelighed.

I det følgende er der på denne baggrund foretaget en nærmere gennemgang af de krav, der normalt stilles til kriterier, som inddrages i opgørelsen af kommunernes udgiftsbehov.

I betænkningen fra 1971 om tilskud til kommuner efter objektive kriterier blev kravene til objektive kriterier beskrevet som13:

"De kriterier, der skal lægges til grund for tilskuddet, må være objektive i den betydning, at de så vidt muligt er uafhængige af de kommunale dispositioner samtidig med, at de bestemmer de kommunale udgiftsbehovs entydigt".

I betænkning 855 fra 1978, hvor spørgsmålet om indførelse af sociale kriterier i udligningen blev behandlet nærmere, blev der opstillet fire generelle hovedkrav til de kriterier, som skal indgå i opgørelsen af kommunernes udgiftsbehov14:

- * Kriteriet bør være konstaterbart - herunder, at der så vidt muligt er tale om en officiel og offentliggjort statistik
- * Kriteriet bør være upåvirkeligt af (amts)kommunernes dispositioner
- * Kriteriet bør i videst muligt omfang udtrykke en årsagssammenhæng med udgiftsbehovet
- * Kriteriet bør i videst muligt omfang være proportionalt med udgiftsbehovet

Sidstnævnte krav har i stor udstrækning været udgangspunktet for senere analyser og dermed været vejledende for, hvilke kriterier man har ønsket at inddrage i udligningen.

Det hører dog samtidig med til billedet, at kravene sjældent har kunnet opfyldes 100 pct.

For flere kriterier har der således været tale om talmateriale, der ikke offentliggøres i anden sammenhæng. Dette gælder bl.a. det nyindførte kriterium "antal beboere i socialt belastede boligområder udenfor hovedstadsområdet", der er baseret på en nærmere udvælgelsesmetode ud fra registersamkøringer af oplysninger om boligtype, indkomst og modtagelse af sociale ydelser.

Årsagssammenhængen mellem udgiftsbehov og kriterium er ligeledes et ideal. I de fleste tilfælde har man derfor defineret årsagssammenhængen i en bred forstand. De sociale kriterier anvendes således generelt som et tilnærmet udtryk for en mere kompleks sammenhæng, der imidlertid ikke lader sig måle direkte. De sociale kriterier fungerer således generelt som såkaldte "paraply-

variable", dvs. at der ikke forventes eller postuleres en umiddelbar årsagssammenhæng mellem kriteriernes størrelse i en kommune og udgifterne. Forekomsten af de sociale kriterier skal derimod opfange (eller samvariere med) faktorer, der har denne årsagssammenhæng. Således postuleres der ikke en umiddelbar sammenhæng mellem "børn af enlige forsørgere" og de sociale udgifter der er tilknyttet denne gruppe. Derimod antages det at antallet af børn af enlige forsørgere generelt kan anvendes til belysning af kommunens sociale struktur, og de herved tilknyttede sociale merudgifter.

4.2 Sammenligning med krav der er opstillet i nabolande

4.2.1 England

I det engelske udligningssystem har man til sammenligning 15 opstillet følgende parallelle krav til de anvendte kriterier og opgørelsesmåden:

Objektivitet - at kriterierne ikke er påvirket af kommunens prioriteringer og opgavevaretagelse.

Antagelig/sandsynlig - at den opstillede model og de opstillede udgiftsbehovskriterier udtrykker en sammenhæng, der er umiddelbart forståelig.

Udelukke uhensigtsmæssige incitament - at de anvendte kriterier ikke må påvirke kommunernes prioritering i en uhensigtsmæssig retning.

Pålidelighed/ konsistens - at kriterierne skal kunne opgøres ud fra en pålidelig og konsistent statistik for alle kommuner.

Gennemskuelighed - at det skal være muligt for kommunerne at gennemskue og kontrolberegne opgørelsen af kommunernes udgiftsbehov.

Forståelige for ikke specialister - at opgørelsen af udgiftsbehovet skal foretages på en måde, der er forståelig og kan bedømmes af ikke-specialister og de politiske beslutningstagere.

Teknisk robusthed, - at opgørelsen skal være baseret på en statistisk faglig anerkendt analysemetode.

Praktisk anvendeligt, - at den praktiske årlige opgørelse skal kunne foretages indenfor en begrænset tidsramme.

Det enkelte kriterium skal kunne stå alene, - at det enkelte kriterium såvidt muligt skal kunne opgøres særskilt og entydigt.

Fleksibilitet, - at opgørelsen skal kunne tilpasses til ændringer i kommunernes struktur og opgaver.

4.2.2 Sverige

I betænkningen "Utjämning av kostnader och intäkter", der er nærmere omtalt i afsnit 3.3, opstilles følgende hovedkrav til en udgiftsbehovsudligning¹⁶:

"Omkostningsudligningen bør hovedsageligt baseres på faktorer, der er objektivt målbare, påvirkelige, og som udviser en direkte sammenhæng med de strukturelt betingede udgiftsvariationer".

4.2.3 Anbefaling fra Europarådet

Europarådet har i 1992 opstillet en række anbefalinger vedrørende udligning af ressourcer mellem lokale myndigheder¹⁷. Det anbefales herunder:

- At der ved opgørelse af udgiftsbehov i størst muligt omfang tages hensyn til demografiske, geografiske, sociale og økonomiske faktorer som fører til forskelle i omkostninger
- At det sikres, at beregningen af objektivt udgiftsbehov sker således, at denne opgørelse ikke påvirkes af kommunens effektivitet i opgavevaretagelsen - at opgørelsen ikke begunstiger mindre effektive kommuner
- At opgørelsen af objektivt udgiftsbehov baseres på objektive kriterier, som kommunerne ikke kan påvirke direkte
- At de kommunale organisationer i størst muligt omfang inddrages i fastsættelsen af kriterier
- At der lægges vægt på, at der opstilles en overskuelig og forståelig beregningsmetode
- At der lægges vægt på stabilitet i opgørelsen fra år til år.

Det fremhæves endvidere at det ofte vil være vanskeligt at opstille en enkelt beregningsmodel for det samlede kommunale udgiftsområde - herunder at det ved en samlet model kan være vanskeligt at begrunde den nærmere vægtning af de enkelte kriterier. Alternativt kan der derfor opstilles en model baseret på en opdeling af de kommunale udgiftsområder - herunder separate kriterier og vægte for hvert enkelt udgiftsområde. Det fremhæves dog samtidig, at valget mellem en samlet model og modeller for de enkelte udgiftsområder, må ses i sammenhæng med den kommunale opgavevaretagelse i det enkelte land.

4.3 Diskussion af krav til kriterier - opstilling af ajourførte udvælgelseskrav

I det danske udligningssystem har der ved udvælgelsen af kriterier i udgiftsbehovsudligningen traditionelt været stillet krav om årsagssammenhæng, upåvirkelighed, konstaterbarhed og proportionalitet.

Som det er fremgået svarer disse krav i stor udstrækning til de krav som opstilles i andre landes systemer, og kravene må fortsat anses for grundlæggende for et system, der bygger på objektive kriterier.

På flere områder må der ved udvælgelsen af kriterier imidlertid foretages en konkret afvejning om hensynet til f.eks. en god og konstant forklaringsgrad kontra en umiddelbar årsagssammenhæng. I praksis har man således ved udvælgelse af sociale kriterier anlagt en meget bred "fortolkning" af begrebet "årsagssammenhæng".

Tilsvarende må der ved udvælgelsen af sociale kriterier lægges vægt på den umiddelbare forståelighed - eksempelvis kan det umiddelbart være svært at forklare, at kriteriet "børn af enlige forsørgere" indgår til forklaring af en amtskommunes sygehusudgifter.

Kapitel 5 Beskrivelse af anvendte og alternative statistiske metoder

5.1 Om anvendelse af regressionsanalyser

I dette kapitel redegøres for de statistiske metoder, der danner grundlag for betænkningens resultater. I redegørelsen er der for en dels vedkommende tilstræbt at give en verbal beskrivelse af de anvendte metoder, men af hensyn til præcisionen i beskrivelsen har det også været nødvendigt at inddrage mere tekniske og formelle formuleringer. Den samlede fremstilling kan herved forekomme kompliceret for læsere uden statistisk baggrund.

Formålet med de statistiske analyser er at undersøge og beskrive samvariationen mellem forskellige kriterier, der formodes at have indflydelse på kommunernes udgiftsbehov, og de samlede udgifter på det pågældende område.

En sådan statistisk beskrivelse kan foretages ud fra en række forskellige analysemetoder.

Regressionsanalyser er her en af de mest udbredte analysemetoder til undersøgelse af en sammenhæng mellem variationen i en enkelt afhængig variabel og en række forklarende variable. Regressionsanalyser anvendes indenfor et bredt spektrum af forskningen og økonomiske metoder.

I forhold til analyser af kommunernes udgiftsbehov har regressionsanalyser været anvendt i en lang række hjemlige analyser og anvendes i stor udstrækning i øvrige lande.

Regressionsanalysen giver en talmæssig belysning af de statistiske sammenhænge, som er entydig i den forstand at forskellige personer vil komme til det samme resultat, hvis forudsætningerne er de samme. En sådan sammenhæng må dog fortolkes på basis af en række forudsætninger, og anvendelsen af regressionsanalyse har også en række begrænsninger, som der bør tages højde for ved vurderingen af resultaterne.

Det skal i den forbindelse bemærkes, at den slags regressionsanalyse, der er anvendt til analyse af kommunernes udgiftsbehov, er den såkaldte "mindste kvadraters" metode eller MK-metoden, jf. afsnit 5.2.

MK-metoden er baseret på en minimering af de kvadrerede afvigelser, hvilket medfører, at de fundne sammenhænge påvirkes mere af kommuner, der afviger stærkt fra de øvrige, end af kommuner i nærheden af gennemsnittet.

Ved anvendelse af MK-metoden er linearitet en forudsætning, d.v.s. at sammenhængen mellem en udgift og et kriterium kan beskrives ved en ret linie. Det er dog langt fra altid, at der er denne lineære sammenhæng. Forekomsten af minimumsudgifter, stordriftsfordele eller stordriftsulempen vil således kunne betyde, at sammenhængen ikke er lineær. Dette forhold kan dog ofte løses ved en transformation af de pågældende variable.

Det skal endvidere bemærkes, at MK-analysen foretages på kommune-niveau, hvilket indebærer, at visse sammenhænge på "individniveau" kan blive sløret.

Endelig siger regressionsanalyser generelt i sig selv intet om, hvorvidt konstaterede statistiske sammenhænge mellem kriterier og udgifter er udtryk for egentlige årsagssammenhænge, eller de mere er udtryk for tilfældige sammenhænge i talmaterialet. Derfor kan en udvælgelse af kriterierne naturligvis ikke alene baseres på de statistiske analyser. Analyserne må vurderes i sammenhæng med konkret viden om de faktiske forhold, og det statistiske materiale, der er på området.

5.2 Beskrivelse af den anvendte analysemetode

I dette afsnit er der kort skitseret den anvendte statistiske analysemetode .

Analyserne af primærkommunernes udgifter gennemføres enten i en uvægtet model estimeret med mindste kvadraters metoden, se afsnit 5.2.1 og 5.2.2, eller i en vægtet model estimeret med den såkaldte maximum likelihood metode, se afsnit 5.2.3. I begge tilfælde er analyserne baseret på et tværsnitsmateriale for et enkelt år.

Ved analysen af de amtskommunale udgiftsområder er der taget udgangspunkt i de amtskommunale udgifter i perioden 1993-1997. Når der for amtskommunerne - modsat analysen for primærkommunerne - tages udgangspunkt i udgiftsniveauet for flere år, skal dette ses i

sammenhæng med, at det beskedne antal amtskommuner generelt vil gøre det vanskeligere at opnå robuste resultater ved brug af datasæt fra blot et enkelt år. Analyserne af de amtskommunale udgifter gennemføres i en uvægtet model estimeret med mindste kvadraters dummy-variabel metoden (one/two way fixed effect approach), se afsnit 5.2.4, og er baseret på panel-data, bestående af tværsnitsmaterialer for perioden 1993-1997.

5.2.1 Analyse med mindste kvadraters estimation

5.2.1.1 Opstilling af regressionsmodellen

Primærkommunernes udgifter er i analysen forsøgt forklaret i en multipel lineær regressionsmodel, hvor den afhængige variabel y (kommunernes udgifter) forklares ved en lineær funktion med $k-1$ forklarende variable, og givet ved,

(5.2.1) ,

for $i = 1, 2, \dots, n$ observationer, svarende til antallet af kommuner i modellen. I den generelle statistiske model er antallet af kommuner 275, mens antallet af observationer i modellen for eksempelvis hovedstadskommunerne er 50. Tilsvarende varierer antallet af de forklarende variable fra model til model.

5.2.1.2 Regressionsmodellens restled

Restleddene repræsenterer indflydelsen fra forklarende variable, der påvirker den afhængige variabel y , men som ikke eksplicit optræder i modellen, enten fordi der ikke er kendskab til værdierne af de pågældende variable, eller fordi de hver især kun har marginal betydning for variationen i den afhængige variabel. Derudover repræsenterer restleddene virkningen af, at sammenhængen mellem de forklarende variable og den afhængige variabel eventuelt ikke er lineær.

Restleddene er således sammensat af såvel systematiske som tilfældige komponenter. Det kan altså tænkes, at den strukturelle relation mellem de forklarende variable og den afhængige variabel ikke kan beskrives ved en ret kurve, hvilket vil give anledning til en systematisk restledskomponent.

Det kan videre tænkes, at de observerede værdier af den afhængige variabel indeholder målefejl, hvis størrelse varierer tilfældigt. Sådanne målefejl vil give anledning til en tilfældig restledskomponent.

Endelig kan udeladelsen af forklarende variable af betydning for værdien af den afhængige variabel give anledning til systematiske restled. Men såfremt ingen af de udeladte forklarende variable hver især spiller nogen væsentlig rolle for variationen i den afhængige variabel kan deres samlede effekt have en tilfældig karakter og dermed indgå som en tilfældig fejlkompont i restleddet.

For at modellen skal være tilfredsstillende må det kræves, at summen af de systematiske fejlkompontener i restleddet er beskeden i forhold til summen af de tilfældige komponenter.

5.2.1.3 Estimation med mindste kvadraters metoden

Til beregning af den multiple regressionsmodel anvendes mindste kvadraters metoden eller MK-metoden, idet denne metodes estimatorer, blandt alle lineære og middelrette estimatorer, har den mindst mulige varians (Gauss-Markov-sætningen). MK-estimatorerne minimerer summen af de kvadrerede restled givet ved,

(5.2.2) .

Ved at sætte ligning 5.2.2 lig nul og differentiere den med hensyn til parametrene fås ligningen for MK-estimatorerne givet ved på vektor- og matrixform. Indsættes MK-estimatorerne i ligning 5.2.1 er modellens beregnede værdier af den afhængige variabel herefter givet ved,

(5.2.3) .

5.2.1.4 Regressionsmodellens variansestimater

Forskellen mellem den observerede værdi af den afhængige variable og modellens beregnede værdi af den afhængige variabel giver modellens residualer,

(5.2.4) , for $i = 1, 2, \dots, n$,

der repræsenterer den del af den observerede afhængige variabel, der ikke lader sig beskrive ved den estimerede regressionsfunktion i ligning 5.2.3. Residualerne er approksimationer til modellens restled, der ikke kan observeres på grund af manglende kendskab til de sande parametre .

Fejlledsvariansen , estimeres ved de kvadrerede residualer,

(5.2.5) .

Fejlledsvariansen angiver regressionsmodellens variansestimater.

5.2.1.5 Test af regressionsmodellens parametre

Antages fordelingen af fejlleddene at være normalfordelt, bliver MK-estimatorerne også normalfordelte, givet ved,

(5.2.6) \sim , for $j = 1, 2, \dots, k$.

Fra resultatet i ligning 5.2.6 gælder, at β_j og σ^2 er uafhængige, og at der kan opstilles teststørrelser til test af hypoteser om parametrene værdier, eksempelvis $H_0: \beta_j = 0$, der betyder at den j 'te forklarende variabel kan udelades af modellen.

5.2.1.6 F -værdien

I analysen er anvendt F -værdien som et mål for, hvor stor en andel af variationen i den afhængige variabel, der kan forklares af variationen i den anvendte regressionsmodel. F -værdien defineres derfor som variationen i modellen divideret med den samlede variation, givet ved variationen i den afhængige variabel,

(5.2.7) $F = \frac{R^2 / k}{(1 - R^2) / (n - k - 1)}$.

5.2.2 Modelkontrol ved mindste kvadraters metoden

Efter at MK-parametrene er estimeret skal det undersøges om de tilhørende antagelser er opfyldt.

5.2.3.1 Linearitet

Den første antagelse, der undersøges er om modellen er lineær i de forklarende variable og har additive residualer ,

(5.2.8) Funktionel form : $y_i = \beta_0 + \beta_1 x_{i1} + \dots + \beta_k x_{ik} + \epsilon_i$,

for $i = 1, 2, \dots, n$. Det vil sige, at de observerede værdier af de forklarende variable og den afhængige variabel skal fordele sig omkring en ret linie. Denne antagelse undersøges ved at plote kommunernes udgifter mod de forklarende variable, der indgår i de forskellige modeller.

5.2.3.2 Restleddenes egenskaber

De efterfølgende antagelser for modellerne vedrører alle residualerne defineret i ligning 5.2.4, idet disse som nævnt i et vist omfang kan anses for at afspejle restleddenes egenskaber. Residualerne anvendes til at kontrollere om standardantagelserne for restleddene er opfyldt. Disse standardantagelser er givet ved ligning 5.2.9-5.2.11 :

(5.2.9) Restleddet har middelværdi nul : $E(\epsilon_i) = 0$, for alle i .

(5.2.10) Ingen heteroskedasticitet : $\text{Var}(\epsilon_i) = \sigma^2$, for alle i .

(5.2.11) Ingen autokorrelation : $\text{Cov}(\epsilon_i, \epsilon_j) = 0$, hvis $i \neq j$.

* Ligning 5.2.9 medfører, at den forventede værdi af den afhængige variabel skal være lig modellens beregnede værdi af den afhængige variabel : $E(y_i) = \beta_0 + \beta_1 x_{i1} + \dots + \beta_k x_{ik}$. Antagelsen sikrer, at den afhængige variabel faktisk er en lineær funktion af de forklarende variable. Dette kontrolleres ved at afsætte de standardiserede residualer mod de enkelte forklarende variable og såfremt der er afvigelse kan det overvejes om responsvariablen eller en eller flere af de forklarende variable skal transformeres. For at undgå problemer med, at residualerne har forskellige varianser standardiseres de ved division med et estimat for deres standardafvigelse. De standardiserede residualer defineres ved :

(5.2.12) $e_i = \frac{\epsilon_i}{\hat{\sigma}}$,

hvor er det i 'te diagonalelement i X' .

* Ligning 5.2.10 medfører, at restleddets varians skal være konstant eller homoskedastisk og dermed bl.a. uafhængig af værdien af de forklarende variable. Denne antagelse kontrolleres ved, at foretage dels et Parks test og dels Breusch-Pagan og Koenker-Basset Lagrange multiplikator-testene. Disse teststørrelser måler afhængigheden mellem modellens kvadrerede residualer og de forklarende variable. Hvis fejlledsvariansen afhænger af modellens forklarende variable skal der enten transformeres eller estimeres med vægtet regression, se afsnit .

* Ligning 5.2.11 medfører, at værdien af restleddet ikke må indeholde nogen information om værdien af restleddet for i . Antagelsen kan bl.a. kontrolleres ved at afsætte de standardiserede residualer mod de enkelte forklarende variable eller modellens beregnede værdier af den afhængige variabel og undersøge disse for systematisk adfærd.

Ligning 5.2.10 og 5.2.11, dvs. antagelserne om homoskedasticitet og korrelation medfører mere formaliseret :

(5.2.13) $\text{Cov}(e_i, e_j) = 0$,

.

5.2.3.3 De forklarende variable

Endelig gøres følgende antagelse omkring de forklarende variable i modellerne, her samlet i matricen X :

(5.2.14) X er en $n \times k$ (k ikke-stokastisk matrix med rang k).

Ligning 5.2.14 medfører, at der ikke må være multikollinearitet i modellen, givet ved et eksakt lineært forhold mellem de forklarende variable. D.v.s. matricen X indeholdende de forklarende variable har fuld søjlerang og dermed er søjlerne lineært uafhængige af hinanden. Denne antagelse undersøges ved beregning af de parvise korrelationer mellem de forklarende variable, der indgår i de forskellige modeller. Desværre kan fravær af høje korrelationer ikke altid fortolkes som et udtryk for fravær af kollinearitet, hvorfor der også bliver fokuseret på symptomerne på kollinearitet. Disse er bl.a. modsatte fortegn på de estimerede parametre i forhold til det forventede, høj -værdi kombineret med mange insignifikante parameterestimater og endelig, at udeladelsen af en forklarende variabel markant ændrer de tilbageværende parametre. Endelig undersøges modellerne for multikollinearitet ved at beregne partielle regressioner, hvor parametrene til de forklarende variable skal forblive signifikante i samtlige kombinationer af undermodeller.

5.2.3.4 Normalfordelingsantagelsen for restleddene

Under antagelserne 5.2.8-5.2.11 kan det vises, at MK-parametrene er lineære og middelrette estimatorer for de sande parametre, blot restleddene følger en fordeling med endelig varians.

Kravene om linearitet og middelrethed kan imidlertid ikke anses for at være centrale, idet MK-metoden kun er velbegrundet, når fordelingen af restleddene ikke afviger alt for meget fra en normalfordeling. Hvis restleddenes fordeling nemlig har tungere haler end normalfordelingen, således at ekstreme observationer forekommer med større sandsynlighed, kan der da være risiko for, at enkeltobservationer får en uforholdsmæssig stor indflydelse på estimationen af MK-parametrene.

Er der imidlertid væsentlige afvigelser fra normalfordelingen kan der estimeres ved andre metoder, især robuste og resistente metoder, der også har gode egenskaber for restled, der ikke er normalfordelte. Mindre afvigelser fra normalfordelingen kan der som regel ses bort fra, da MK-estimatorerne stadig kan have attraktive egenskaber, men testresultater skal tages med et større forbehold.

I den ideelle situation antages derfor følgende om restleddenes fordeling :

(5.2.15) Restleddene er identiske normalfordelte : \sim .

Restleddene er antaget at være summen af mange små og individuelt insignifikante effekter, nogle positive og nogle negative. Det er derfor naturligt at anvende den centrale grænseværdisætning og tilføjelse antagelsen om normalfordelte restled. Hvis restleddene er normalfordelte og samtidig ukorrelerede, jf. antagelse 5.2.11, er de også uafhængige.

Værdien af normalfordelingens parametre givet ved middelværdi og varians for restleddene er bestemt ud fra antagelse 5.2.9 og 5.2.10.

Antagelsen om, at restleddene kan beskrives ved en normalfordeling vurderes ved at illustrere de standardiserede residualers empiriske fordelinger i blokdiagrammer, hvorpå der er lagt en normalfordelingskurve med parameter-værdier lig nul og en. Endvidere undersøges normalfordelingsantagelsen for de standardiserede residualer ved en række formelle test :

* Den kvadrerede chi-goodness-of-fit-teststørrelse for en tilpasset parametrisk fordeling. Testet beregnes som forskellen mellem den observerede procentvise andel i det tilhørende histogram's i 'te interval og den forventede procentvise andel i histogrammets i 'te interval. Denne summerede forskel divideres med antallet af intervaller i histogrammet fratrukket antallet af estimerede parametre.

* Kolmogorov-Smirnov-, Anderson-Darling- og Cramer-von Mises-test-størrelserne. Disse test er baseret på forskellige målinger af afvigelsen mellem den empiriske fordelingsfunktion og den foreslåede parametriske kumulerede fordelingsfunktion, d.v.s. normalfordelingen.

5.2.3 Analyse med maximum likelihood estimation

Primærkommunernes forskelligartede karakter kan i visse tilfælde medføre, at de underliggende antagelser i forbindelse med mindste kvadraters metoden ikke er opfyldt. Dette forhold kan især gøre sig gældende for antagelse 5.2.10 angående homogen varians (σ^2), d.v.s. at modellen ikke må have heteroskedasticitet.

Under heteroskedasticitet er modellens residualer afhængige af en eller flere af de forklarende variable, hvilket medfører, at modellens variansestimater ikke bliver middelrette, og at teststørrelserne for parametrene derfor kan være upålidelige. Hermed er der risiko for at medtage variable i modellen, der under et korrekt variansestimater ikke ville have signifikante parametre, mens andre variable, der under et korrekt variansestimater ville have signifikante parametre, udelukkes fra modellen.

En estimationsmetode, som tager højde for afhængigheden mellem modellens residualer og de forklarende variable, er således påkrævet og alternativt opstilles en loglikelihoodfunktion¹⁸, der under estimation af modellens parametre samtidig korrigerer for heteroskedasticitet ved at vægte med en eller flere af de variansstyrende forklarende variable opløftet i potenser, der ligeledes estimeres under maksimering af loglikelihood-funktionen.

I det normalfordelte og heteroskedastiske tilfælde kan loglikelihoodfunktionen defineres ved,

(5.2.16) ,

hvor variansen med fortegn i indikerer, at den er forskellig fra observation til observation, hvilket er en konsekvens af residualernes afhængighed til de forklarende variable.

Betragtes det tilfælde hvor den heteroskedastiske varians er afhængig af en kombination af to af de forklarende variable er variansfunktionen givet ved,

(5.2.17) .

Som estimat for anvendes mindste kvadraters estimatet. Loglikelihoodfunktionen kan herefter defineres ved,

(5.2.18)

Test af, hvorvidt ML-estimerne er lig med nul foretages ved Wald-teststørrelsen,

(5.2.19) .

I to-sidet test af, hvorvidt den enkelte parameter er lig med nul, er Wald-testet givet ved,

(5.2.20) : ,

der er standard normalfordelt. Det skal bemærkes, at såfremt modellens parametre ligger på grænsen til det signifikante eller hvis potensparametrene har numerisk store værdier understøttes Wald-teststørrelsen af et likelihood ratio-test.

Denne fremgangsmåde vil i størstedelen af modellerne korrigere for en konstateret heteroskedasticitet og dermed give robuste estimationsresultater.

5.2.4 Analyse med mindste kvadraters dummyvariabel estimation

Amtskommunernes beskedne antal medfører, at ordinær lineær regressionsanalyse baseret på et enkelt tværsnitsmateriale kan være en u hensigtsmæssig metode til at analysere udviklingen i de amtskommunale udgiftsposter.

En alternativ estimationsmetode er derfor påkrævet og en mulighed består i at supplere det beskedne antal enheder, dvs. amtskommuner, i tværsnitsmaterialet med tidsserieobservationer. Amtskommunernes datamateriale vil i denne situation bestå af såvel tværsnitsobservationer som tidsserieobservationer og sådanne datastrukturer kaldes paneldata. I paneldata kan konklusionerne fra amtskommunernes relativt beskedne tværnsnit således understøttes ved samtidig udnyttelse af den information, der ligger i tidsserierne.

Paneldata har implicit kontrol for heterogenitet, idet der som udgangspunkt antages, at individuelle enheder er forskellige (heterogene), hvilket er i overensstemmelse med strukturen for amtskommunerne i Danmark. Variationen i data kan endvidere generelt opdeles mellem variationen mellem amtskommuner af forskellig størrelse og variationen indenfor de enkelte amtskommuner, hvor førstnævnte variation som regel er størst.

Analyser med paneldata har tilknyttet en række statistiske modeller, hvis relevans afhænger af datamaterialets størrelse og karakter. Er data således en tilfældig stikprøve fra en stor population antages effekten af udeladte variable, som er specifikke for de individuelle enheders karaktertræk at være tilfældige og en model af random-effect-typen vil i regelen blive anvendt. Omfatter data derimod hele populationen antages effekten af udeladte variable, som er specifikke for de individuelle enheders karaktertræk at være faste og en model af fixed-effect-typen vil i regelen blive anvendt.

En analyse af amtskommunerne indeholder det samlede antal enheder i populationen, og det er derfor rimeligt at antage, at de enkelte amts-kommuners karaktertræk er faste og at anvendelsen af en fixed-effect-model i en given form er den mest plausible løsning. I denne forbindelse er der valgt at fokusere på enten one-way-fixed-effect-modeller eller two-way-fixed-effect-modeller, jf. nedenfor.

Paneldata tager som nævnt udgangspunkt i en antagelse om, at de individuelle tværnsnits-enheder er forskellige (heterogene). I fixed-effect-modellen varetages denne heterogenitet mellem de individuelle enheder gennem dummyvariable, hvilket har givet anledning til navnet, "mindste kvadraters dummyvariabel metoden", nævnt i dette afsnits overskrift.

One-way-fixed-effect-modeller indeholder dummyvariable, der tager højde for effekten fra udeladte variable, som er specifikke for de individuelle tværnsnitsenheder (amtskommunerne), men som holder sig konstante over tid. I one-way-fixed-effect-modellen antages altså ingen tidsspecifikke effekter og der fokuseres udelukkende på de individspecifikke effekter, dvs. de individuelle forskelle mellem amtskommunerne.

I modellen vil værdien af den afhængige variabel for den i'te enhed på tidspunkt t, , afhænge af K eksogene variable . Disse eksogene variable varierer mellem tværnsnitsenhederne på et givet tidspunkt, men varierer også over tid. Modellen defineres ved,

(5.2.21) , $i = 1, \dots, 16$, $t = 1993, \dots, 1997$,

hvor er en $(1 \times K)$ -vektor af konstanter og er en (1×1) -skalar konstant repræsenterende effekten fra de variable, der er specifikke for den i'te individuelle tværnsnitsenhed, men som er konstante over tid.

Fejlledet repræsenterer effekten fra udeladte variable, der er specifikke for de enkelte individuelle tværnsnitsenheder og tidsperioder. Det antages, at er en uafhængig og identisk fordelt stokastisk variabel med middelværdi nul og varians .

One-way-fixed-effect-modellen kan alternativt formuleres ved,

$$(5.2.22) \quad , i = 1, \dots, 16, t = 1993, \dots, 1997,$$

hvor α_i er et fast konstantled og ϵ_{it} er de enkelte tværsnitsenheders afvigelser fra det faste konstantled, dvs. de enkelte amtskommuners afvigelser fra et fælles konstantled.

Test af fast individuel effekt i modellen sker ved et F-test, der tester en hypotese om, hvorvidt parametrene til dummyvariablene for de faste effekter samlet set er lig nul. Lad være en n -dimensional vektor indeholdende parametrene til de faste effekter. Specifikationstestet er herefter den konventionelle F-teststørrelse for hypotesen, der med $(J, M - K)$ frihedsgrader er defineret ved,

$$(5.2.23) \quad ,$$

hvor Σ er den estimerede kovarians-matrix for de faste effekter.

Two-way-fixed-effect-modellen er en udvidelse af one-way-fixed-effect-modellen, hvor der også tages højde for tidsspecifikke effekter, dvs. ændringer over tid i udgifterne, som er ens for alle amtskommuner. Dette sker ved formuleringen,

$$(5.2.24) \quad , i = 1, \dots, 16, t = 1993, \dots, 1997,$$

hvor α_{it} varetager effekten fra de udeladte variable, som er specifikke for hver tidsperiode, 1993-1997, men som holder sig konstante over de 16 amtskommuner.

Test af fast individuel effekt sker, som i one-way-fixed-effect-modellen, ved et F-test, hvor der testes en hypotese om, hvorvidt parametrene til dummyvariablene for de faste effekter samlet set er lig nul. Antallet af parametre til de faste effekter, dvs. dummyvariablene, er nu blot udvidet til også at indbefatte parametrene til dummyvariablene til de enkelte tidsperioder. Dette svarer til fire nye parametre, svarende til årene 1993 - 1996 med 1997 fungerende som udgangspunkt. Det vil sige, at årene 1993 - 1996 vurderes i forhold til 1997.

Amtskommunerne er indbyrdes generelt mere homogene end primærkommunerne, hvilket medfører mindre variation i de anvendte variable og dermed mindre for modellerne at forklare. Dette forhold kombineret med anvendelsen af de forholdsvis mange dummyvariable medfører, at modellerne i de amtskommunale analyser typisk ikke indeholder et stort antal forklarende variable, men ofte er begrænset til modeller med to eller tre forklarende variable.

5.3 Den tidligere fremførte kritik (vægtning, normering, dummyvariable mv.).

5.3.1 Normeringsproblemet

De tidligere gennemførte analyser har været foretaget som "normerede analyser", således at der eksempelvis er set på sammenhængen mellem skoleudgifter pr. 7-16-årig og andelen af børn af enlige forsørgere, andelen af boliger i kommunen der er "problemboliger". Ved en sådan normering er den demografiske korrektion som udgangspunkt indbygget i analysen.

Argumentation herfor er, at en sådan normering er nødvendig, hvis man skal undgå, at en klar samvariation mellem udgifter og "klientantallet" undertrykker eventuelle sammenhænge mellem udgiftens størrelse og andre kriterier.

I en artikel fra 1981 har tre Århus-økonomer gennemgået og kritiseret den analysemetode, der har været anvendt i betænkning 855.19 I Århus-økonomernes artikel blev det fremført, at man ikke af hensyn til sådanne problemer uden videre bør normere udgifterne. Det blev fremført, at en eventuel normering måtte baseres på en teoretisk overvejelse om budgetlægningsprocessen i kommunerne, herunder om kommunens udgiftsbeslutning var rettet mod eksempelvis samlede skoleudgift eller udgifter pr. elev.

Hertil kan bemærkes, at en afklaring af hvilke områder, der i så fald burde "normeres" skulle baseres på en indgående analyse af beslutningsprocessen på de enkelte områder, og at et sådant valg næppe vil kunne træffes på et ensartet eller objektivt grundlag.

Herudover har det været et udgangspunkt for de gennemførte analyser og tilpasninger af udgiftsbehovsudligningen, at der "politisk" er fastsat en opdeling af opgørelsen i henholdsvis en andel, der vedrører demografiske /strukturelle karakteristika, og en del af opgørelsen, der vedrører socialt bestemte merudgifter.

I forhold til dette udgangspunkt må den demografiske korrektion nødvendigvis foretages som udgangspunkt for den efterfølgende analyse i forhold til sociale kriterier. Dette udelukker selvfølgelig ikke, at der på visse områder kan argumenteres for, at visse klart ikke-klientafhængige udgifter (f.eks. naturpleje) burde indgå uden normering.

5.3.2 Vægtningsproblem

"Vægtningsspørgsmålet" udgør et andet løbende diskussionspunkt i forhold til en multivariat analyse af kommunernes udgiftsbehov.

Ved en uvægtet analyse af sammenhængen mellem eksempelvis udgifter til dagpasning af børn og sociale kriterier vil den mindste kommune med godt 2.400 indbyggere principielt tælle lige så

kraftigt i analysen som de større kommuner.

I den teoretiske behandling af "vægtningsspørgsmålet" har der imidlertid været forskellige synspunkter på denne problemstilling.

Flere analyser har således fremhævet, at de anvendte tværsnitsanalyser, netop har haft til formål at analysere faktorerne bag kommunalbestyrelsernes udgiftsbeslutninger, hvorfor de enkelte observationer principielt bør tælle ens.²⁰

I betænkning 855 blev analysen foretaget som både vægtede og uvægtede analyser, og der blev henvist til, at dette spørgsmål i sidste ende måtte være et politisk spørgsmål.²¹ I følgende analyser fra Indenrigsministeriet - betænkning 963, 1982-83 og betænkning 1033, 1985 har analyserne været baseret på uvægtede analyser.

5.3.3 Politiske variable og ressourcevariable

I flere af de gennemførte tværsnitsanalyser (tidligere også benævnt "økologiske analyser") i forskningsregi har det været diskuteret, om der bør inddrages "politiske variable" i analyserne.

Argumentationen herfor har været, at en del af variationen i de kommunale udgifter må henføres til den politiske prioritering, hvorfor sammenhæng mellem sociale og strukturelle kriterier kun kan påvises med sikkerhed, hvis der korrigeres for politiske forskelle.

Det er naturligtvis ikke tanken, at de politiske variable skal inddrages i udligningen. Formålet med de politiske variable er derimod, at den opstillede model for sammenhæng mellem sociale forhold og det "objektive udgiftsbehov" "renses" for den del af forskellene, som skyldes kommunalbestyrelsens sammensætning²². Det hører dog også med til billedet, at der i disse analyser kun er påvist en begrænset sammenhæng mellem partipolitiske forskelle og kommunernes udgiftsniveau.

Ved Indenrigsministeriets analyser af kommunernes udgiftsbehov har der ikke været inddraget "politiske faktorer" i analysearbejdet.

Spørgsmålet har ikke været behandlet direkte i Indenrigsministeriets betænkninger, men det har bl.a. været fremført, at samspillet mellem sociale, ressource og strukturelle faktorer og politiske forskelle gør det problematisk og usikkert at inddrage politiske variable.²³

Herudover må der stilles spørgsmålstejn ved, i hvilket omfang politiske variable kan operationaliseres på nogen entydig måde. Prioriteringsforskelle mellem landets kommuner kan således også i væsentlig grad henføres til kommunens strukturelle karakteristika såsom størrelse, bymæssighed, hovedstadsområde kontra øvrigt land, etc. Spørgsmålet er således, om en kontrol for prioriteringsforskelle, ikke i højere grad bør foretages ved inddragelse af sådanne variable i analyserne.

Kapitel 6 Gennemgang af primærkommunale udgiftsområder

6.0 Statistisk belysning af spredningen i det kommunale udgiftsniveau

De kommunale nettodriftsudgifter pr. indbygger varierer i 1996 mellem 16.700 kr. og 27.900 kr. pr. indbygger.

Det siger sig selv, at selvom en stor del af denne betydelig spredning skyldes forskelle i kommunernes udgiftsbehov, herunder alderssammensætning og social struktur, må en stor del af spredningen nødvendigvis også forklares ud fra forskelle i kommunernes prioritering.

Som omtalt i det teoretiske afsnit ville en "tværsnitsanalyse" generelt besværliggøres, hvis kommunernes udgiftsbehov ikke afspejles i det faktiske udgiftsniveau - hvis kommuner med højt "udgiftsbehov" eksempelvis generelt havde valgt et lavt serviceniveau. I en sådan situation ville det eksempelvis være sværere at opføre effekten af de forskellige forhold, som påvirkede udgiftsbehov. Den følgende oversigt viser imidlertid, at det generelt må formodes, at stigende udgiftsbehov afspejles i et højere udgiftsniveau - om end en stor del af udgiftsvariationen også skyldes forskelle i prioritering.

6.1 Spredningen i det primærkommunale udgiftsniveau

I tabel 6.1 er kommunerne inddelt i fem grupper i forhold til det faktiske udgiftsniveau i 1996.

Tabellen viser for hver gruppe det gennemsnitlige udgiftsniveau (søjle 2) sammenholdt med det "udgiftsbehov" (søjle 3), som opgøres ud fra det nuværende udligningssystem.

Som det fremgår af tabellen, er der naturligvis en vis forskel mellem det beregnede "udgiftsbehov" og det faktiske udgiftsniveau - forskelle der bl.a. kan henføres til forskelle i det valgte serviceniveau, ligesom målingen af "udgiftsbehov" afhænger af de kriterier, der er fastsat ved lov om kommunal udligning.

Det fremgår imidlertid også af tabellen, at det beregnede gennemsnitlige udgiftsbehov følger det faktiske udgiftsniveau i den forstand, at udgiftsbehovet er stigende for hver kommunegruppe - de grupper der har det højeste udgiftsniveau har også det højeste udgiftsbehov.

Gruppen af kommuner med det laveste udgiftsniveau omfatter hovedsageligt mindre kommuner. De 50 kommuner har således i gennemsnit 10.400 indbyggere.

Gruppen af kommuner med det højeste udgiftsniveau omfatter hovedsageligt to typer kommuner - storbykommuner og enkelte mindre udkantskommuner.

Tabel 6.1 Spredning i det kommunale udgiftsniveau 1996

Spredning i det

kommunale

udgiftsniveau

1996

Antal

indbyggere

i kommune-

gruppen

1996

Faktiske

netto-

drifts-

udgifter pr.

indbygger

(i kr.)

Beregnet

udgifts-

behov

1996

(i kr.)

Beregnet indeks for "service niveau"

(1)

(2)

(3)

(4)

De 50 "laveste" kommuner

519.561

19.339

20.824

0,93

De 75 "næst laveste"

554.201

20.348

21.174

0,96

De 50 "mellemliggende"

1.182.690

21.030

21.544

0,98

De 50 "næst højeste"

832.389

21.892

21.984

1,00

De 50 "højeste kommuner"

2.162.066

23.637

22.751

1,04

I alt

5.250.907

22.001

22.001

1,00

Anm. Beregning p.b.a. de udgiftsgrupper som indgår i analysen for 1996. For Københavns og Frederiksberg Kommuner indgår således den beregnede primærkommunale andel af udgifterne. Udgiftsbehov beregnet ud fra 1996-regelgrundlag og korrigeret for regionale lønforskelle.

En kommunes "serviceniveau" opgøres sædvanligvis som forholdet mellem det faktiske udgiftsbehov og kommunens beregnede udgiftsniveau. Indenfor de enkelte grupper er der selvfølgelig tale om en vis spredning mellem det beregnede "serviceniveau". Eksempelvis er der blandt de 50 kommuner, der har det højeste udgiftsniveau, 13 kommuner som har et "serviceniveau", der ligger under landsgennemsnit, mens 37 kommuner har et beregnet serviceniveau, der ligger over landsgennemsnit.

I tabel 6.2 er mer/mindreforbruget for de to ydergrupper (højeste og laveste udgiftsniveau) opdelt på de forskellige udgiftsområder.

Opgørelsen er korrigeret for kommunens alderssammensætning. Tabel 6.2. viser således forskellen mellem kommunens faktiske udgifter og det forventede udgiftsniveau ud fra kommunens faktiske alderssammensætning. De således opgjorte mer- eller mindreudgifter er herefter omregnet til en korrigeret mer eller mindre udgift pr. indbygger.

I de 50 kommuner, som har det højeste udgiftsniveau, ligger det (korrigerede) udgiftsniveau pr. indbygger godt 2.500 kr. over landsgennemsnittet. Som det fremgår af tabellen kan denne merudgift henføres til 281 kr. på vejområdet, 441 kr. vedr. folkeskoleområdet, 239 kr. vedr. bibliotek, kultur og fritidsområdet, 429 kr. vedrører kontanthjælp, 444 kr. vedrører dagpasning af børn, 266 kr. vedrører ældreservice og 272 kr. vedrører administration.

Næsten parallelt kan de gennemsnitlige mindreudgifter på i alt 3.800 kr. pr. indbygger for de 50 kommuner, som har det laveste udgiftsniveau, henføres til de samme områder.

Tabel 6.2 Mer/mindreudgifter pr. indbygger på forskellige udgiftsområder

De 50 kommuner som har laveste
udgiftsniveau

De 50 kommuner som har højeste
udgiftsniveau

Afvigelse i kr. fra landsgennemsnittet

1

Veje og brandvæsen

-507

281

2

Folkeskole og fritidsordninger

-575

441

3

Bibliotek, fritid & kultur

-401

239

4

Kontanthjælp

-593

429

5

Dagpasningsudgift

-598

444

6

Øvrige sociale udgifter

-245

106

7

Ældreudgifter

-335

266

8

Administrationsudgifter

-405

272

9

Øvrige områder

-174

90

I alt

-3.833

2.568

Note: Der er tale om mer/mindreudgif pr. indbygger. Forskellen mellem kommunens udgift til folkeskole og fritidsordning pr. 7-16-årige, er eksempelvis omregnet til en mer/mindreudgift pr. indbygger.

6.1.1 Spredningen blandt hovedstadskommunerne

Hvis man alene ser på spredningen mellem hovedstadskommunerne er der tale om en spredning i udgiftsniveauet, der på visse områder er større end for kommunerne i resten af landet. Samtidig har hovedstadsområdet dog generelt et højere udgiftsniveau end resten af landet, jf.

tabel 6.3.

Tabel 6.3 Udgiftsniveau i hovedstadsområdet i.f.t. resten af landet

Kommuner i hovedstadsområdet

Øvrige kommuner

Hele

landet

Gennemsn. udgifter pr. indbygger

23.360

21.319

22.001

Minimum - udgift pr.indbygger

16.694

18.239

16.694

Maksimum- udgift pr.indbygger

27.926

25.922

27.926

Gennemsn. udgiftsbehov pr. indb.

22.258

21.872

22.001

6.2 Oversigt over de opstillede modeller - grundmodel

Analysen af kommunernes udgiftsbehov tager sit udgangspunkt i deres faktiske udgiftsniveau, idet det formodes, at et stigende udgiftsbehov afspejles i de faktiske udgifter, jf. også afsnit 6.1.

Kommunernes udgiftsniveau betragtes således som et resultat af henholdsvis udgiftsbehov, den politiske prioritering og graden af effektivitet i kommunerne.

Som før omtalt kan det i et vist omfang være vanskeligt at sondre mellem serviceniveau og effektivitet forstået som forholdet mellem de faktisk præsterede ydelser og ressourceindsatsen. På denne baggrund vurderes kommunernes udgifter derfor typisk med udgangspunkt i en antagelse om, at udgiftsniveauet primært er en funktion af behovs- (B), præference- (P) og ressourcevariable (R) defineret ved: $U = f(B,P,R)$, hvor den del af variationen i kommunernes udgifter, der ikke bliver forklaret af modellen, bl.a. vil bestå af variation i graden af effektivitet og prioritering i kommunerne.

I analysen indrages 12 primærkommunale udgiftsområder for regnskab 1996. Disse 12 områder omfatter i alt 110,1 mia. kr., hvilket svarer til 95,3 % af de samlede primærkommunale nettodriftsudgifter på 115,5 mia. kr. Analysen omfatter således størsteparten af de kommunale udgiftsområder, og muliggør dermed i stort omfang en opgørelse / vurdering af kommunernes samlede udgiftsbehov. Tabel 6.2.1 viser de 12 analyserede udgiftsområder og de kriterier, der indgår i forklaringen af variationen på de enkelte områder.

Ved gennemgang af tabel 6.2.1 fremgår, at modellerne for de enkelte kommunale udgiftsområder forklarer variationen i de normerede udgifter og således ikke umiddelbart kan sammenlignes med de absolutte og faktiske kommunale udgifter på de enkelte områder. Eksempelvis analyseres variationen i biblioteks-, fritids- og kulturudgifterne pr. indbygger, og ikke variationen i de absolutte biblioteks-, fritids- og kulturudgifter. Spørgsmålet om normering er i øvrigt nærmere beskrevet i afsnit 5.3.

Tabel 6.2.1

Grundmodel for de 12 analyserede primærkommunale udgiftsområder

Modellens samlede

udgifter

Modellens kriterier

og deres parameterfortegn

=

Biblioteks- og fritids-

(Landdistriktsgraden

udgifter

+ Udskrivningsgrundlaget pr. indbygger

pr. indbygger

(Andel udførelse i.f.t. ant. arbejdspladser

+ Andel udlændinge fra 3. verdenslande

+

Kontanthjælpsudgifter

+ Andel børn af enlige forsørgere

pr. aldersbestemt udgift

+ Andel 20-59-årige u. beskæftigelse o. 5 %

+ Andel ikke-forsikrede 30-59 -årige ledige

+ Boligkriteriet i andel af alle boliger

+

Ældreudgifter

+ Dummy for små/store bykommuner

pr. vægtet ældre

+ Andel personer i udlejningsboliger

(Andel ældre over 65 år

+

Folkeskoleudgifter

+ Landdistriktsgraden

pr. 7-16 årig

+ Udskrivningsgrundlaget pr. indbygger

+ Andel børn af enlige forsørgere

+ Andel udlændinge fra 3. verdenslande

(Pct. ændring i antal 7-16-årige 1992-1996

+

Boligsikringsudgifter

+ Dummy for hovedstadskommuner
pr. 20-59 årig

+ Dummy for små/store bykommuner

+ Andel udlændinge fra 3. verdenslande

+ Andel børn af enlige forsørgere

+ Boligkriteriet i andel af alle boliger

Tabel 6.2.1, fortsat...

+
Boligydellesudgifter

+ Dummy for hovedstadskommuner
pr. pensionist

+ Dummy for små/store bykommuner

+ Andel udlejningsboliger

+ Boligkriteriet i andel af alle boliger

+
Børnepasningsudgifter

+ Dummy for hovedstadskommuner
pr. 0-6 årig
(Andel familier med tre eller flere børn

+ Andel udlejningsboliger

+ Andel 20-66-årige erhvervsaktive kvinder

+
Døgninstitutionsudgifter

+ Andel børn af enlige forsørgere
pr. 0-20 årig

+ Boligkriteriet i andel af alle boliger

+
Beskæftigelses- og
+ Udskrivningsgrundlag pr. indbygger
uddannelsesudgifter

+ Andel 20-59-årige u. beskæftigelse o. 5%
pr. 18-59 årig

+ Det bysociale kriterium

+
+

Vejudgifter

+ Antal meter vej pr. indbygger

pr. indbygger

(Det logaritmiske indbyggerantal

+

Udgifter til førtidspens.,

+ Andel 20-59-årige u. beskæftigelse o. 5%

revalidering og sygedagp.

+ Antal erhvervsbetingede førtidspensioner

pr. 20-59 årig

+

Administrationsudgifter

+ Dummy for hovedstadskommuner

pr. indbygger

+ Dummy for små/store bykommuner

+ Andel 20-59-årige u. beskæftigelse o. 5%

+ Nettodriftsudgifter pr. indbygger

Denne normering er nødvendig, såfremt man ønsker at undgå en markant samvariation mellem udgifterne og kommunestørrelsen, der undertrykker eventuelle øvrige sammenhænge mellem udgifterne og andre kriterier. Derudover er det et udgangspunkt for de gennemførte analyser og tilpasninger af udgiftsbehovsudligningen, at der politisk er fastsat en opdeling af opgørelsen i henholdsvis en andel, der vedrører demografiske/strukturelle karakteristika, og en andel af opgørelsen, der vedrører de socialt bestemte merudgifter. I forhold til dette udgangspunkt må den demografiske korrektion af udgifterne nødvendigvis foretages før en egentlig analyse af de sociale kriteriers betydning for de kommunale udgiftsbehov kan gennemføres.

En sammenligning af modellens normerede udgifter og de absolutte og faktiske kommunale udgifter kan foretages ved at multiplicere modellens beregnede udgiftsværdi med den tilhørende normering. Eksempelvis skal modellens beregnede værdi af biblioteks-, fritids- og kulturudgifterne pr. indbygger multipliceres med indbyggerantallet for at få modellens værdi af de absolutte biblioteks-, fritids- og kulturudgifter.

I vurderingen af primærkommunernes udgiftsbehov skal der tages forbehold over for, at analysens resultater afspejler forholdene i primærkommunerne ud fra blot et enkelt år. Der er således en mulighed for, at udgifterne i enkelte eller flere kommuner har været ekstra ordinære lave eller høje i det pågældende år, og derved ikke korrekt afspejler af de faktiske gennemsnitlige udgifter i disse kommuner.

Endvidere bør tages i betragtning, at forklaringsgraden af variationen på de enkelte primærkommunale udgiftsområder ikke er fuldstændig, men varierer mellem ca. 35-80 %, jf. tabel 6.6.2. Dette betyder, at en vis andel af udgifterne ikke forklares ud fra de anvendte modeller, og således ikke vil indgå i det estimerede udgiftsbehov (det udgiftsniveau som forventes på baggrund af den statistiske analyse).

I tabel 6.6.2 er modellens tilpassede værdier illustreret ved at foretage en sammenligning mellem de primærkommunale udgifter på hver af de 12 analyserede udgiftsområder i 1996 og modellens beregnede værdier af de tilsvarende størrelser.

Summen af de analyserede udgiftsområder er vist nederst i tabel 6.6.2 og ved gennemgang ses, at de samlede analyserede udgifter i 1996 udgjorde 110.061 mio. kr., mens modellens beregnede værdi udgør 110.453 mio. kr. Forskellen mellem henholdsvis den faktiske og modellens beregnede værdi af de samlede udgifter er således 392 mio. kr. eller 0,4 % af de samlede faktiske udgifter. Modellen kan således næsten præcist reproducere de samlede udgifter, hvilket dog ikke må forveksles med forklaringsgraden af variationen for de 12 analyserede områder, jf. ovenfor.

Tabel 6.2.2

Modellens tilpassede værdier af de primærkommunale udgifter i 1996

Udgiftsområde

(i mio. kr.)

Faktisk

sum

(275 komm.)

Beregnet

sum

(275 komm.)

R2-værdi

på de enkelte

udgiftsområder

1. Biblioteksudgifter 1)

6.744

6.799

59,54 %

2. Kontanthjælpsudgifter

7.243

7.158

74,77 %

3. Ældreudgifter

23.360

23.472

39,61 %

4. Folkeskoleudgifter 2)

26.274

26.430

52,80 %

5. Boligsikringsudgifter

928

952

77,97 %

6. Boligyldelsesudgifter

1.495

1.531

69,83 %

7. Børnepasningsudgifter

14.130

13.756

51,93 %

8. Døgninstitutionsudgifter

2.658

2.678

37,03 %

9. Beskæftigelsesudgifter³⁾

2.158

1.776

39,05 %

10. Vejudgifter

3.371

3.456

40,97 %

11. Førtidspensionsudgifter⁴⁾

5.556

5.890

48,81 %

12. Administrationsudgifter

16.144

16.554

44,44 %

Sum 1 : 12

110.060

110.453

1) Omfatter bibliotek, fritid og kultur.

2) Omfatter folkeskole og fritidsordninger mv.

3) Omfatter uddannelse og beskæftigelsesordninger mv.

4) Omfatter førtidspension, revalidering og sygedagpenge.

I de følgende afsnit gennemgås de enkelte modeller og forudsætningerne herfor nærmere. Afsnittene er opbygges således, at der først kort redegøres for afgrænsningen af de udgiftsområder, som indgår i analysen og den valgte normering. Herefter gennemgås de anvendte forklarende kriterier og den forventede sammenhæng. Endelig vises den udvalgte model og de tilhørende estimationsresultater.

6.3

Biblioteks-, fritids- og kulturudgifter

6.3.1 Indledning

I analysen af kommunernes udgifter til biblioteker, fritids-, sports- og kulturaktiviteter inddrages de samlede nettodriftsudgifter til fritidsområder (sport, parker, m.m.), folkebiblioteker, kulturel virksomhed (museer, biografteater, teater og musik), samt folkeoplysning og fritidsaktiviteter.

Baggrunden for at betragte udgiftsområdet under ét er bl.a., at der for flere områder kan være en lidt flydende overgang mellem de forskellige tilbud. Eksempelvis omfatter kommunernes tilskud/tilbud vedrørende sport såvel egentlige sportsaktiviteter som tilskud efter folkeoplysningsloven (lokaletilskud m.m.). Tilsvarende kan der være en lidt flydende grænse mellem tilbud, som tilbydes af biblioteker og øvrige fritids- og kulturtilbud. Endelig vil nogle udgiftsområder isoleret set være for begrænset til, at der kan gennemføres en pålidelig analyse.

De samlede primærkommunale biblioteks-, fritids- og kulturudgifter udgjorde i 1996 6,74 mia. kr., svarende til 5,84 % af de samlede nettodriftsudgifter. Udgifterne varierede samme år mellem 335 kr. og 2.385 kr. pr. indbygger, mens det vægtede gennemsnit udgjorde 1.284 kr. pr. indbygger.²⁴

I forhold til andre kommune udgiftsområder er dette område således præget af en forholdsvis stor spredning i kommunernes udgiftsniveau, hvilket primært skal tilskrives prioriteringsforskelle mellem kommunerne. Samtidig har hovedstadskommuner og små/store

bykommuner væsentligt højere udgiftsniveauer end landkommuner, idet det vægtede gennemsnit for de to førstnævnte kommunetyper er henholdsvis 1.529 kr. og 1.426 kr. pr. indbygger, mens det vægtede gennemsnit i landkommuner er 869 kr. pr. indbygger.

Det skal endelig bemærkes, at analysen udelukkende omfatter de primærkommunale udgifter, og at der således, som for de øvrige udgiftsområder, er foretaget en beregningsmæssig opdeling af udgifterne for Københavns- og Frederiksberg Kommune.

6.3.2 Normering

Biblioteks-, fritids- og kulturudgifterne er normeret i forhold til indbyggertallet og udgifterne er endvidere reguleret for regionale lønforskelle. Betragtes de enkelte aldersgrupper brug af biblioteker og sportstilbud er der forholdsvis markante forskelle. Det er derfor undersøgt, hvorvidt det ville være hensigtsmæssigt at tage hensyn til kommunernes aldersstruktur fremfor at se på udgifterne pr. indbygger²⁵. Denne sammenhæng er imidlertid ikke tilstrækkelig signifikant til, at der kan anvendes en alternativ normering end udgifterne pr. indbygger.

6.3.3 Tidligere undersøgelser af biblioteks-, fritids- og kulturudgifterne

I betænkning 855, 1978 blev variationerne i kommunernes udgifter til området forklaret ud fra udskrivningsgrundlaget pr. indbygger og andelen af udlejningsboliger, der samlet kunne forklare 63 % af variationerne i kommunernes udgifter pr. indbygger. I betænkning 1033, 1985 blev variationerne i kommunernes udgifter til området forklaret ud fra andelen af indpendlere, der kunne forklare 58 % af variationerne i kommunernes udgifter pr. indbygger.

6.3.4 Valg af de forklarende variable

I analysen af kommunernes biblioteks-, fritids- og kulturudgifter inddrages følgende forklarende variable :

1. Andel børn af enlige forsørgere
2. Udskrivningsgrundlaget pr. indbygger
3. Andel 20-59-årige uden beskæftigelse
4. Andel 20-59-årige uden beskæftigelse over 5 %
5. Andel udlændinge fra 3. verdenslande
6. Andelen af indpendlere i forhold til antallet af arbejdspladser
7. Andelen af udpendlere i forhold til antallet af arbejdspladser
8. Urbaniseringsgrad
9. Landdistriktsgrad
10. Det logaritmiske indbyggerantal
11. Kommunetype-effekt

6.3.5 Opgørelse og forventet sammenhæng for de forklarende variable

1. Andel børn af enlige forsørgere

Opgørelse:

Antallet af børn af enlige forsørgere, opgøres på baggrund af en af Danmarks Statistik foretaget opgørelse over antallet af ordinære børnetilskud til børn under 16 år af enlige forsørgere i de enkelte kommuner i oktober kvartal i året forud for beregningsåret.

Forventet sammenhæng :

Andel børn af enlige forsørgere indgår i udgangspunktet som en paraplyvariabel (d.v.s. som et generelt mål) for det sociale udgiftspres i kommunen, der i denne forbindelse forventes at medføre et stigende udgiftspres på biblioteks-, fritids-, sports- og kulturområdet.

2. Udskrivningsgrundlag pr. indbygger

Opgørelse :

Det budgetterede udskrivningsgrundlag pr. indbygger.

Forventet sammenhæng :

Udskrivningsgrundlag pr. indbygger kan fungere som mål for henholdsvis kommunens ressourcer og borgernes efterspørgsel og krav til den offentlige sektor. Sammenhængen mellem kriteriet og kommunernes biblioteks-, fritids- og kulturudgifter kan enten betragtes som, at velhavende kommuner har mulighed for at opprioritere området eller at højere udskrivningsgrundlag pr. indbygger giver større efterspørgsel efter de kommunale tilbud.

3. Andel 20-59-årige uden beskæftigelse.

Opgørelse :

Antal 20-59-årige, der er uden beskæftigelse i procent af antallet af 20-59-årige i kommunen, opgøres på baggrund af Danmarks Statistiks registerbaserede arbejdsstyrkestatistik. I opgørelsen indgår antal 20-59-årige, som på optællingstidspunktet var arbejdsløse, pensionister eller havde uoplyst beskæftigelse.

Forventet sammenhæng :

Andel 20-59-årige uden beskæftigelse inddrages i udgangspunktet, som en paraplyvariabel for socialt udgiftspres. Hypotesen er, at en høj koncentration af personer uden beskæftigelse er en indikator for graden af den sociale belastning i kommunen og deraf afledte omkostningskrævende kommunale ydelser, hvor personer uden beskæftigelse i højere grad end gennemsnitsbefolkningen forventes at gøre brug af kommunens ydelser på biblioteks- fritids- og kulturområdet.

4. Andel 20-59-årige uden beskæftigelse over 5 %

Opgørelse :

Opgøres som antal 20-59-årige, der er uden beskæftigelse, jf. ovenfor. Der indregnes dog alene den andel af befolkningen uden beskæftigelse, som overstiger 5 pct. af det samlede antal 20-59-årige i kommunen. Dermed opgøres i et større omfang den del af gruppen uden beskæftigelse, som ligger ud over en "naturlig arbejdsløshed".

Forventet sammenhæng :

Der forventes samme sammenhæng som for det faktiske antal personer uden beskæftigelse, men det undersøges, om kriteriet har bedre forklaringsgrad end det samlede antal 20-59-årige uden beskæftigelse.

5. Andel af udlændinge fra 3. verdenslande

Opgørelse:

Antallet af udenlandske statsborgere fra andre lande end de nordiske, EU-landene og Nordamerika opgøres pr. 1. januar i beregningsåret af personer med statsborgerskab fra andre lande end de nordiske, EU-landene og Nordamerika. Ved opgørelsen henregnes personer til bopælskommunen.

Forventet sammenhæng :

Andelen af udlændinge fra 3. verdenslande forventes at påvirke kommunernes biblioteks- fritids- og kulturudgifter gennem især tilskud til oplysnings- og foreningsarbejde, men også mere generelt gennem anvendelse af biblioteker og sports- og fritidsaktiviteter. Kriteriet vil dog evt. også kunne indgå som et generelt paraplykriterium for de sociale merudgifter.

6. Andelen af indpendlere i forhold til antallet af arbejdspladser

Opgørelse :

Andelen af indpendlere er opgjort som den procentvise andel af indpendlere i forhold til antallet af arbejdspladser i kommunen.

7. Andelen af udpendlere i forhold til antallet af arbejdspladser

Opgørelse :

Den procentvise andel af udpendlere i forhold til antallet af arbejdspladser i kommunen.

Forventet sammenhæng vedr. pendling

Det forventes, at ind- eller udpendlingen fra en kommune vil påvirke udgiftsniveauet på området, idet ind eller udpendlere i en vis grad vil gøre brug af biblioteker, fritids- og kulturaktiviteter i indpendlingskommunen og ikke i bosættelseskommunen.

8. Urbaniseringsgrad

Opgørelse:

Urbaniseringsgraden er opgjort som antal indbyggere i byer med 200 eller flere indbyggere i procent af kommunens samlede indbyggerantal.

Forventet sammenhæng :

Det ønskes undersøgt om der er forskelle i udgifterne til biblioteker, fritids- og kulturaktiviteter pr. indbygger mellem kommuner med henholdsvis høj og lav urbaniseringsgrad. Som før nævnt har store kommuner højere udgifter til biblioteker, fritids- og kulturaktiviteter pr. indbygger end mindre kommuner. Dette forhold vil normalt være en følge af, at store kommuner har bedre mulighed for - og ofte forventes at have - veludstyrede biblioteker, svømmehaller, teatre, sportsfaciliter, etc., som de mindre kommuner i kraft af deres størrelse ikke har kapacitet til. Udgiftsniveauet forventes derfor generelt højere for kommuner med høj urbaniseringsgrad, hvor indbyggerantallet er relativt højt, end for kommuner

med lav urbaniseringsgrad.

9. Landdistriktsgrad

Opgørelse:

Landdistriktsgrad er opgjort som andelen af indbyggere i landdistrikterne plus andelen af indbyggere i byer med færre end 1000 indbyggere.

Forventet sammenhæng :

Landdistriktsgraden inddrages for at undersøge, om der er forskelle i udgifterne til biblioteker, fritids- og kulturaktiviteter pr. indbygger mellem kommuner med henholdsvis høj og lav landdistriktsgrad. Som nævnt i afsnit 1 har store kommuner højere udgifter til biblioteker, fritids- og kulturaktiviteter pr. indbygger end mindre kommuner. Dette forhold vil normalt være en følge af, at store kommuner har bedre mulighed for og ofte forventes at have veludstyrede biblioteker, svømmehaller, teatre, sportsfaciliteter, etc., som de mindre kommuner i kraft af deres størrelse ikke har kapacitet til. Udgiftsniveauet forventes derfor generelt lavere for kommuner med høj landdistriktsgrad, hvor indbyggerantallet er relativt lavt, end for kommuner med lav landdistriktsgrad.

10. Det logaritmiske indbyggerantal

Opgørelse :

Dette mål er opgjort som logaritmen til indbyggerantallet. Der er således tale om et mål for kommunestørrelse, som vil variere mellem værdien 13,1 for Københavns Kommune og 7,8 for den mindste kommune (Læsø Kommune med 2.400 indbyggere). Ved at anvende dette mål for kommunestørrelse - fremfor det faktiske antal indbyggere - forventes det, at der opnås en mere anvendelig lineær variabel for kommunestørrelse.

Forventet sammenhæng :

Kriteriet inddrages for at undersøge, om der er en mulig sammenhæng mellem kommunestørrelse og udgiftsniveau, jf. også ovenfor.

11. Kommunetype-effekt

Opgørelse :

Biblioteks-, fritids- og kulturudgifterne i hovedstadskommuner (dummy-variabel - D1 - 50 kommuner) og små og store bykommuner (dummy-variabel - D2 - 39 kommuner) betragtet i forhold til udgifterne i landkommuner (dummy-variabel - D3 - 186 kommuner).

Forventet sammenhæng:

Som nævnt i afsnit 1 har hovedstadskommuner og små/store bykommuner væsentligt højere udgiftsniveauer end landkommuner, hvor det vægtede gennemsnit for de to førstnævnte kommunetyper er henholdsvis 1.529 kr. og 1.426 kr. pr. indbygger, mens det vægtede gennemsnit i landkommuner er 869 kr. pr. indbygger. Det skal forsøges at tage højde for disse niveauforskelle i udgifterne ved at lade de tre kommunetype-dummyvariable indgå som mulige forklarende variable. Det fremgår, at kriterierne for urbaniserings- og landdistriktsgrad, det logaritmiske indbyggerantal og dummy-variablene for kommunetype-effekt i høj grad vil forklare den samme variation i udgifterne, blot skal det ved estimationen afgøres hvilken af kriterierne, der er relativt bedst.

6.3.6 Analyse af kommunernes biblioteks-, fritids- og kulturudgifter pr. indbygger

I analysen af kommunernes biblioteks-, fritids- og kulturudgifter ønskes opstillet en generel statistisk model, dvs. en model hvor alle 11 forklarende variable i udgangspunktet inddrages. Estimationsmetoden er maximum likelihood med korrektion for variansafhængighed, jf. kapitel 5.

I tabel 6.3.1 ses, at på baggrund af de mulige forklarende variable indeholder den stærkeste model til forklaring af variationen i kommunernes biblioteks-, fritids- og kulturudgifter et konstantled, landdistriktsgraden, udskrivningsgrundlaget pr. indbygger, andelen af upendlere og andelen af udlændinge fra 3. verdenslande. Fra R²-værdien fremgår, at i en samlet betragtning forklarer disse variable 59,54 % af variationen i kommunernes biblioteks-, fritids- og kulturudgifter.

Den første forklarende variabel i modellen er landdistriktsgraden i kommunerne, der med en negativ parameterværdi indikerer, at kommunernes biblioteks-, fritids- og kulturudgifter vil falde med et stigende antal landdistrikter og indbyggere i byer med færre end 1000 indbyggere. Dette forhold forventes at være en følge af, at store kommuner, defineret ved en høj grad af bymæssig bebyggelse, har bedre mulighed for og ofte forventes at have veludstyrede biblioteker, svømmehaller, teatre, sportsfaciliteter, etc., som de mindre kommuner i kraft af deres størrelse ikke har kapacitet til. Den tilhørende elasticitet angiver, at påvirkningen er beskeden, idet kommunernes biblioteks-, fritids- og kulturudgifter vil falde med 0,01 % ved en 1 % stigning i landdistriktsgraden.

Tabel 6.3.1

Analyse af biblioteks-, fritids- og kulturudgifterne pr. indbygger

Forklarende variabel

Parameter

P = 0

Elasticitet

Konstantled

384,18

0,0143

-

Landdistriktsgraden

-4,52

0,0001

-0,01

Udskrivningsgrundlaget pr. indbygger

0,01

0,0001

1,43

Andelen af udpendlere ift. antal arb.-pl.

-6,31

0,0001

-0,30

Andel af udlændinge fra 3. verdenslande

50,23

0,0001

0,05

R2-værdi

59,54 %

Den anden variabel i modellen er udskrivningsgrundlaget pr. indbygger, der med en positiv parameter værdi indikerer, at indbyggernes indkomstniveau positivt påvirker kommunens udgifter til biblioteker, fritids- og kulturaktiviteter. Dette forhold kan enten fortolkes som, at velhavende kommuner har mulighed for at opprioritere området, eller at højere udskrivningsgrundlag pr. indbygger giver større efterspørgsel efter de kommunale tilbud. Den tilhørende elasticitet angiver, at påvirkningen er markant, idet kommunernes biblioteks-, fritids- og kulturudgifter vil stige med 1,43 % ved en 1 % stigning i udskrivningsgrundlaget.

Den tredje variabel i modellen er andelen af udpendlere i forhold til antallet af arbejdspladser i kommunen, der med en negativ parameter værdi som forventet indikerer, at et stort antal udpendlere i en kommune vil medføre et lavere udgiftsniveau på området, idet disse personer i en vis grad vil gøre brug af biblioteker, fritids- og kulturaktiviteter i indpendlingskommunen og ikke i bosættelseskommunen. Den tilhørende elasticitet angiver, at påvirkningen er forholdsvis markant, idet kommunernes biblioteks-, fritids- og kulturudgifter vil falde med 0,30 % ved en 1 % stigning i andelen af udpendlere.

Den fjerde og sidste variabel i modellen er andelen af udlændinge fra 3. verdenslande, der med en positiv parameter værdi indikerer, at en høj andel af denne befolkningsgruppe medfører et højere udgiftsniveau på området. Påvirkningen af kommunernes biblioteks- fritids- og kulturudgifter forventes gennem især tilskud til oplysning og foreningsarbejde, men også mere generelt gennem anvendelse af biblioteker og sports- og fritidsaktiviteter. Den tilhørende elasticitet angiver, at påvirkningen er forholdsvis beskeden, idet kommunernes biblioteks-, fritids- og kulturudgifter vil stige med 0,05 % ved en 1 % stigning i andelen af udlændinge fra 3. verdenslande.

Tabel 6.3.2

Den parvise korrelation mellem de forklarende variable

Forklarende variabel

Landdistriktsgraden

1,0000

Udskrivningsgrundlaget

-0,6399

1,0000

Andelen af udbetjente

0,1512

0,2778

1,0000

Andel af udlændinge

-0,4588

0,3118

-0,1057

1,0000

Udgifter

-0,6972

0,5551

-0,2703

0,4850

1,0000

De parvise korrelationskoefficienter mellem de forklarende variable er vist i tabel 6.3.2 og ved gennemgang ses den højeste værdi givet ved -63,99 % mellem udskrivningsgrundlaget pr. indbygger og landdistriktsgraden. Dette viser, at udskrivningsgrundlaget pr. indbygger falder med stigende landdistriktsgrad og da denne korrelation samtidig er af forholdsvis markant karakter må man være opmærksom på problemer vedr. multikollinearitet. Alle parametre i modellen er imidlertid signifikante med korrekte fortegn og da der endvidere ikke er en usædvanlig høj R²-værdi, har multikollineariteten, såfremt den er tilstede, ikke sine sædvanlige negative konsekvenser og korrektion derfor unødvendig. Denne slutning bekræftes endvidere af partielle regressioner, hvor parametrene til de forklarende variable forbliver signifikante i samtlige kombinationer af undermodeller.

Modellens tilpasning er illustreret i figur 6.3.1, hvor et tilfældigt udsnit af en række kommuners biblioteks-, fritids- og kulturudgifter er plottet mod modellens tilsvarende og beregnede værdier af disse kommuners udgifter. Udsnittet består af kommuner, hvis tilhørende kommunenummer er adskilt med 50 enheder i intervallet 101-851. Ved gennemgang af figuren ses, at modellens tilpasning gennemgående er tilfredsstillende, idet de beregnede værdier af de udvalgte kommuners udgifter i størstedelen af tilfældene er lig eller meget tæt på de observerede værdier.

Figur 6.3.1

De faktiske udgifter plottet mod modellens beregnede udgifter

101 = København
501 = Augustenborg

151 = Ballerup
551 = Billund

201 = Allerød
601 = Brødstrup

251 = Bramsnæs
651 = Avlum-Haderup

301 = Bjergsted
701 = Ebeltoft

351 = Fakse
751 = Århus

401 = Allinge-Gudhjem
801 = Arden

451 = Nørre Åby
851 = Ålborg

6.4 Kontanthjælpsudgifter

6.4.1 Indledning

De samlede primærkommunale nettoudgifter til kontanthjælp udgjorde i 1996 7,2 mia. kr., svarende til 6,3% af de samlede nettodriftsudgifter. Udgifterne i kommunerne varierede samme år mellem 158 kr. og 4.324 kr. pr. 20-59-årig, mens det vægtede gennemsnit udgjorde 2.431 kr. pr. 20-59-årig.

6.4.2 Normering

Blandt modtagere af kontanthjælp er der en væsentlig overvægt af personer i alderen 20-39 år. Ved opgørelsen af det aldersbestemte udgiftsbehov indgår i den primærkommunale udligning de

enkelte alderstrin derfor med en landsgennemsnitlig "udgiftshyppighed" for kontanthjælp. I 1995 udgjorde udgiftsfrekvensen for personer i alderen 25-39 år således 7.211 kr., mens frekvensen for personer i alderen 40-64 år udgjorde 2.509 kr.

I analysen betragtes kontanthjælpsudgifterne derfor i forhold til den beregnede "aldersbestemte kontanthjælpsudgift". Det skal i denne forbindelse bemærkes, at kriteriet ikke umiddelbart kan sammenlignes med gennemsnitsudgifterne for kontanthjælp pr. eksempelvis 18-59-årige, svarende til målet anvendt i Indenrigsministeriets kommunale nøgletal.

6.4.3 Tidligere undersøgelser af kommunernes kontanthjælpsudgifter

Socialkommissionen har i 1992 lavet en omfattende række analyser af kontanthjælpsmodtageres sociale baggrund. For unge modtagere af kontanthjælp kunne drages følgende hovedkonklusioner :

1. Op til 75 % af en ungdomsårgang har på et givet tidspunkt modtaget kontanthjælp, mens der kan registreres en "fastlåsning" på et niveau omkring 13 % af en ungdomsårgang, der har modtaget kontanthjælp i over tre år.
2. Blandt modtagerne af kontanthjælp er der en væsentlig overvægt af børn af ikke-faglærte og personer ude af erhverv.
3. Unge mødre er mere ledige end andre unge.
4. Indvandrere har en betydelig højere ledighed end andre unge.

Socialkommissionen har endvidere for 1991 foretaget en samkøring mellem uddannelsesniveau og modtagelse af overførselsindkomster. Der kunne her påvises en forholdsvis klar sammenhæng for særligt kontanthjælp og førtidspension, se tabel 6.4.1.

Tabel 6.4.1

Andel 18-66-årige modtagere af indkomsterstøttede overførsler

fordelt på uddannelser

(i pct.)

Ufaglærte

Erhvervsudd.

Videreg. udd.

Alle

A-dagpenge

16

15

10

15

Kontanthjælp

11

4

3

7

Førtidspension

13

4

2

7

Efterløn

4

2

1

I alt

44

25

16

32

6.4.4 Tidligere anvendte kriterier

Kriteriet "antal fuldtidsledige" indgik i opgørelsen af primærkommunernes udgiftsbehov fra tilskudsåret 1987 til og med 1995. Kriteriet blev opgjort som summen af alle forsikrede ledige og ikke-forsikrede ledige i kommunen i året før tilskudsåret, omregnet til antal fuldtidsledige. Kriteriet indgik som objektivi kriterium til forklaring af udgiftsbehov vedrørende bl.a. kontanthjælp og beskæftigelsesindsats.

Det blev ved flere lejligheder påpeget, at der er en vis usikkerhed og forskellig praksis i opgørelsen af de ikke-forsikrede ledige. Det gælder f.eks. spørgsmålet om, hvorvidt kontanthjælpsmodtagere registreres som ledige, når de enten ikke vurderes som aktivt jobsøgende eller vurderes som jobegnede.

Ved udligningsreformen i 1995 blev kriteriet erstattet af det nye kriterium "andel 20-59-årige uden beskæftigelse over 5 %". Dette kriterium opgøres ud fra den registerbaserede arbejdsstyrkestatistik, som antallet af 20-59-årige, der på optællingstidspunktet var arbejdsløse, pensionister, eller uoplyst. I den registerbaserede arbejdsstyrkestatistik dækker arbejdsløshedsopgørelsen alle personer, der i den pågældende uge var registreret som fuldtidsledige.

Arbejdsløshedstallet i denne opgørelse kan altså ikke umiddelbart sammenlignes med det nuværende kriterium "antal fuldtidsledige". Det nye kriterium dækker generelt en bredere gruppe end ledighedsstatistikken (antal fuldtidsledige). Det indførte kriterium indgår således som et bredere socialt kriterium, der generelt er møntet på kommunens sociale udgifter til kontanthjælp (uanset om personen er registreret hos arbejdsformidlingen), beskæftigelse og aktivering, indsats for særligt udsatte grupper og indsats for unge m.m.

6.4.5 Valg af de forklarende variable

I analysen af kommunernes kontanthjælpsudgifter inddrages følgende forklarende variable :

1. Boligkriteriet i andel af alle boliger
2. Andel udlejningsboliger
3. Andel personer i udlejningsboliger
4. Dummyvariabel for det bysociale kriterium
5. Andel af 20-44-årige erhvervsaktive kvinder
6. Andel af 45-66-årige erhvervsaktive kvinder
7. Andel af 20-66-årige erhvervsaktive kvinder
8. Andel børn af enlige forsørgere
9. Andel 20-64-årige enlige
10. Andel udlændinge fra 3. verdenslande
11. Udskrivningsgrundlaget pr. indbygger
12. Andel 20-59-årige uden beskæftigelse
13. Andel 20-59-årige uden beskæftigelse over 5 %
14. Ledighedsgraden for de 20-24-årige
15. Ledighedsgraden for de 25-29-årige
16. Ledighedsgraden for de 30-59-årige
17. Andelen af ikke-forsikrede 20-24-årige ledige
18. Andelen af ikke-forsikrede 25-29-årige ledige
19. Andelen af ikke-forsikrede 30-59-årige ledige
20. Andel 25-49-årige uden erhvervsuddannelse.

21. Urbaniseringsgraden
22. Landdistriktsgraden
23. Det logaritmiske indbyggerantal
24. Kommunetype-effekt

6.4.6 Opgørelse og forventet sammenhæng for de forklarende variable²⁶

1. Boligkriteriet i andel af alle boliger

Opgørelse :

Boligkriteriet opgøres på grundlag af Danmarks Statistiks boligopgørelse. I opgørelsen indgår samtlige boliger opført før 1920, som er uden centralvarme, og samtlige egentlige beboelseslejligheder samt enkeltværelser, opført efter 1964, der bliver beboet af personer, som ikke ejer boligen.

Forventet sammenhæng :

Boligkriteriet indgår i udgangspunktet som en paraplyvariabel (d.v.s. som et generelt mål) for socialt udgiftspres, idet der kan være en sammenhæng mellem boligstandard/ boligtypen og sammensætningen af beboere.

2. Andel udlejningsboliger

Opgørelse:

Antallet af udlejningsboliger opgøres på grundlag af Danmarks Statistiks boligopgørelse pr. 1. januar i beregningsåret. I opgørelsen indgår egentlige beboelseslejligheder samt enkeltværelser, der bliver beboet af personer, som ikke ejer boligen.

Forventet sammenhæng:

Andel udlejningsboliger indgår i lighed med boligkriteriet som en paraplyvariabel for socialt udgiftspres, blot skal det ved estimationen afgøres, hvilke af de to forklarende variable, der har den relativt bedste forklaring af udgiftsvariationerne.

3. Andel personer i udlejningsboliger

Opgørelse:

Antallet af 0-99-årige personer beboende i udlejningsboliger divideret med det samlede antal 0-99-årige.

Forventet sammenhæng:

Andel personer i udlejningsboliger indgår i lighed med boligkriteriet og andel udlejningsboliger som en paraplyvariabel for socialt udgiftspres, blot skal det ved estimationen afgøres, hvilke af de tre forklarende variable, der har den relativt bedste forklaring af udgiftsvariationerne.

4. Dummy-variabel for det bysociale kriterium

Opgørelse :

Det bysociale kriterium (Antal indbyggere i områder, uden for hovedstadsområdet, med særlige bysociale problemer) indgår i opgørelsen af kommunernes udgiftsbehov fra og med 1996. Kriteriet opgøres som antallet af beboere i almennyttigt byggeri og kommunalt ejede boliger, bosat i udvalgte sogne, udenfor hovedstadsområdet. Disse boligområder /sogne er fremfundet ud fra et udtræk fra Danmarks Statistik af indkomst og overførsler for beboerne i sogne, hvor der er en forholdsvis høj andel af beboere bosat i almennyttigt byggeri, og hvor den gennemsnitlige skattepligtige indkomst pr. skattepligtig i området er forholdsvis lav eller der er tale om en forholdsvis stor andel af beboere, der modtager midlertidig overførselsindkomst. Da kriteriet således - som udgangspunkt - ikke omfatter kommuner i hovedstadsområdet, og der for de øvrige kommuner vil være en stor del af kommunerne, der tilsvarende ikke omfattes heraf, er det umiddelbart ikke muligt at inddrage kriteriet direkte i analyserne. Der er på denne baggrund i stedet anvendt en dummy-variabel, som angiver, om kommunen - herunder også kommunerne i hovedstadsområdet - vil kunne opfylde udvælgeskriteriet for opgørelsen af det "bysociale kriterium", jf. ovenfor.

Forventet sammenhæng:

Det bysociale kriterium indgår i udgangspunktet som en paraplyvariabel (d.v.s. som et generelt mål) for socialt udgiftspres, som er forbundet med de kommunale udgifter, der kan være tilknyttet modtagere af indkomstoverførsler og som i forholdsvis høj grad bor i de socialt belastede boligområder.

5. Andel af 20-44-årige erhvervsaktive kvinder

6. Andel af 45-66-årige erhvervsaktive kvinder

7. Andel af 20-66-årige erhvervsaktive kvinder

Opgørelse :

Variablene for erhvervsaktive kvinder opgøres som den registerbaserede erhvervsfrekvens for de pågældende aldersgrupper.

Forventet sammenhæng :

En høj erhvervsfrekvens blandt de tre udvalgte aldersgrupper kan påvirke kommunernes kontanthjælpsudgifter i både positiv og negativ retning, idet en høj erhvervsfrekvens blandt kvinder kan medføre færre kommunale udgifter til kontanthjælp gennem flere personer i beskæftigelse, men samtidig vil en høj erhvervsfrekvens udsætte flere personer for ledighed og dermed også muligheden for at komme på kontanthjælp.

8. Andel børn af enlige forsørgere

Forventet sammenhæng :

Andel børn af enlige forsørgere indgår i udgangspunktet som en paraplyvariabel (d.v.s. som et generelt mål) for det sociale udgiftspres i kommunen.

9. Andelen af 20-64-årige enlige

Opgørelse :

Andelen af 20-64-årige enlige dækker andelen af 20-64-årige i kommunen, som er enlige, fraskilte eller enker.

Forventet sammenhæng :

Andelen af 20-64-årige enlige fungerer i analysen som en paraplyvariabel (d.v.s. som et generelt mål) for det sociale udgiftspres i kommunen.

10. Andel udlændinge fra 3. verdenslande

Forventet sammenhæng :

Andelen af udlændinge fra 3. verdenslande indgår som udgangspunkt som en paraplyvariabel for socialt udgiftspres, som er forbundet med indvandrere og flygtninge.

11. Udskrivningsgrundlag pr. indbygger

Forventet sammenhæng :

Variablen fungerer som mål for borgernes indkomstniveau. Såfremt borgernes gennemsnitlige indkomstniveau er højt vil det alt andet lige betyde forholdsvis færre kontanthjælpsmodtagere og derved et lavt udgiftsniveau på området. Der forventes således en negativ relation mellem udskrivningsgrundlaget pr. indbygger og kommunernes udgifter til kontanthjælp.

12. Andel 20-59-årige uden beskæftigelse

13. Andel 20-59-årige uden beskæftigelse over 5 %

Forventet sammenhæng :

Andelen af 20-59-årige uden beskæftigelse inddrages, som paraplyvariable for socialt udgiftspres. Det ønskes endvidere undersøgt om forbehold overfor "naturlig arbejdsløshed", i denne forbindelse sat til 5 %, forbedrer variabelens forklaring af udgiftsvariationen.

14. Ledighedsgraden for de 20-24-årige

15. Ledighedsgraden for de 25-29-årige

16. Ledighedsgraden for de 30-59-årige

Opgørelse :

Ledighedsgraden udtrykker forholdet mellem det samlede antal ledige timer i perioden og antallet af forsikrede (mulige) i samme periode. Ledighedsgraden er således et mål for længden af ledigheden. En heltidsforsikret vil fra januar 1987 have 39 forsikrede timer pr. uge. For ikke-arbejdsløshedsforsikrede personer beregnes ledighedsgraden i forhold til en normal arbejdsuge på 39 timer.

Forventet sammenhæng :

Ledighedsgraden er et mål for længden af ledigheden og en høj ledighedsgrad vil således alt andet lige medføre et højere kommunalt udgiftsniveau på kontanthjælpsområdet. Kriteriet er opdelt på aldersgrupperne 20-24 år, 25-29 år og 30-59 år.

17. Andelen af ikke-forsikrede 20-24-årige ledige

18. Andelen af ikke-forsikrede 25-29-årige ledige

19. Andelen af ikke-forsikrede 30-59-årige ledige

Opgørelse :

Andelen af ikke-forsikrede ledige er baseret på den årlige arbejdsløshedsstatistik udarbejdet af Danmarks Statistik på grundlag af oplysninger fra Arbejdsdirektoratets centrale register for arbejdsmarkedsstatistik.

Forventet sammenhæng :

Andelen af ikke-forsikrede ledige indgår som et mål for andelen af ledige, som får indkomsterstøttende ydelser i form af kontanthjælp, og en høj andel af ikke-forsikrede vil således alt andet lige medføre et højere kommunalt udgiftsniveau på kontanthjælpsområdet. Kriteriet er opdelt på aldersgrupperne 20-24 år, 25-29 år og 30-59 år og skal indgå i analysen i kombination med andelen af 20-59-årige uden beskæftigelse (+ 5 %).

20. Andel 25-49-årige uden erhvervsuddannelse.

Opgørelse :

Antallet af personer uden erhvervsuddannelse opgøres som antallet af 25-49-årige, der på optællingstidspunktet ikke har afsluttet længerevarende uddannelse end grundskole eller har uoplyst uddannelse.

Forventet sammenhæng :

En paraplyvariabel for socialt udgiftspres, som er forbundet med de kommunale udgifter, der kan være tilknyttet modtagere af indkomstoverførsler. Hypotesen er, at personer uden en erhvervsuddannelse har en højere sandsynlighed for arbejdsløshed med dertil hørende socialt afledte effekter og forbrug af offentlige ydelser og/eller indkomstoverførsler.

21. Urbaniseringsgraden

22. Landdistriktsgraden

23. Det logaritmiske indbyggerantal

24. Kommunetype-effekt

Forventet sammenhæng:

Det ønskes undersøgt om der er niveauforskelle i kontanthjælpsudgifterne mellem forskellige kommunetyper, givet ved henholdsvis landkommuner, små og store bykommuner og hovedstadskommuner, og hvorvidt forskellene alternativt kan beskrives ud fra landdistriktsgrad, urbaniseringsgrad eller kommunestørrelse.

6.4.7 Analyse af kommunernes kontanthjælpsudgifter pr. aldersbestemt udgift

I analysen af kommunernes kontanthjælpsudgifter ønskes opstillet en generel statistisk model, dvs. en model, hvor alle 24 forklarende variable i udgangspunktet inddrages. Estimationsmetoden er maximum likelihood med korrektion for variansafhængighed, jf. kapitel 5.

I tabel 6.4.1 ses, at på baggrund af de mulige forklarende variable indeholder den stærkeste model til forklaring af variationen i kommunernes kontanthjælpsudgifter et konstantled, andelen af børn af enlige forsørgere, andelen af 20-59-årige uden beskæftigelse over 5 %, andelen af ikke-forsikrede 30-59-årige og boligkriteriet. Fra R²-værdien fremgår, at i en samlet betragtning forklarer disse variable 74,77 % af variationen i kommunernes kontanthjælpsudgifter.

Andelen af børn af enlige forsørgere indgår positivt i modellen, hvilket indikerer, at der er en forholdsvis kraftig samvariation mellem kommunernes kontanthjælpsudgifter og andelen af børn af enlige forsørgere.

Tabel 6.4.1

Analyse af kontanthjælpsudgifterne pr. aldersbestemt udgift

Forklarende variabel

Parameter

P = 0

Elasticitet

Konstantled

-49,95

0,0004

-

Børn af enlige forsørgere

14,32

0,0001

0,65

20-59-årige uden beskæftigelse over 5 %

9,52

0,0001

0,50

Ikke-forsikrede 30-59-årige ledige

5,07

0,0001

0,002

Boligkriteriet

1,92

0,0014

0,10

R2-værdi

74,77 %

Andelen af 20-59-årige uden beskæftigelse indgår som forventet positivt i modellen. Det bemærkes videre, at variationerne i udgifterne mellem kommunerne bedst beskrives ved at anvende andelen af 20-59-årige uden beskæftigelse ud over 5 % i kommunen. Den tilhørende elasticitet angiver, at påvirkningen fra kriteriet er markant, idet kommunernes kontanthjælpsudgifter vil stige med 0,5 % ved en 1,0 % stigning i andelen af 20-59-årige uden beskæftigelse over 5 %.

Andelen af ikke-forsikrede ledige indgår som et mål for andelen af ledige, der får indkomsterstøttede ydelser i form af kontanthjælp og en høj andel af ikke-forsikrede ledige vil således alt andet lige medføre et højere kommunalt udgiftsniveau på kontanthjælpsområdet. Kriteriet er opdelt på aldersgrupperne 20-24 år, 25-29 år og 30-59 år, og blandt disse er det altså den største aldersgruppe, givet ved de 30-59-årige, der bedst forklarer variationen i udgifterne.

De ikke-forsikrede ledige skal indgå i analysen i kombination med andelen af 20-59-årige uden beskæftigelse (over 5 %), som et mål for udgiftsbelastningen fra gruppen af ledige. Det skal i denne forbindelse bemærkes, at der tidligere har været fremført en vis usikkerhed omkring den datamæssige kvalitet af opgørelsen omkring antallet af ikke-forsikrede. Kriteriet må derfor vurderes med et vist forbehold. Den tilhørende elasticitet angiver, at påvirkningen fra kriteriet er beskeden, idet kommunernes kontanthjælpsudgifter vil stige med 0,002 % ved en 1,0 % stigning i andelen af 30-59-årige ikke-forsikrede ledige.

Boligkriteriet indgår med en positiv parameter værdi i modellen, og således vil en høj andel almenyttige og utidssvarende boliger medføre et højt kommunalt udgiftsniveau på kontanthjælpsområdet. Påvirkningen forventes kanaliseret gennem beboersammensætningen i de udvalgte boligtyper. Den tilhørende elasticitet angiver, at påvirkningen fra kriteriet er forholdsvis beskeden, idet kommunernes kontanthjælpsudgifter vil stige med 0,1 % ved en 1,0 % stigning i boligkriteriet.

De parvise korrelationskoefficienter mellem de forklarende variable er vist i tabel 6.4.2 og ved gennemgang ses, at den højeste værdi er givet ved de 64,2 % mellem andelen af 20-59-årige ikke-forsikrede ledige og andelen af børn af enlige forsørgere. Da denne og øvrige korrelationer er af forholdsvis markant karakter henledes opmærksomheden på multikollinearitet. Alle parametre i modellen er imidlertid signifikante med korrekte fortegn, og da der endvidere ikke er en usædvanlig høj R2-værdi, har multikollineariteten, såfremt den er tilstede, ikke sine sædvanlige negative konsekvenser og korrektion derfor unødvendig. Denne slutning bekræftes endvidere af partielle regressioner, hvor parametrene til de forklarende variable forbliver signifikante i samtlige kombinationer af undermodeller.

Tabel 6.4.2

Den parvise korrelation mellem de forklarende variable

Forklarende variabel

Børn af enlige forsørgere

1,0000

20-59-årige u. beskæft.

0,3425

1,0000

Ikke-forsikrede ledige

0,6417

0,0018

1,0000

Boligkriteriet

0,4623

0,5662

0,0671

1,0000

Udgifter

0,7698

0,6037

0,5234

0,5545

1,0000

Modellens tilpasning er illustreret i figur 6.4.1, hvor et tilfældigt udsnit af en række kommuners kontanthjælpsudgifter er plottet mod modellens tilsvarende og beregnede værdier af disse kommuners udgifter. Udsnittet består af kommuner, hvis tilhørende kommunenummer er adskilt med 50 enheder i intervallet 101-851. Ved gennemgang af figuren ses, at modellens tilpasning gennemgående er tilfredsstillende, idet de beregnede værdier af de udvalgte kommuners udgifter i størstedelen af tilfældene er lig eller meget tæt på de observerede værdier.

Figur 6.4.1

De faktiske udgifter plottet mod modellens beregnede udgifter

101 = København

501 = Augustenborg

151 = Ballerup

551 = Billund

201 = Allerød

601 = Brødstrup

251 = Bramsnæs

651 = Avlum-Haderup

301 = Bjergsted

701 = Ebeltoft

351 = Fakse

751 = Århus

401 = Allinge-Gudhjem

801 = Arden

451 = Nørre Åby

851 = Ålborg

6.5. Ældreudgifter

6.5.1 Indledning

Analysen af kommunernes udgifter til ældreområdet omfatter kommunernes samlede nettoudgifter til plejeforanstaltninger i hjemmet, hjælpemidler, samt institutioner for ældre og integrerede plejeordninger.

I tidligere analyser har man søgt at opdele på ældreinstitutioner og øvrige ældreudgifter. Indførelsen af integrerede plejeordninger i størstedelen af kommunerne har imidlertid medført, at der ikke længere kan foretages en sådan opdeling af udgifterne. Fra og med 1995 er der endvidere også åbnet mulighed for, at kommunerne kan kontere udgifter til integreret ældreservice under ét og for 1995 er 41 % af de samlede ældreudgifter konteret under denne fælles funktion.

I 1996 udgjorde de samlede primærkommunale udgifter til ældreområdet 23,4 mia. kr., svarende til 22,2 % af de samlede nettodriftsudgifter. Samme år varierede kommunernes ældreudgifter mellem 21.357 kr. og 44.514 kr. pr. indbygger, mens det vægtede gennemsnit udgjorde 29.365 kr. pr. indbygger.

6.5.2 Normering

Da der er en betydelig forskel i plejetyngden for de enkelte alderstrin er der valgt at lave en normering således, at der ses på ældreudgifterne pr. vægtet ældre. Denne vægtfordeling er baseret på de vægte, som indgik i udligningsopgørelsen for 1996 og er givet ved 27:

65-74-årige tæller 0,35

75-84-årige tæller 1,16

85+årige tæller 3,86

Alle udgiftsvariable er endvidere korrigeret for lokale lønforskelle.

6.5.3 Tidligere undersøgelser af kommunernes ældreudgifter

Indenrigsministeriet 1985

I en redegørelse vedrørende kommunernes finansiering fra Indenrigsministeriet (1985)²⁸ blev udgifterne til henholdsvis hjemmehjælp og sygepleje og udgifter til ældreinstitutioner søgt forklaret. I analysen kunne konstateres en tydelig positiv samvariation mellem udgifter til hjemmehjælp og sygepleje og de 20-66-årige kvinders erhvervsfrekvens, og ved samtidig inddragelse af boligkriteriet og skalaindkomsten i en samlet model var resultatet en forklaringskraft på 29 %. På ældreinstitutionsområdet var det derimod ikke muligt at finde en tilfredsstillende sammenhæng på baggrund af de aktuelle kriterier. Betragtedes ældreområdet under ét opnåedes den bedste forklaringskraft ved samtidig inddragelse af boligkriteriet og de 20-66-årige kvinders erhvervsfrekvens. Graden af forklaring var imidlertid kun 14 % og i redegørelsen blev peget på behovet for videre undersøgelser med henblik på en mere tilfredsstillende forklaring af variationen i ældreudgifterne.

Mouritzen 1991

I Mouritzen (1991)²⁹ inddrages boligkriteriet, den aldersbetingede plejehjemshyppighed, kvinders erhvervsfrekvens og andelen af ældre i kommunen i forklaringen af variationen i de samlede ældreudgifter pr. 65-årig og derover. Resultatet af regressionen er vist i tabel 6.5.1.

Mouritzen konkluderer, at der ikke er belæg for at tilskrive politiske faktorer og velstandsforskelle nogen effekt for kommunernes ældreudgifter.

I forhold til øvrige analyser af kommunernes udgiftsbehov kan det imidlertid diskuteres, hvorvidt plejehjemshyppighed bør inddrages som forklarende variabel. Plejehjemshyppigheden er først og fremmest udtryk for, hvilken omstilling af ældre servicen som kommunen har gennemført og dermed også et udtryk for en prioritering/effektivitet snarere end et egentligt udgiftsbehov. Herudover vil omlægningen af ældreområdet indebære, at kriteriet ikke længere vil kunne opgøres på nogen entydig måde.

Tabel 6.5.1

Regression af kommunernes ældreudgifter - Mouritzen 1991

Forklarende variabel

Beta30

Boligkriteriet

0,18

Aldersbetinget plejehjemshyppighed

0,12

Kvinder erhvervsfrekvens

0,17

Andel ældre i kommunen

-0,34

R2-værdi

27,80 %

6.5.4 Valg af forklarende variable

I denne analyse inddrages på baggrund af erfaringer fra tidligere undersøgelser, samt fremkomsten og dannelsen af nye kriterier følgende forklarende variable:

1. Udskrivningsgrundlag pr. indbygger
2. Boligkriteriet i andel af alle boliger
3. Andel udlejningsboliger
4. Andel personer i udlejningsboliger
5. Dummy-variabel for det bysociale kriterium
6. Andel udlændinge fra 3. verdenslande.

7. Andel erhvervsaktive 20-44-årige kvinder
8. Andel erhvervsaktive 45-66-årige kvinder
9. Andel erhvervsaktive 20-66-årige kvinder
10. Procentvis andel 20-59-årige uden beskæftigelse
11. Procentvis andel 20-59-årige uden beskæftigelse over 5 %
12. Andel enlige ældre over 65 år
13. Andel ældre over 65 år
14. Vækst i antal ældre over 65 år
15. Overrepræsentation af enlige ældre over 65 år.
16. Overdødelighed korrigeret for køns- og alderssammensætningen
17. Overantal sygehusudskrivninger
18. Urbaniseringsgrad
19. Landdistriktsgrad
20. Det logaritmiske indbyggerantal
21. Dummy-variable for kommunetype-effekt
22. Befolkningstæthed

6.5.5 Opgørelse og forventet sammenhæng for de forklarende variable³¹

1. Udskrivningsgrundlag pr. indbygger

Forventet sammenhæng :

Variablen fungerer som mål for henholdsvis kommunens ressourcer og borgernes efterspørgsel og krav til den offentlige sektor. Indkomstens positive eller negative indflydelse på efterspørgslen efter kommunens ældre-service ønskes undersøgt. Har eksempelvis rige indbyggere flere eller færre krav til offentlige ydelser end indbyggere med relativ mindre indkomst.

2. Boligkriteriet i andel af alle boliger
3. Andel udlejningsboliger
4. Andel personer i udlejningsboliger
5. Dummy-variabel for det bysociale kriterium

Forventet sammenhæng :

Det forventes, at de fire variable for boligstrukturen indgår som paraplyvariable (d.v.s. som generelle mål) for socialt udgiftspres, idet der kan være en sammenhæng mellem boligstandard/boligtypen og sammensætningen af beboere.

6. Andel udlændinge fra 3. verdenslande.

Forventet sammenhæng :

Andel udlændinge fra 3. verdenslande forventes her at indgå som en generel paraplyvariabel for socialt udgiftspres i kommunen.

7. Andel erhvervsaktive 20-44-årige kvinder
8. Andel erhvervsaktive 45-66-årige kvinder
9. Andel erhvervsaktive 20-66-årige kvinder

Forventet sammenhæng :

Andelen af erhvervsaktive kvinder inddrages som et mål for familiestruktur m.v. Hypotesen er, at en højere beskæftigelsesgrad fører til et større pres på ældre-forsorgen, idet ældre muligheder for at få bistand fra familie m.v. vil mindskes med en stigende kvindelig erhvervsfrekvens.

10. Procentvis andel 20-59-årige uden beskæftigelse
11. Procentvis andel 20-59-årige uden beskæftigelse over 5 %

Forventet sammenhæng :

I udgangspunktet paraplyvariable (d.v.s. generelle mål) for socialt udgiftspres. Belastende sociale vilkår for de arbejdssøgende i en kommune antages at være samvarierende med belastende vilkår for de ældre. Omvendt kunne det hævdes, at personer uden beskæftigelse i højere grad har mulighed for at passe deres ældre slægtninge, hvilket har en dæmpende effekt på kommunens ældreudgifter. Det ønskes endvidere undersøgt om forbehold overfor "naturlig arbejdsløshed", i denne forbindelse sat til 5 %, forbedrer variables forklaring af udgiftsvariationen.

12. Andel enlige ældre over 65 år

Opgørelse :

Befolkningsandelen af enlige personer over 65 år, vurderet efter den formelle civilstand.

Forventet sammenhæng :

Der er i flere tidligere undersøgelser påvist et øget plejebæhov for enlige ældre i forhold til samboede ældre.

13. Andel ældre over 65 år

Opgørelse :

Befolkningsandelen af personer over 65 år.

Forventet sammenhæng :

Ældreandelen kan som en selvstændig faktor påvirke, dels kommunens ældreudgifter i kraft af stordriftsfordele eller stordriftsulemper, dels kommunens prioritering via ældreandelens størrelse.

14. Vækst i antal ældre over 65 år

Opgørelse :

Den procentvise vækst i antallet af personer over 65 år i perioden 1991-1995.

Forventet sammenhæng :

Ved fald eller stigninger i antallet af ældre kan der være en vis tilpasningsperiode, hvor ældreudgifterne skal tilpasse sig det nye niveau i enten positiv eller negativ retning.

15. Overrepræsentation af enlige ældre over 65 år.

Opgørelse :

Indekset er opgjort som det faktiske antal enlige i en kommune divideret med det forventede antal enlige i kommunen, hvor det forventede antal enlige er beregnet ud fra den landsgennemsnitlige andel af enlige over 65 år multipliceret med hver enkelt kommunes indbyggertal.

Forventet sammenhæng :

Som før anført må der forventes et større plejebæhov for enlige ældre. Det kriterium for andel enlige ældre, der er inddraget under pkt. 12, omfatter en opgørelse ud fra civilstandsforhold. Som alternativ hertil, er kriteriet "overrepræsentation af enlige ældre" baseret på en opgørelse af antallet af faktiske ældre. Herudover korrigeres dette kriterium for kommunens alderssammensætning, således at der opstilles et mål for "overrepræsentationen" af antal enlige ældre - i forhold til det ud fra aldersfordelingen forventede antal.

16. Overdødelighed korrigeret for køns- og alderssammensætningen

Opgørelse :

Overdødeligheden er opgjort ved den såkaldte indirekte standardisering - Standard Mortality Rate (SMR).

Forventet sammenhæng :

Overdødelighed må tages som udtryk for en forholdsvis høj sygelighed og derfor høje udgifter til såvel sygehuse som til hjemmepleje. Der forventes derfor være en positiv sammenhæng mellem dødeligheden og kommunens ældreudgifter. Dødeligheden er stærkt samvarierende med andelen af enlige ældre og det skal således undersøges, hvilket af de to kriterier der er det bedste mål for sygeligheden.

17. Overantal sygehusudskrivninger

Opgørelse :

Indekset er defineret som det faktiske antal udskrivninger i en kommune divideret med det forventede antal udskrivninger i kommunen, hvor det forventede antal udskrivninger er beregnet ud fra den landsgennemsnitlige andel multipliceret med hver enkelt kommunes indbyggertal.

Forventet sammenhæng:

Overantal sygehusudskrivninger må ligesom overdødelighed tages som udtryk for en forholdsvis høj sygelighed og derfor høje udgifter til såvel sygehuse som til ældreomsorg. Der forventes derfor være en positiv sammenhæng mellem antallet af sygehusudskrivninger og kommunens ældreudgifter.

18. Urbaniseringsgrad
19. Landdistriktsgrad
20. Det logaritmiske indbyggerantal
21. Kommunetype-effekt
22. Befolkningstæthed

Opgørelse :

Befolkningstætheden er opgjort ved antal personer pr. hektar.

Forventet sammenhæng :

I tyndt befolkede kommuner kan der være merudgifter i forbindelse med opretholdelse af ældreomsorg, eksempelvis som følge af, at kommunen med sine få indbyggere ikke er i stand til at udnytte sine ressourcer på området til kapacitetsgrænsen. Tilsvarende kan en lavere befolkningstæthed medføre merudgifter som følge af højere transporttid for hjemmehjælp m.v. Dette forhold søges undersøgt ved enten urbaniseringsgraden, landdistriktsgraden, indbyggerantallet, niveauforskelle mellem kommunetyper eller befolkningstætheden.

6.5.6 Analyse af ældreudgifterne pr. vægtet ældre

I analysen af kommunernes ældreudgifter ønskes opstillet en generel statistisk model, dvs. en model hvor alle 22 forklarende variable i udgangspunktet inddrages. Estimationsmetoden er maximum likelihood med korrektion for variansafhængighed, jf. kapitel 5.

I tabel 6.5.2 ses, at på baggrund af de mulige forklarende variable indeholder den stærkeste model til forklaring af variationen i kommunernes ældreudgifter et konstantled, dummy-variablen for små/store kommunetyper, andelen af personer i udlejningsboliger og andelen af ældre over 65 år. Fra R²-værdien fremgår, at i en samlet betragtning forklarer disse variable 39,61 % af variationen i kommunernes ældreudgifter.

Tabel 6.5.2

Analyse af ældreudgifterne pr. vægtet ældre

Forklarende variabel

Parameter

P = 0

Elasticitet

Konstantled

37.125,00

0,0001

-

D2 - Små og store kommuner

1.709,04

0,0005

-

Andelen af personer i udlejningsboliger

48,69

0,0006

0,04

Andelen af ældre over 65 år

-64.025,00

0,0001

-0,32

R2-værdi

39,61 %

I modellen indgår dummy-variablen for små/store bykommuner positivt i modellen, hvilket indikerer, at små/store bykommuner har højere udgifter til de ældre over 65 år end hovedstads- og landkommuner. En mulig fortolkning på den positive parameter kan eksempelvis være, at der er forskelle i den sociale og familiemæssige struktur mellem land og by og dermed i behovet for ældreomsorg. Omvendt kan de observerede forskelle også forklares som rene prioriteringsforskelle. Parameterværdien på 1.709,04 skal tillægges værdien af konstantleddet således, at regressionslinien for små/store bykommuner ligger højere end for landets øvrige kommuner.

Andelen af personer i udlejningsboliger indgår ligeledes positivt i modellen, hvilket indikerer en sammenhæng mellem boligstandard/boligtypen og sammensætningen af beboere. Den tilhørende elasticitet angiver, at påvirkningen er beskeden, idet kommunernes ældreudgifter vil stige med 0,04 % ved en 1,0 % stigning i andelen af personer i udlejningsboliger.

I lighed med Mouritzen (1991) indgår andelen af ældre over 65 år negativt i modellen, hvilket indikerer, at en højere andel af ældre over 65 år giver lavere udgifter til den enkelte ældre i kommunerne. Dette forhold kan fortolkes enten ved stordriftsfordele og/eller som et udtryk for en bevidst prioritering fra eksempelvis "udbygningskommunerne", der med en lav ældreandel vælger et højere serviceniveau end de kommuner, som gennemgående har en høj andel af ældre. Den tilhørende elasticitet angiver, at påvirkningen er forholdsvist markant, idet kommunernes ældreudgifter vil falde med -0,32 % ved en 1,0 % stigning i andelen af ældre over 65 år.

Tabel 6.5.3

Den parvise korrelation mellem de forklarende variable

Forklarende variabel

D2 - Små og store komm.

1,0000

Andel personer i udlejningsb.

0,3329

1,0000

Andel af ældre over 65 år

0,0415

-0,0285

1,0000

Udgifter

0,2552

0,2452

-0,5800

1,0000

De partielle korrelationskoefficienter mellem de forklarende variable er vist i tabel 6.5.3 og ved gennemgang ses den højeste værdi givet ved 33,3 % mellem andelen af personer i udlejningsboliger og dummy-variablen for små/store bykommuner. Dette viser naturligt nok, at andelen af personer i udlejningsboliger er størst i byerne og da denne korrelation er af forholdsvist beskeden karakter henledes opmærksomheden ikke umiddelbart på multikollinearitet. Alle parametre i modellen er endvidere signifikante med korrekte fortegn og da der ikke er en usædvanlig høj R2-værdi, har multikollineariteten, såfremt den er tilstede, ikke sine sædvanlige negative konsekvenser og korrektion derfor unødvendig. Denne slutning bekræftes endvidere af partielle regressioner, hvor parametrene til de forklarende variable forbliver

signifikante i samtlige kombinationer af undermodeller.

Modellens tilpasning er illustreret i figur 6.5.1, hvor et tilfældigt udsnit af en række kommuners ældreudgifter er plottet mod modellens tilsvarende og beregnede værdier af disse kommuners udgifter. Udsnittet består af kommuner, hvis tilhørende kommunenummer er adskilt med 50 enheder i intervallet 101-851. Ved gennemgang af figuren ses, at modellens tilpasning er svingende, hvilket afspejler den forholdsvis beskedne forklaringskraft.

Figur 6.5.1

De faktiske udgifter plottet mod modellens beregnede udgifter

101 = København

501 = Augustenborg

151 = Ballerup

551 = Billund

201 = Allerød

601 = Brødstrup

251 = Bramsnæs

651 = Avlum-Haderup

301 = Bjergsted

701 = Ebeltoft

351 = Fakse

751 = Århus

401 = Allinge-Gudhjem

801 = Arden

451 = Nørre Åby

851 = Ålborg

6.6 Folkeskoleudgifter

6.6.1 Indledning

Analysen af kommunernes udgifter på skole- og fritidsområdet omfatter kommunernes samlede nettoudgifter til henholdsvis folkeskole, skolefritidsordninger, fritidshjem og ungdomsskoler. De samlede primærkommunale nettoudgifter til skole- og fritidsområdet udgjorde i 1996 26,3 mia. kr., svarende til 22,7 % af de samlede nettodriftsudgifter. Udgifterne varierede samme år mellem 34.776 kr. og 61.548 kr. pr. 7-16 årig, mens det vægtede gennemsnit udgjorde 50.037 kr. pr. 7-16 årig.

6.6.2 Normering

Kommunernes skoleudgifter normeres som anført med antallet af 7-16-årige. I den nuværende opgørelse af kommunernes aldersbestemte udgiftsbehov sker der en korrektion for eventuelle fald i antallet af 7-16-årige ved, at der i udligningsopgørelsen anvendes det højeste antal 7-16-årige i enten opgørelsesåret eller tre år før. I denne analyse er det imidlertid valgt at inddrage den procentvise ændring i antallet af 7-16-årige som en særskilt variabel således, at betydningen heraf fremgår selvstændigt.

6.6.3 Tidligere undersøgelser af kommunernes skoleudgifter

I betænkning 855, 1977 og betænkning 963, 1982, inddrages andel børn af enlige forsøgere og skalainkomst pr. indbygger som forklarende variable for kommunernes skoleudgifter. Herudover påpeges i betænkning 963, 1982, at der er vis sammenhæng mellem skoleudgifterne og eventuel tilbagegang i elevtallet.

I forbindelse med en budgetanalyse af folkeskoleområdet³² blev opstillet følgende model :

Tabel 6.6.1

Regression af kommunernes folkeskoleudgifter

Forklarende variabel

Parameter

Beta₃₃

Kontantled

16.392,00

-

Antal indbyggere i kommunen

-0,02

-0,18

Klassekvotienten

-375,00

-0,14

Stedsats

1.717,00

0,55

Andel erhvervsaktive

1.582,00

0,40

Andel to-sprogede elever

20.288,00

0,22

Urbaniseringsgrad

-45,00

-0,18

Lærernes gennemsnitlige skalatrin

523,00

0,12

R2-værdi

66,00 %

Den relativt høje forklaringsgrad for stedtillæg skal sandsynligvis ses i sammenhæng med, at kriteriet bliver paraplyvariabel for sociale forhold/storbyforhold. I finansieringsudvalgets analyser har man som alternativ for anvendelsen af stedtillæg foretaget en direkte korrektion af udgiftsniveauet. Dermed sikres, at stedtillæg ikke kommer til at indgå som udgiftsbehovskriterium/paraplyvariabel. Tilsvarende må det selvfølgelig vurderes, hvorvidt variabelen antal tosprogede elever beskriver den umiddelbare årsagssammenhæng eller om variabelen dækker over andre forhold, herunder eksempelvis storbyforhold eller prioriteringsforskelle.

Endelig kan det diskuteres om kommunens indbyggertal alternativt burde indgå korrigeret i modellen, idet eventuelle stordriftsfordele/ulemper ofte ikke vil være helt lineære. I andre analyser har man derfor normalt anvendt en form for korrektion af kommunestørrelsen, eksempelvis ved anvendelse af dummy eller logaritmen til indbyggerantal.

I en analyse af Mouritzen (1991)³⁴ konkluderes tilsvarende, at variationen i skoleudgifterne i væsentlig grad skal forklares ud fra kommunernes ressourcesituation og prioriteringsforskelle. Der opstilles således følgende "effekt model" for de samlede skoleudgifter.

Tabel 6.6.2

Regression af kommunernes folkeskoleudgifter

Forklarende variabel

Parameter

Behovsindikatorer

-
- Andel børn af enlige forsørgere

0,36

- Urbaniseringsgrad

-0,21

Ressourceindikatorer

-
- Velstand

0,51

Politiske forhold

-
- arbejderne mandatfordeling

0,11

Andre indikatorer

-
- Væksten i antal 7-16-årige

-0,22

- Andelen af 7-16-årige

-0,11

R2-værdi

78,40 %

6.6.4 Valg af de forklarende variable

I analysen af kommunernes skoleudgifter inddrages på baggrund af erfaringerne beskrevet i afsnit 3 følgende forklarende variable :

1. Boligkriteriet i andel af alle boliger
 2. Andel udlejningsboliger
 3. Andel personer i udlejningsboliger
 4. Dummy-variabel for det bysociale kriterium
 5. Andel børn af enlige forsørgere
 6. Væksten i antallet af 7-16-årige i perioden 1992-1996
 7. Andel udlændinge fra 3. verdenslande
 8. Andel to-sprogede elever
 9. Andel privatskoler
 10. Udskrivningsgrundlaget
 11. Det logaritmiske indbyggerantal
 12. Urbaniseringsgrad
 13. Landdistriktsgrad
 14. Kommunetype-effekt
- 6.6.5 Opgørelse og forventet sammenhæng for de forklarende variable³⁵

1. Boligkriteriet i andel af alle boliger
2. Andel udlejningsboliger
3. Andel personer i udlejningsboliger
4. Dummy-variabel for det bysociale kriterium

Forventet sammenhæng:

De fire forklarende variable for boligstrukturen forventes at indgå som paraplyvariable (d.v.s. som generelle mål) for socialt udgiftspres, idet der kan være en sammenhæng mellem boligstandard/boligtypen og sammensætningen af beboere.

5. Andel børn af enlige forsørgere

Forventet sammenhæng :

Andel børn af enlige forsørgere indgår i udgangspunktet som en paraplyvariabel (d.v.s. som et generelt mål) for det sociale udgiftspres i kommunen. I denne forbindelse forventes stigende udgifter på folkeskoleområdet.

6. Væksten i antallet af 7-16-årige i perioden 1992-1996

Opgørelse :

Opgørelsen af væksten i antallet af 7-16-årige dækker ændringen i aldersgruppen i perioden 1992-1996.

Forventet sammenhæng :

Ved fald eller stigninger i antallet af de 7-16-årige kan der tænkes at være en vis tilpasningsperiode, hvor skoleudgifterne skal tilpasse sig det nye niveau i enten positiv eller negativ retning. Specielt kan der ved fald i antallet af 7-16-årige forestilles en kortere eller længere periode med overkapacitet på området.

7. Andel udlændinge fra 3. verdenslande.

Forventet sammenhæng :

Andel udlændinge fra 3. verdenslande indgår som udgangspunkt som en paraplyvariabel for socialt udgiftspres, som er forbundet med de kommunale udgifter, der kan være tilknyttet de etniske minoriteter, herunder på skoleområdet.

8. Andel to-sprogede elever

Opgørelse :

Andel to-sprogede elever er baseret på en opgørelse af antallet af elever, som kommer fra hjem, hvor der fortrinsvis tales et andet sprog end dansk, vurderet i forhold til det samlede antal elever.

Forventet sammenhæng :

Andelen af udlændinge fra 3. verdenslande og andelen af to-sprogede elever sigter på at forklare det samme forhold, blot er andelen af to-sprogede elever et mere præcist mål i forbindelse med skoleområdet og det ønskes undersøgt, hvilke af de to variable, der relativt bedst forklarer variationen i skoleudgifterne.

9. Udskrivningsgrundlag pr. indbygger

Forventet sammenhæng :

Udskrivningsgrundlaget fungerer som mål for henholdsvis kommunens ressourcer og borgernes efterspørgsel og krav til den offentlige sektor. Sammenhængen mellem variabelen og kommunens skoleudgifter kan enten betragtes som, at velhavende kommuner har mulighed for at opprioritere området eller at højere udskrivningsgrundlag pr. indbygger medfører en øget efterspørgsel efter kommunens service på skoleområdet.

10. Andel privatskoleelever

Opgørelse :

Andel privatskoleelever er baseret på en opgørelse af antallet af elever i privatskoler divideret med det samlede antal elever i kommunen i 1994.

Forventet sammenhæng :

Privatskoler modtager et driftstilskud pr. elev på 75 % af den gennemsnitlige udgift pr. elev i folkeskolen i det seneste opgjorte regnskabsår. Af dette tilskud betaler kommunerne 85% og det forventes derfor, at kommunernes skoleudgifter pr. 7-16-årig falder med andelen af privatskoler.

11. Det logaritmiske indbyggerantal

12. Urbaniseringsgrad

13. Landdistriktsgrad

14. Kommunetype-effekt

Forventet sammenhæng :

Det forventes, at kommuner med en lav urbaniseringsgrad har relativt højere skoleudgifter pr. 7-16 årig, idet der i disse kommuner ofte ikke kan opnås fuld kapacitetsudnyttelse i skoledriften, og dermed f.eks. en lav klassekvotient. Det skal således undersøges om der på skoleområdet eksisterer stordriftsfordele mellem små og store kommuner og/eller mellem kommuner med høj og lav urbaniseringsgrad. Kriterierne for henholdsvis indbyggerantal, urbaniserings- og landdistriktsgrad sigter på at forklare det samme forhold, men da de tre kriterier er opgjort på forskelligt grundlag ønskes det undersøgt, hvilket der på dette område relativt bedst forklarer variationen i skoleudgifterne.

6.6.6 Analyse af kommunernes folkeskoleudgifter pr. 7-16 årig

I analysen af kommunernes skoleudgifter opstilles en generel statistisk model, dvs. en model hvor alle 14 forklarende variable i udgangspunktet inddrages. Estimationsmetoden er maximum likelihood med korrektion for variansafhængighed, jf. kapitel 5.

I tabel 6.6.3 ses, at på baggrund af de mulige kriterier indeholder den stærkeste model til forklaring af variationen i kommunernes skoleudgifter pr. 7-16 årig et konstantled, landdistriktsgraden, udskrivningsgrundlaget pr. indbygger, andelen af børn af enlige forsørgere, andelen af udlændinge fra 3. verdenslande og den procentvise ændring i antallet af 7-16-årige i perioden 1992-1996. Fra R²-værdien fremgår, at i en samlet betragtning forklarer disse variable 52,80 % af variationen i kommunernes skoleudgifter.

Landdistriktsgraden, givet ved antallet af indbyggere i landdistrikter og i byer med færre end 1000 indbyggere, indgår positivt i modellen, hvilket indikerer, at kommuner med en høj landdistriktsgrad har relativt højere skoleudgifter pr. 7-16 årig. idet der i disse kommuner ofte ikke kan opnås fuld kapacitetsudnyttelse i skoledriften, f.eks. som en følge af en lav klassekvotient. Den tilhørende elasticitet angiver, at påvirkningen er beskednen, idet kommunernes skoleudgifter vil stige med 0,02 % ved en stigning på 1,00 % i landdistriktsgraden.

Tabel 6.6.3

Analyse af folkeskoleudgifterne pr. 7-16 årig

Forklarende variabel

Parameter

P = 0

Elasticitet

Konstantled

16.467,00

0,0001

-

Landdistriktsgraden

39,65

0,0019

0,0002

Udskrivningsgrundlaget pr. indbygger

0,22

0,0001

0,3475

Andel børn af enlige forsørgere

401,61

0,0001

0,1098

Andel udlændinge fra 3. verdenslande

484,24

0,0158

0,0234

Ændring i antal 7-16-årige 1992-1996

-221,59

0,0001

-0,0377

R2-værdi

52,80 %

De to paraplyvariable for socialt udgiftspres, givet ved henholdsvis andelen af udlændinge fra 3. verdenslande og andelen af børn af enlige forsørgere indgår positivt i modellen, hvilket indikerer, at et givet ekstra forbrug af kommunale ydelser tilknyttet disse befolkningsgrupper, bl.a. udgøres af udgifter til skoleområdet. De tilhørende elasticiteter angiver, at kommunernes skoleudgifter vil stige med 0,11 % ved en stigning på 1,00 % i andelen af børn af enlige forsørgere, mens udgifterne vil stige med 0,02 % ved en stigning på 1,00 % i andelen af udlændinge fra 3. verdenslande.

Udskrivningsgrundlaget indgår positivt i modellen, hvilket indikerer, at højere gennemsnitlig indkomst hos kommunens indbyggere alt andet lige medfører højere skoleudgifter pr. 7-16 årig. Sammenhængen mellem udskrivningsgrundlag og kommunernes skoleudgifter kan enten fortolkes som, at velhavende kommuner har mulighed for at opprioritere skoleområdet eller en efterspørgelseffekt. Den tilhørende elasticitet angiver, at påvirkningen er markant, idet kommunernes skoleudgifter vil stige med 0,35 % ved en 1,0 % stigning i udskrivningsgrundlaget.

Udtages udskrivningsgrundlaget fra modellen substitueres kriteriet af dummy-variablen for hovedstadskommunerne. Fortolkningsmæssigt medfører dette, at udskrivningsgrundlaget og kommunetype-effekten af hovedstadskommuner i udpræget grad forklarer den samme variation i skoleudgifterne, hvilket er relateret til den kendsgerning, at størstedelen af kommunerne i hovedstadsområdet har et udskrivningsgrundlag pr. indbygger, som ligger over landsgennemsnittet.

Endelig indgår den procentvise ændring i antallet af 7-16-årige negativt i modellen, hvilket indikerer, at en øget vækst i antallet af 7-16-årige medfører færre udgifter pr. 7-16 årig. Vækst i antallet af børn i kommunen følges således ikke af vækst i udgiftsniveauet på skoleområdet, blot må flere børn altså deles om samme beløb, hvilket foranlediger faldet i skoleudgiften pr. barn. Den tilhørende elasticitet angiver, at påvirkningen er forholdsvis beskeden, idet kommunernes skoleudgifter vil falde med -0,04 % ved en 1,0 % stigning i landdistriktsgraden.

Tabel 6.6.4

Den parvise korrelation mellem de forklarende variable

Forklarende variabel

Landdistriktsgraden

1,0000

Udskrivningsgrundlaget

-0,6382

1,0000

Børn af enlige forsørgere

-0,5239

0,3821

1,0000

Udlændinge fra 3. verden

-0,4238

0,2768

0,5544

1,0000

Ændring i antal 7-16-årige

0,1187

-0,1604

0,0772

0,2163

1,0000

De parvise korrelationskoefficienter mellem de forklarende variable er vist i tabel 6.6.4 og ved gennemgang ses den højeste værdi givet ved de -63,82 % mellem udskrivningsgrundlaget pr. indbygger og landdistriktsgraden. Dette viser, at udskrivningsgrundlaget er mindre i kommuner med mange landdistrikter, og da denne korrelation samtidig er af markant karakter henledes opmærksomheden på multikollinearitet. Alle parametre i modellen er imidlertid signifikante med korrekte fortegn og da der endvidere ikke er en usædvanlig høj R²-værdi, har multikollineariteten, såfremt den er tilstede, ikke sine sædvanlige negative konsekvenser og korrektion derfor unødvendig.

Modellens tilpasning er illustreret i figur 6.6.1, hvor et tilfældigt udsnit af en række kommuners folkeskoleudgifter er plottet mod modellens tilsvarende og beregnede værdier af disse kommuners udgifter. Udsnittet består af kommuner, hvis tilhørende kommunenummer er adskilt med 50 enheder i intervallet 101-851. Ved gennemgang af figuren ses, at modellens tilpasning gennemgående er tilfredsstillende.

Figur 6.6.1

De faktiske udgifter plottet mod modellens beregnede udgifter

101 = København
501 = Augustenborg

151 = Ballerup
551 = Billund

201 = Allerød
601 = Brødstrup

251 = Bramsnæs
651 = Avlum-Haderup

301 = Bjergsted
701 = Ebeltoft

351 = Fakse
751 = Århus

401 = Allinge-Gudhjem
801 = Arden

451 = Nørre Åby
851 = Ålborg

6.7 Boligsikrings- og boligydelsesudgifter

6.7.1 Indledning

Analysen af kommunernes udgifter til boligstøtte omfatter kommunernes samlede nettoudgifter til henholdsvis pensionisters boligydelse og boligsikring til ikke-pensionister. Den specielle hovedstadsudligning for boligstøtten indgår ikke i undersøgelsen, men vil efterfølgende blive analyseret i kapitel 10.

De samlede primærkommunale nettoudgifter til boligstøtten udgjorde i 1996 2,4 mia. kr., svarende til 2,1 % af de samlede nettodriftsudgifter. Heraf udgjorde udgifterne til boligydelse 1,50 mia. kr. mens udgifterne til boligsikring udgjorde 0,92 mia. kr. I 1995 fik endvidere 330.000 husstande gennemsnitligt 18.000 kr. pr. husstand i boligydelse og 180.000 husstande fik gennemsnitligt 11.000 kr. pr. husstand i boligsikring³⁶.

Der har på begge områder kunne konstateres en markant udgiftsvækst frem til 1994 og indenfor de senere år er de samlede udgifter vokset i størrelsesordenen 0,5 mia. kr. p.a. Siden 1986 er udgifterne til individuel boligstøtte næsten fordoblet målt i faste priser og den gennemsnitlige årlige realvækst i perioden har været på ca. 8 %.

Væksten i de samlede offentlige udgifter til boligstøtte er ikke noget nyt fænomen, idet disse er vokset kontinuerligt siden indførelsen af ordningen i 1967. Årsagen kan primært henføres til udviklingen i boligstøtten til pensionister, der siden ikrafttræden af den særlige boligydelseslov i 1979 har været konstant voksende.

Generelt kan realvæksten i de samlede udgifter siden slutningen af 1970'erne henføres til stigninger i såvel antallet af modtagere og støtten pr. modtager, hvor stadig flere modtagere opnår en stadig højere gennemsnitlig boligstøtte. Siden 1980 har væksten i antallet af modtagere af boligstøtte været dobbelt så stor som væksten i støtten pr. modtager og antallet af modtagere er således fordoblet, mens det gennemsnitlige udbetalte beløb pr. husstand er forøget med en tredjedel indenfor de seneste 15 år målt i faste priser. Væksten i udgifterne til boligydelse har været noget højere end væksten i udgifterne til boligsikring og mens væksten i sidstnævnte primært kan henføres til et stigende antal modtagere kan væksten i udgifterne til boligydelse i højere grad henføres til stigninger i både antallet af modtagere og udgiften pr. modtager.

Hovedparten af modtagere af boligstøtte bor i lejeboliger, hvilket er en naturlig konsekvens af såvel boligsikrings- som boligydelsesordningen grundlæggende målsigtede. Således blev boligsikringen i 1994 tildelt 176.764 husstande udelukkende bestående af lejeboliger, mens boligydelsen blev tildelt 276.886 lejeboliger, 22.730 andelsboliger og 10.548 ejerboliger.

For husstande modtagende boligstøtte var dækningsgraden i 1992 gennemsnitligt 46 % af huslejen, hvorunder modtagere af boligydelse i udlejningsejendomme og almennyttige boliger får dækket op til 60 % af huslejen, mens modtagere af boligsikring tilsvarende får dækket omkring 30 % af huslejen. Dækningsgraden for modtagere af boligydelse er således omkring dobbelt så stor som for modtagere af boligsikring.

Den årlige disponible indkomst i 1992 for ca. 85 % af modtagerne af boligydelse var beliggende mellem 40.000 og 100.000 kr., mens den disponible indkomst for modtagere af boligsikring var fordelt over et noget bredere spektrum. Generelt er modtagere af boligydelse en mere homogen gruppe end modtagere af boligsikring, hvor sidstnævnte eksempelvis i 1992 bestod af 2 % modtagere med en indkomst på over 200.000 kr. om året.

Den geografiske fordeling af såvel modtagere af boligsikring som modtagere af boligydelse er forholdsvis jævnt fordelt over hele landet. Der er imidlertid en klar tendens til koncentration af modtagere af boligsikring i dele af hovedstadsregionen og i amterne med de store provinsbyer, dvs. Fyn og især Århus, mens der er en større koncentration af modtagere af boligydelse i Frederiksberg og Københavns Kommune. Antallet af modtagere af boligydelse pr. 1000 husstande i Københavns Kommune er således ca. 50 % højere end for landet som helhed betragtet. Dette forhold er en afspejling af de specielle forhold i Københavns Kommune, herunder bl.a. boligstandarder, boligernes størrelse, alderssammensætningen og ejerforholdene. Endvidere er boligerne i hovedstaden generelt mindre end i det øvrige land.

Den regionale spredning i det gennemsnitlige udbetalte beløb pr. modtager er forholdsvis stor for modtagere af boligsikring, idet den mindste udbetalte boligsikring lokaliseret i Nordjyllands Amt kun udgør 70 % af niveauet i de tre store amter i hovedstadsregionen. Derimod er den gennemsnitlige boligydelse pr. husstand mere jævnt fordelt over amterne, dog er den udbetalte boligydelse forholdsvis lav i Københavns og Frederiksberg Kommuner. Samlet set er udgifterne til boligstøtte størst i Københavns Kommune, hvor udgifterne pr. husstand er 24 % højere end landsgennemsnittet. Dette forhold er primært relateret til det store antal modtagere af boligydelse.

6.7.2 Normering

I tidligere analyser har kommunernes boligudgifter været normeret ved antallet af standardlejligheder. Dette forhold har imidlertid i denne forbindelse givet anledning til beregningsresultater af meget ringe udbytte, hvilket sandsynligvis skal henføres til, at nævnte normering i uforholdsmæssig grad udtager variationen i boligudgifterne. Således gav en regressionsanalyse af kommunernes boligsikring pr. standardlejlighed anledning til en model, hvor kun andelen af børn af enlige forsørgere blev inddraget og som i en samlet betragtning kunne forklare 5,8 % af variationen i udgifterne til boligsikringen. Øvrige forklarende variable kunne dog inddrages signifikant i modellen, men havde i så fald konsekvent forkert parameterfortegn i forhold til det forventede. Deres tilstedeværelse gav dog ikke anledning til markante forbedringer i R²-værdien.

På baggrund af disse erfaringer er det i denne undersøgelse valgt at normere med henholdsvis antallet af 20-59-årige i analysen af udgifterne til boligsikringen og antallet af pensionister i analysen af udgifterne til boligydelsen. I lighed med tidligere analyser af kommunernes udgifter har denne normering sit udgangspunkt i et ønske om, at opgøre de afhængige og forklarende variable i forhold til antallet af personer i de relevante befolkningsgrupper.

6.7.3 Valg af de forklarende variable

I analysen af kommunernes udgifter til boligsikring inddrages på baggrund af erfaringerne beskrevet i indledningen følgende forklarende variable :

1. Boligkriteriet i andel af alle boliger
2. Andel udlejningsboliger

3. Andel personer beboende i udlejningsboliger
4. Dummy-variabel for det bysociale kriterium
5. Antal standardlejligheder pr. 20-59 årig
6. Andel skattepligtige med årlig indkomst under 100.000 kr.
7. Andel skattepligtige med årlig indkomst under 150.000 kr.
8. Andel børn af enlige forsørgere
9. Andel udlændinge fra 3. verdenslande
10. Kommunetype-effekt

I analysen af kommunernes udgifter til boligydelse inddrages på baggrund af erfaringerne beskrevet i indledningen følgende forklarende variable :

1. Boligkriteriet i andel af alle boliger
2. Andel udlejningsboliger
3. Andel personer beboende i udlejningsboliger
4. Dummy-variabel for det bysociale kriterium
5. Andel skattepligtige med årlig indkomst under 150.000 kr.
6. Antal standardlejligheder pr. 65-99 årig
7. Kommunetype-effekt

6.7.4 Opgørelse og forventet sammenhæng for de forklarende variable³⁷

1. Boligkriteriet i andel af alle boliger
2. Andel udlejningsboliger
3. Andel personer som bor i udlejningsboliger
4. Dummy-variabel for det bysociale kriterium
5. Antal standardlejligheder pr. henholdsvis 20-59-årig og 65-99-årig

Opgørelse af antal standardlejligheder:

Antal "standardlejligheder" opgøres ud fra en opgørelse af antallet af udlejningslejligheder i kommunen fordelt på opførelsesår. I opgørelsen "vægtes" antallet af lejligheder med en vægt for det landsgennemsnitlige huslejeniveau for de enkelte opførelsesårgange.

Forventet sammenhæng :

Som beskrevet er hovedparten af modtagere af boligstøtte beboende i lejeboliger, idet boligsikringen i 1994 tildeltes 176.764 husstande udelukkende bestående af lejeboliger, mens boligydelsen blev tildeltes 276.886 lejeboliger, 22.730 andelsboliger og 10.548 ejerboliger. De fem ovenstående forklarende variable indfanger en stor andel af disse boligtyper, blot skal det i modellen afgøres hvilken eller hvilke, der relativt bedst forklarer variationen i udgifterne til henholdsvis boligsikring og boligydelse.

6. Andel skattepligtige med en årlig indkomst under 100.000 kr.
7. Andel skattepligtige med en årlig indkomst under 150.000 kr.

Opgørelse :

Andel 25-66-årige skattepligtige med en bruttoindkomst på under det anførte niveau.

Forventet sammenhæng:

Som beskrevet var den årlige disponible indkomst i 1992 for ca. 85 % af modtagerne af boligydelse beliggende mellem 40.000 og 100.000 kr. Modtagere af boligsikring er generelt en mere uhomogen gruppe, hvor eksempelvis 2 % af modtagerne i 1992 havde en årlig indkomst på over 200.000 kr. Andelen af skattepligtige med en årlig bruttoindkomst på under det anførte niveau burde således indfange variationen i udgifterne til såvel boligydelse som boligsikring.

8. Andel børn af enlige forsørgere
9. Andel udlændinge fra 3. verdenslande.

Forventet sammenhæng :

Andel børn af enlige forsørgere og andel udlændinge fra 3. lande indgår som paraplyvariable

(d.v.s. som generelle mål) for socialt udgiftspres i kommunen.

10. Kommunetype-effekt

Forventet sammenhæng:

Som beskrevet kan der observeres en klar tendens til koncentration af modtagere af boligsikring i dele af hovedstadsregionen og i amterne med de store provinsbyer, dvs. Fyn og især Århus. Dette forhold varetages, såfremt det er signifikant, gennem positive parameterværdier til D1 og D2 indikerende højere udgiftsniveau i henholdsvis hovedstadskommuner og små og store bykommuner end i landkommunerne.

Det blev videre beskrevet, at der er en større koncentration af modtagere af boligydelse i Frederiksberg og Københavns Kommune end i det øvrige land. Mest markant er denne forskel i Københavns Kommune, hvor antallet af modtagere af boligydelse pr. 1000 husstande er ca. 50 % højere end i landet som helhed. Dette forhold kan således varetages af en signifikant parameterværdi til D1 indikerende højere udgiftsniveau i boligydelsen i hovedstadskommunerne end i det øvrige land.

6.7.5 Analyse af kommunernes boligstøtteudgifter

Udgangspunktet for analysen af kommunernes boligstøtteudgifter er opstilling af en generel statistisk model, dvs. en model hvor alle henholdsvis 10 og 7 forklarende variable i udgangspunktet inddrages. Estimationsmetoden er uvægtet MK-estimation, jf. kapitel 5.

6.7.5.1 Analyse af kommunernes boligsikringsudgifter pr. 20-59 årige

I analysen af kommunernes boligsikringsudgifter pr. 20-59 årige inddrages følgende forklarende variable :

1. Boligkriteriet i andel af alle boliger
2. Andel udlejningsboliger
3. Andel personer beboende i udlejningsboliger
4. Dummy-variabel for det bysociale kriterium
5. Antal standardlejligheder pr. 20-59 årige
6. Andel skattepligtige med årlig indkomst under 100.000 kr.
7. Andel skattepligtige med årlig indkomst under 150.000 kr.
8. Andel børn af enlige forsørgere
9. Andel udlændinge fra 3. verdenslande
10. Kommunetype-effekt

I tabel 6.7.1 ses, at på baggrund af de mulige variable indeholder den stærkeste model til forklaring af variationen i kommunernes boligsikringsudgifter et konstantled, kommunetype-effekten for hovedstadskommuner og små/store bykommuner, andelen af udlændinge fra 3. verdenslande, andelen af børn af enlige forsørgere og boligkriteriet i andel af alle boliger. Fra R²-værdien fremgår, at i en samlet betragtning forklarer disse variable 77,97 % af variationen i kommunernes boligsikringsudgifter pr. 20-59 årige.

Tabel 6.7.1

Analyse af boligsikringsudgifterne pr. 20-59-årige

Forklarende variabel

Parameter

P = 0

Elasticitet

Konstantled

-36,22

0,0025

-

Dummy for hovedstadskommuner

26,13

0,0105

-

Dummy for små/store bykommuner

38,08

0,0004

-

Andel udlændinge fra 3. verdenslande

12,42

0,0001

0,07

Andel børn af enlige forsørgere

14,62

0,0001

0,76

Boligkriteriet i andel af alle boliger

3,54

0,0001

0,29

R2-værdi

77,97 %

De to første forklarende variable i modellen, foruden konstantleddet, er dummy-variablene for hovedstadskommuner og små/store bykommuner. De tilhørende positive parameterestimater indikerer, at koncentrationen af modtagere af boligsikring i dele af hovedstadsregionen og i amterne med de store provinsbyer, dvs. Fyn og især Århus medfører højere udgifter til boligsikring pr. 20-59 årig i disse kommunetyper end i de 186 landkommuner. Parameterværdierne på henholdsvis 26,13 og 38,08 skal tillægges værdien af konstantleddet således, at regressionslinierne for disse to kommunetyper ligger højere end regressionslinien for landkommunerne.

Den tredje og fjerde variabel i modellen er paraplyvariablene for socialt udgiftspres, givet ved henholdsvis andelen af udlændinge fra 3. verdenslande og andelen af børn af enlige forsørgere. De tilhørende positive parameterestimater indikerer, at et givet ekstra forbrug af kommunale ydelser tilknyttet disse befolkningsgrupper bl.a. udgøres af udgifter til boligsikring. De tilhørende elasticiteter angiver, at kommunernes boligsikringsudgifter vil stige med 0,07 % ved en stigning på 1,0 % i andelen af udlændinge fra 3. verdenslande, mens udgifterne vil stige med hele 0,76 % ved en stigning på 1,0 % i andelen af børn af enlige forsørgere.

Den femte variabel i modellen udgøres af boligkriteriet, der med et tilhørende positivt parameterestimat indikerer, at en stor andel af de boliger, hvis beboere er modtagere af boligsikring er indeholdt i dette kriterium. Den tilhørende elasticitet angiver, at påvirkningen er markant, idet kommunernes boligstøtteudgifter vil stige med 0,29 % ved en 1,00 % stigning i boligkriteriet.

Det kan noteres, at kriteriet for antallet af standardlejligheder pr. 20-59-årig, anvendt i den kommunale udligning på området, ikke blev valgt til at indgå i modellen og heller ikke var blandt de umiddelbart forestående kriterier vurderet egnet til at indgå i modellen på et højere signifikansniveau.

Tabel 6.7.2

Den parvise korrelation mellem de forklarende variable

Forklarende variabel

Hovedstadskommuner

1,0000

Små/store bykommuner

-0,1916

1,0000

Andel udlændinge

0,4365

0,1908

1,0000

Børn af enlige forsørgere

0,3996

0,3517

0,6067

1,0000

Boligkriteriet

0,3004

0,1350

0,5764

0,6134

1,0000

Udgifter

0,4188

0,3456

0,6857

0,8351

0,6857

De parvise korrelationer mellem de forklarende variable er vist i tabel 6.7.2 og ved gennemgang ses, at den højeste samvariation er givet ved 61,34 % mellem andelen af børn af enlige forsørgere og boligkriteriet. Dette viser, at børn af enlige forsørgere ofte er bosat i boliger under boligkriteriet, og da denne korrelation samtidig er af forholdsvis markant karakter henledes opmærksomheden på multikollinearitet. Alle parametre i modellen er imidlertid signifikante med korrekte fortegn og da der endvidere ikke er en usædvanlig høj R²-værdi, har multikollineariteten, såfremt den er tilstede, ikke sine sædvanlige negative konsekvenser og korrektion derfor unødvendig. Denne slutning bekræftes endvidere af partielle regressioner, hvor parametrene til de forklarende variable forbliver signifikante i samtlige kombinationer af undermodeller.

Figur 6.7.1

De faktiske udgifter plottet mod modellens beregnede udgifter

101 = København
501 = Augustenborg

151 = Ballerup
551 = Billund

201 = Allerød
601 = Brødstrup

251 = Bramsnæs
651 = Avlum-Haderup

301 = Bjergsted
701 = Ebeltoft

351 = Fakse
751 = Århus

401 = Allinge-Gudhjem
801 = Arden

451 = Nørre Åby
851 = Ålborg

Modellens tilpasning er illustreret i figur 6.7.1, hvor et tilfældigt udsnit af en række kommuners boligsikringsudgifter er plottet mod modellens tilsvarende og beregnede værdier af disse kommuners udgifter. Udsnittet består af kommuner, hvis tilhørende kommunenummer er adskilt med 50 enheder i intervallet 101-851. Ved gennemgang af figuren ses, at modellens tilpasning er tilfredsstillende, hvilket afspejler den forholdsvis gode forklaringskraft på 77,97 %.

6.7.5.2 Analyse af kommunernes boligydelsesudgifter pr. pensionist

I analysen af kommunernes udgifter til boligydelse inddrages som udgangspunkt følgende forklarende variable :

1. Boligkriteriet i andel af alle boliger
2. Andel udlejningsboliger
3. Andel personer beboende i udlejningsboliger
4. Dummy-variabel for det bysociale kriterium
5. Antal standardlejligheder pr. 65-99 årig
6. Andel skattepligtige med årlig indkomst under 150.000 kr.

7. Kommunetype-effekt

I tabel 6.7.3 ses, at på baggrund af de mulige forklarende variable indeholder den stærkeste model til forklaring af variationen i kommunernes boligydelsesudgifter pr. pensionist et konstantled, dummy-variablene for hovedstadskommuner og små/store bykommuner, boligkriteriet i andel af alle boliger og andelen af udlejningsboliger. Fra R²-værdien fremgår, at i en samlet betragtning forklarer disse variable 69,83 % af variationen i kommunernes boligydelsesudgifter.

Tabel 6.7.3

Analyse af boligydelsesudgifterne pr. pensionist

Forklarende variabel

Parameter

P = 0

Elasticitet

Konstantled

268,01

0,0001

-

Dummy for hovedstadskommuner

157,78

0,0005

-

Dummy for små/store bykommuner

177,38

0,0006

-

Boligkriteriet i andel af alle boliger

13,51

0,0001

0,14

Andel udlejningsboliger

19,79

0,0001

0,61

R²-værdi

69,83 %

De to første forklarende variable i modellen er dummy-variablene for hovedstadskommuner og små/store bykommuner. De tilhørende positive parameterestimater underbygger de tidligere beskrevne forskelle mellem små og store kommuner, herunder flere enlige ældre og flere ældre med lav indkomst i de større kommuner. Parameterværdierne på henholdsvis 157,78 og 177,38 skal tillægges værdien af konstantleddet således, at regressionslinierne for disse to kommunetyper ligger højere end regressionslinien for landkommunerne.

Den tredje variabel i modellen udgøres af boligkriteriet, der med et tilhørende positivt parameterestimat indikerer, at en stor andel af de boliger, hvis beboere er modtagere af boligydelse er indeholdt i kriteriet. I umiddelbar logisk modstrid indgår også som fjerde og sidste variabel i modellen kriteriet for andelen af udlejningsboliger. Denne variabel forventes i udgangspunktet at forklare en stor del af den samme variation i boligydelsesudgifterne som boligkriteriet, men ved gennemgang af tabel 6.7.4 indeholdende de parvise korrelationer fremgår imidlertid, at samvariationen mellem de to kriterier er af forholdsvis beskedne karakter, givet ved 51,7 %. Dette må fortolkes som, at boligkriteriet og andelen af lejeboliger alligevel i en vis grad forklarer forskellige dele af variationen i

boligyldelsesudgifterne og på denne baggrund bibeholdes begge kriterier i modellen. De tilhørende elasticiteter angiver, at kommunernes boligydelsesudgifter vil stige med 0,1 % ved en stigning på 1,0 % i boligkriteriet i andel af alle boliger, mens udgifterne vil stige med hele 0,6 % ved en stigning på 1,0 % i andelen af udlejningsboliger.

Det kan noteres, at kriteriet for antallet af standardlejligheder pr. 65-99-årige, anvendt i den kommunale udligning på området, ikke blev valgt til at indgå i modellen og heller ikke var blandt de umiddelbart forestående kriterier vurderet egnet til at indgå i modellen på et højere signifikansniveau. Dette må givet bl.a. henføres til, at der i modellen i stedet inddrages andelen af udlejningsboliger.

Tabel 6.7.4

Den parvise korrelation mellem de forklarende variable

Forklarende variabel

Hovedstadskommuner

1,0000

Små/store bykommuner

-0,1916

1,0000

Boligkriteriet

0,3004

0,1350

1,0000

Andel udlejningsboliger

0,3588

0,4476

0,5171

1,0000

Udgifter

0,3856

0,4032

0,5795

0,8044

De parvise korrelationer mellem de forklarende variable er vist i tabel 6.7.4 og ved gennemgang ses, at den højeste samvariation er givet ved 51,71 % mellem boligkriteriet og andelen af udlejningsboliger. Da denne og øvrige korrelationer er af forholdsvis beskeden karakter er muligheden for multikollinearitet aftagende. Alle parametre i modellen er samtidig signifikante med korrekte fortegn og da der endvidere ikke er en usædvanlig høj R²-værdi, har multikollineariteten, såfremt den er tilstede, ikke sine sædvanlige negative konsekvenser og korrektion derfor unødvendig. Denne slutning bekræftes endvidere af partielle regressioner, hvor parametrene til de forklarende variable forbliver signifikante i samtlige kombinationer af undermodeller.

Figur 6.7.2

De faktiske udgifter plottet mod modellens beregnede udgifter

101 = København
501 = Augustenborg

151 = Ballerup
551 = Billund

201 = Allerød
601 = Brødstrup

251 = Bramsnæs
651 = Avlum-Haderup

301 = Bjergsted
701 = Ebeltoft

351 = Fakse
751 = Århus

401 = Allinge-Gudhjem
801 = Arden

451 = Nørre Åby
851 = Ålborg

Modellens tilpasning er illustreret i figur 6.7.2, hvor et tilfældigt udsnit af en række kommuners boligydelsesudgifter er plottet mod modellens tilsvarende og beregnede værdier af disse kommuners udgifter. Udsnittet består af kommuner, hvis tilhørende kommunenummer er adskilt med 50 enheder i intervallet 101-851. Ved gennemgang af figuren ses, at modellens tilpasning er tilfredsstillende, hvilket afspejler den gode forklaringskraft på 69,8 %.

6.8 Børnepasningsudgifter

6.8.1 Indledning

Analysen af kommunernes børnepasningsudgifter omfatter kommunernes samlede nettoudgifter til dagpleje, daginstitutioner, børnehaver og integrerede institutioner, herunder udgifter til fripladser og nedsættelse af forældrebetaling, samt private pasningsordninger og sundhedspleje.

De samlede primærkommunale udgifter til dagpasning af 0-6-årige udgjorde i 1996 14,1 mia. kr., svarende til 12,2 % af de samlede nettodriftsudgifter. Udgifterne varierede samme år mellem 16.064 kr. og 45.124 kr. pr. 0-6-årig, mens det vægtede gennemsnit udgjorde 30.000 kr. pr. 0-6 årig.

Vurderet ud fra udviklingen i perioden 1983-95 har der været en klar tendens til, at udgiftsspredningen mellem kommunerne på dagpasningsområdet er blevet mindre, men der er dog stadig en betydelig variation i kommunernes udgiftsniveau. Denne variation vil generelt kunne opdeles mellem forskel i dækningsgrader, forskel i udgifter pr. plads og forskelle i forældrebetaling. Som illustreret i bl.a. Indenrigsministeriets betænkning 1250, 1993 er der stor spredning i såvel dækningsgrad, i udgift pr. plads og i graden af forældrebetaling.

I nærværende analyse er der imidlertid valgt at fokusere på det samlede udgiftsniveau, idet en opdeling af merudgiften på ovenstående forhold bl.a. vanskeliggøres af en større anvendelse af integrerede institutioner, ligesom kommunerne på flere områder har fået mulighed for at tilrettelægge alternative pasningstilbud, herunder tilskud til forældreorlov og tilskud til private pasningsordninger. For de 0-2-årige varierede dækningsgraden i 1996 fra 31 % til 74 %, mens dækningsgraden for de 3-6-årige varierede fra 41 % til 100 %. I de senere år er forskellene mellem kommunerne i nogen grad blevet indsnævret, jf. tabel 6.8.1, men der er dog fortsat betydelige forskelle i dækningsgraden mellem kommunerne, jf. figur 6.8.1 og 6.8.2, hvor fordelingen af dækningsgraden for børnepasning af de 0-2 og 3-6-årige i 1983 og 1996 er vist.

Tabel 6.8.1

Udvikling i variationen i dækningsgrad for børnepasning 0-6-årige

Indeks for varians

1983 = 100

Standardafvigelse

i dækningsgrad

for de 0-2-årige

Standardafvigelse

i dækningsgrad

for de 3-6-årige*

1983= 100

indeks 100

indeks 100

1988

84

93

1993

82

87

1996

63

62

Note: Uvægtet gennemsnit. Beregning p.b.a. data fra KSDB, Incl. 6-årige i SFO

Figur 6.8.1

Spredning i dækningsgrad for børnepasning for de 0-2-årige

Figur 6.8.2

Spredning i dækningsgrad for børnepasning for de 3-6-årige

Tabel 6.8.2

Dækningsgrad 1996 fordelt efter kommunetype (geokode)

Dækningsgrad

0-2-år

Dækningsgrad

3-6-år

(1)

(2)

Kbh. og Fr. berg Kommuner

48,7

85,0

Hovedstadens forstæder

55,5

89,6

Hovedstadskommuner over 10000 indb.

49,4

88,1

Øvrige hovedstadskommuner

55,9

88,9

Bykommuner over 100.000 indbygger

48,8

86,3

Bykommuner 40-100.000 indbygger

41,7

79,2

Bykommuner 20-40.000 indbygger

47,1

82,3

Bykommuner 10-20.000 indbygger

47,0

80,7

Landkommuner med over 50 % af bef i byer

47,1

78,5

Landkommuner med over 33,3% af bef. i byer

47,6

79,0

Landkommuner med under 33,3% af bef i byer

45,1

76,1

Landkommuner uden bymæssig bebyggelse

44,1

Kilde: Beregning p.b.a. KSDB, Uvægtet gennemsnit for kommuner i hver gruppe.

I tabel 6.8.2 er vist fordelingen af den gennemsnitlige dækningsgrad for 0-2-årige og 3-6-årige i 1996 fordelt på kommunetype. Det fremgår ved gennemgang, at dækningsgraden stadig varierer noget i forhold til kommunetype, men at der for alle bykommuner kun er en mindre forskel mellem hovedstadsområdet og resten af landet.

6.8.2 Normering

Kommunernes børnepasningsudgifter normeres som anført med antallet af 0-6-årige. Som beskrevet i afsnit 1 er der en betydelig variation i kommunernes udgiftsniveau på området, som generelt vil kunne opdeles mellem forskelle i dækningsgrader, forskelle i udgifter pr. plads og forskelle i forældrebetaling. For i udgangspunktet at tage højde for forskellen i forældrebetalingen mellem kommunerne fratrækkes børnepasningsudgifterne tilskuddet til takstnedsættelse, således at variationen i udgifterne fra denne faktor ikke indgår i den samlede analyse. De samlede børnepasningsudgifter fratrukket tilskuddet til takstnedsættelse pr. 0-6 årig udgjorde i 1996 13,85 mia. kr., svarende til 11,99 % af de samlede nettodriftsudgifter. Udgifterne varierede samme år mellem 16.064 kr. og 42.577 kr. pr. 0-6-årig, mens det vægtede gennemsnit udgjorde 29.410 kr. pr. 0-6 årig. Børnepasningsudgifterne er endvidere korrigeret for regionale lønforskelle.

6.8.3 Tidligere undersøgelser af kommunernes børnepasningsudgifter

6.8.3.1 Finansieringsudvalget 1993

I Finansieringsudvalgets betænkning 1250, maj 1993 er der på grundlag af lovmodellens modelbefolkning (3 % af indskrevne børn) lavet en nærmere belysning af sammenhængen mellem forældrenes erhverv og benyttelsen af offentlig dagpasningstilbud. Formålet hermed var at belyse de strukturelle årsager til variationerne i dækningsgraden. Opgørelsen var baseret på 3 % af de indskrevne børn pr. 10. januar 1990, og omfattede alle, der var indskrevet i dagpleje, vuggestue, børnehave, aldersintegrerede institutioner, fritidshjem eller skolefritidsordning. Stikprøven omfattede 14.527 børnefamilier.

Analysen understregede, at der er en sammenhæng mellem erhverv og benyttelse af dagpasning, men at variationen mellem kommunerne langt fra alene kan forklares ud fra de forventede efterspørgselsfaktorer. Undersøgelsens konklusion var således, at strukturelle efterspørgselsfaktorer spiller en betydelig rolle som forklaring på variation i dækningsgrader, men at den politiske prioritering af området ligeledes er af afgørende betydning.

6.8.3.2 Undersøgelsen "Børn, familie, fritid"

Undersøgelsen følger op på ventelisteudvalgets 38 tidligere rapport "Daginstitutioner til alle" (dec. 1995) og er forestået af Niels Glavind og Susanne Pade fra Bureau 2000. Spørgsmålet, der søges besvaret, er hvem benytter de offentlige pasningsordninger og hvem gør det ikke. Som grundlag for analysen er anvendt en registersankørsel på Danmarks Statistik. Udgangspunktet for datakørslen er en stikprøve omfattende 1/10 af alle børn i alderen 0-16 år udtrukket via CPR-registret. Ved hjælp af husstandsregistret er der dernæst fundet oplysninger om, hvilke andre personer, søskende og forældre, der er i de enkelte husstande. For alle disse personer er der endelig ved registersankørsel skaffet oplysninger om indkomst, sociale ydelser og om brug af daginstitutioner, dagpleje og skolefritidsordninger i 1991, 1994 og 1996.

I rapporten "Daginstitutioner til alle" undersøgte brugen af offentlige pasningsordninger i forhold til et antal baggrundsvariable i familien. Rapporten fandt følgende sammenhænge mellem en families brug af offentlig pasning og baggrundsfaktorerne :

1. Geografi (kommunetype - mindre sandsynlighed for pasning, hvis familien bor på landet og større sandsynlighed for pasning, hvis familien bor i en storby).
2. Husstandstype (enlig/parfamilie - større sandsynlighed for pasning, hvis moderen er enlig).
3. Forældrenes arbejdsstilling (større sandsynlighed for pasning, hvis moderen eller faderen er funktionær og mindre sandsynlighed for pasning, hvis moderen eller faderen eksempelvis er selvstændig).
4. Familiens indkomst (større sandsynlighed for pasning, hvis familien tilhører den mest velhavende fjerdedel af befolkningen og mindre sandsynlighed for pasning, hvis familien havde under 100.000 kr. i skattepligtig indkomst året før).
5. Forældrenes evt. modtagelse af sociale ydelser (mindre sandsynlighed for pasning, hvis moderen eller faderen har modtaget dagpenge/kontanthjælp året før).
6. Moderens etniske baggrund (statsborgerskab - mindre sandsynlighed for pasning, hvis moderen eller faderen er født i den 3. verden).
7. Børnetal i familien (mindre sandsynlighed for pasning, hvis der er tre eller flere børn i familien og større sandsynlighed for pasning, hvis barnet er enebarn).

I undersøgelsen "Børn, familie, fritid" inddrages foruden disse 7 baggrundsvariable endvidere forældrenes uddannelsesforhold, forældrebetalingen og forældrenes branchetilhørsforhold som baggrundsfaktorer. Undersøgelsen finder følgende sammenhænge mellem en families brug af offentlig pasning og disse tre nye baggrundsfaktorer :

1. Forældrenes uddannelsesforhold (jo højere skole- og erhvervsuddannelse moderen og faderen besidder, jo højere sandsynlighed for pasning).

2. Forældrebetalingen (mindre sandsynlighed for deltagelse, hvis taksten for fritidsklubber er høj - sammenhængen er imidlertid ikke gældende for offentlig pasning af børn i alderen 1-9 år).

3. Forældrenes branchetilhørsforhold (mindre sandsynlighed for pasning, hvis moderen eller faderen er beskæftiget ved landbruget og større sandsynlighed for pasning, hvis moderen eller faderen er funktionær eller arbejder i social- eller sundhedssektoren).

Ovenstående baggrundsfaktorer er således hver især med til at forklare om den enkelte familie bruger offentlige pasningsordninger eller ej. For nærmere at undersøge, hvilke af disse baggrundsfaktorer, der er relativt vigtigst og hvorledes faktorerne indbydes er forbundet foretages videre i undersøgelsen en samlet statistisk analyse af hvilke baggrundsfaktorer, der har betydning for valget af offentlig pasning. I denne samlede statistiske analyse giver de enkelte baggrundsfaktorer hver især en vis sandsynlighed for et bestemt udfald af responsvariablen. I dette tilfælde altså om barnet er i offentlig pasning.

Ved opstilling af den statistiske model skelnes der mellem børn i alderen 1-2 år, 3-5 år, 6-9 år og 10-13 år. For hver af de tre første aldersgrupper vurderes det om baggrundsfaktorerne har indflydelse på om barnet kommer i offentlig pasning eller ej, mens det for de 10-13-årige vurderes om baggrundsfaktorerne har indflydelse på om barnet kommer i fritidsklub eller ej.

I den samlede betragtning er der en række stærke baggrundsfaktorer, som har betydning i samtlige fire aldersgrupper for, hvorvidt en familie vælger offentlig pasning eller ej. Blandt disse findes kriteriet for om der er tre eller flere børn under 17 år i familien, hvilket kunne indikere, at børnerige familier vælger at indrette arbejdslivet efter børnene med eksempelvis forskudte arbejdstider, "ung pige" eller deltidsarbejde, i stedet for at have tre børn i offentlig pasning måske tre forskellige steder. Børnerige familier er således ifølge undersøgelsen en relativ mindre belastning for kommunernes pasningsudgifter. Derimod vil enlige mødre, der ligeledes indgår i samtlige fire aldersgrupper, i langt højere grad vælge offentlig pasning for deres barn og dermed udgøre en relativ større belastning for kommunernes pasningsudgifter, idet dette kriterium også optræder i samtlige fire analyser.

Et specielt forhold gør sig gældende, når moderens etniske baggrund tages med i betragtning. På trods af, at kun 6 % af børnene, ifølge undersøgelsen, har en mor fra den 3. verden indgår denne baggrundsfaktor i forklaringen af offentlig pasning eller ej også for samtlige fire aldersgrupper. Dette forhold vidner om en meget stærk sammenhæng. Det følger, at langt de fleste etniske forældre selv passer deres børn og at kommuner med mange udlændinge derfor normalt har noget lavere børnepasningsudgifter.

Endvidere kan det konstateres, at en families valg af offentlig pasning også påvirkes stærkt af forældrenes branchetilhørsforhold og erhvervsstilling, idet baggrundsfaktorer som om moderen er funktionær, om moderen arbejder i social- eller sundhedssektoren (også funktionær), og om moderen eller faderen arbejder ved landbruget indgår i enten tre eller samtlige fire aldersgrupper. Der er således en tendens til, at familier hvor moderen er funktionær i højere grad anvender den offentlige pasning, end familier hvor moderen er tilknyttet landbruget. I sidstnævnte tilfælde passer arbejdstiderne måske ikke godt med det offentlige pasningssystem og/eller der er bedre mulighed for pasning derhjemme eller på skift.

Det noteres samtidig, at det er moderens branchetilhørsforhold og erhvervsstilling, der har relativ størst betydning for, hvorvidt en familie anvender offentlig pasning eller ej. Dette bekræftes ved de baggrundsfaktorer, som relativt set ikke har betydning i tre eller samtlige fire aldersgrupper for, hvorvidt en familie vælger offentlig pasning eller ej. Fra disse fremgår, at faderens branchetilhørsforhold og erhvervsstilling i langt de fleste tilfælde frasorteres i analyserne. I påvirkningen af de kommunale børnepasningsudgifter skal der således i langt de fleste tilfælde fokuseres på moderens branchetilhørsforhold og erhvervsstilling og ikke faderens.

Endelig kan konstateres, at hvis en familie bor i en storby påvirker det positivt brugen af offentlig pasning, mens det modsatte gør sig gældende hvis familien bor på landet. Dette kunne indikere kulturelle forskelle mellem land og by, men er nok snarere forbundet med, at der er færre/flere funktionærer og flere/færre landmænd på landet/storbyen og således er de geografiske baggrundsfaktorer tæt forbundet med forældrenes branchetilhørsforhold og erhvervsstilling. Disse baggrundsfaktorer vil altså i en vis grad kunne substituere hinanden. Betragt eksempelvis en situation hvor der foreligger viden om, hvorvidt moderen arbejder ved landbruget eller arbejder som funktionær. I denne situation bliver en given model ikke forbedret af viden om, at moderen også bor på landet og baggrundsfaktoren, om familien bor i en landkommune, er da også frasorteret i analysen.

De indbyrdes relationer mellem baggrundsfaktorerne kan endvidere illustreres ved moderens og faderens skoleuddannelse. Disse faktorer indvirker på en families valg af offentlig pasning, idet højere uddannelse giver større sandsynlighed for pasning. Samtidig er disse to baggrundsfaktorer tæt forbundet med niveauet af moderens og faderens erhvervsuddannelse, der igen er tæt forbundet med parternes branchetilhørsforhold og erhvervsstilling, som endelig er tæt forbundet med indkomstniveauet, højt eller lavt.

Styrken ved nærværende analyse er, at den vurderer det relative styrkeforhold i hver aldersgruppe mellem de gensidigt forbundne baggrundsfaktorer. Blandt disse er antallet af børn i familien, moderens og faderens skoleuddannelse, branchetilhørsforhold og erhvervsstilling de baggrundsfaktorer, der samlet set stærkest gør sig gældende i forklaringen af en families valg af offentlig pasning og dermed de faktorer, der stærkest vil påvirke kommunernes børnepasningsudgifter.

6.8.4 Valg af de forklarende variable

I analysen inddrages på baggrund af erfaringer fra tidligere undersøgelser, herunder ikke mindst "Børn, familie, fritid" følgende forklarende variable :

1. Boligkriteriet i andel af alle boliger
2. Andel udlejningsboliger
3. Andel personer i udlejningsboliger
4. Dummyvariabel for det bysociale kriterium
5. Andel børn af enlige forsørgere
6. Andel 20-44-årige erhvervsaktive kvinder
7. Andel 45-66-årige erhvervsaktive kvinder
8. Andel 20-66-årige erhvervsaktive kvinder
9. Andel 20-49-årige med erhvervsuddannelse
10. Andel 0-6-årige fra 3. verdenslande
11. Udskrivningsgrundlaget pr. indbygger
12. Andel 20-44-årige i beskæftigelse som selvstændige
13. Andel børnefamilier med 3, 4, 5 eller flere børn
14. Andel skattepligtige med en årlig indkomst under 100.000 kr.
15. Andel skattepligtige med en årlig indkomst under 150.000 kr.
16. Andel 17-64-årige beboende i flerfamilie-huse
17. Hovedstadsområde-effekt

6.8.5 Opgørelse og forventet sammenhæng for de forklarende variable³⁹

1. Boligkriteriet i andel af alle boliger
2. Andel udlejningsboliger
3. Andel personer beboende i udlejningsboliger
4. Dummy-variabel for det bysociale kriterium

Forventet sammenhæng:

De fire variable for boligstrukturen indgår som paraplyvariable (d.v.s. som generelle mål) for socialt udgiftspres, idet der kan være en sammenhæng mellem boligstandard/boligtypen og sammensætningen af beboere.

5. Andel børn af enlige forsørgere

Forventet sammenhæng :

Andel børn af enlige forsørgere indgår i udgangspunktet som en paraplyvariabel (d.v.s. som et generelt mål) for det sociale udgiftspres i kommunen. På dagpasningsområdet kan der endvidere være tale om ekstra udgifter til institutioner, fripladser mv. ved en stigende andel af enlige forsørgere, jf. undersøgelsen "Børn, familie, fritid", hvor kriteriet for enlige mødre indgik i samtlige fire aldersgrupper.

6. Andel 20-44-årige erhvervsaktive kvinder
7. Andel 45-66-årige erhvervsaktive kvinder
8. Andel 20-66-årige erhvervsaktive kvinder

Forventet sammenhæng :

Der forventes et større behov for offentlig pasning - alt andet lige - jo højere kvindelig erhvervsfrekvens.

9. Andel 25-49-årige med erhvervsuddannelse

Opgørelse :

Antallet af personer med erhvervsuddannelse opgøres indirekte ud fra kendskab til andelen af 25-49-årige uden erhvervsuddannelse, dvs. personer, der på optællingstidspunktet ikke har afsluttet længerevarende uddannelse end grundskole eller har uoplyst uddannelse.

Forventet sammenhæng :

Forældrenes uddannelsesforhold kan have en afgørende indflydelse på, hvorvidt de vælger offentlig pasning for deres barn eller ej, idet sandsynligheden for pasning er proportionalt med uddannelsesniveaue, jf. undersøgelsen "Børn, familie, fritid". Den forventede sammenhæng tænkes at gå gennem bedre mulighed for beskæftigelse ved uddannelse og derved større behov for offentlig pasning i dagtimerne.

10. Andel 0-6-årige fra 3. verdenslande.

Opgørelse :

Antallet af 0-6-årige fra andre lande end de nordiske, EU-landene og Nordamerika, opgøres pr. 1. januar i beregningsåret af personer med statsborgerskab fra andre lande end de nordiske, EU-landene og Nordamerika. Ved opgørelsen henregnes personer til bopælskommunens folketal.

Forventet sammenhæng :

Relativt flere børn af etniske forældre end af danske kan formodes at blive passet hjemme og udgør dermed en relativ mindre belastning for de kommunale børnepasningsudgifter. Dette bekræftes af undersøgelsen "Børn, familie, fritid", hvor kriteriet for om børnene har en mor fra den 3. verden indgår i forklaringen af offentlig pasning for samtlige fire aldersgrupper. Dette forhold vidner om en meget stærk sammenhæng, idet kriteriet kun udgør 6 % af det beskrevne datamateriale.

11. Udskrivningsgrundlag pr. indbygger

Forventet sammenhæng :

Udskrivningsgrundlag pr. indbygger fungerer som mål for henholdsvis kommunens ressourcer og borgernes efterspørgsel og krav til den offentlige sektor. Sammenhængen mellem kriteriet og kommunernes dagpasningsudgifter kan enten betragtes som, at velhavende kommuner har mulighed for at opprioritere dagpasningsområdet eller at højere erhvervsfrekvens giver højere udskrivningsgrundlag og dermed større efterspørgsel efter daginstitutioner.

12. Andel 20-44-årige i beskæftigelse som selvstændige

Opgørelse :

Den registerbaserede arbejdsstyrkestatistik (KSDB).

Forventet sammenhæng :

Forældrenes arbejdsstilling kan have en afgørende indflydelse på, hvorvidt de vælger offentlig pasning for deres barn eller ej. I undersøgelsen "Børn, familie, fritid" kunne registreres en større sandsynlighed for pasning, hvis moderen eller faderen er funktionær end hvis moderen eller faderen er selvstændige. Hvis forældrene eksempelvis er selvstændige indenfor landbruget kunne det tænkes, at arbejdstiderne ikke passer godt med det offentlige pasningssystem og/eller der er bedre mulighed for pasning derhjemme eller på skift.

13. Andel børnefamilier med 3, 4, 5 eller flere børn

Opgørelse :

Opgørelsen af andel børnefamilier med 3, 4, 5 eller flere børn er baseret på Danmarks Statistiks registerbaserede familie- og husstandsstatistik.

Forventet sammenhæng :

Der forventes en mindre sandsynlighed for pasning, hvis der er tre eller flere børn i familien. Børnerige familier vælger ofte at indrette arbejdslivet efter børnene med eksempelvis forskudte arbejdstider, "ung pige" eller deltidsarbejde, i stedet for at have tre børn i offentlig pasning måske tre forskellige steder.

14. Andel skattepligtige med en årlig indkomst under 100.000 kr.

15. Andel skattepligtige med en årlig indkomst under 150.000 kr.

Opgørelse :

Andel 25-66-årige skattepligtige med en bruttoindkomst på under det anførte niveau.

Forventet sammenhæng:

Forældrenes indkomst kan have en afgørende indflydelse på, hvorvidt de vælger offentlig pasning for deres barn eller ej. I undersøgelsen "Børn, familie, fritid" kunne registreres en større sandsynlighed for pasning, hvis familien tilhører den mest velhavende fjerdedel af befolkningen og mindre sandsynlighed for pasning, hvis familien havde under 100.000 kr. i skattepligtig årlig indkomst. Den forventede sammenhæng tænkes at gå gennem højere beskæftigelsesfrekvens ved høj indkomst og derved større behov for offentlig pasning i dagtimerne og tilsvarende omvendt ved lav indkomst. Omvendt kan en høj andel af personer med lave indkomster medføre merudgifter i kraft af øgede udgifter til økonomiske fripladser.

16. Andel 17-64-årige beboende i flerfamilie-huse

Opgørelse :

Antallet af 17-64-årige, som bor i flerfamilie-huse divideret med det samlede antal 17-64-årige i egentlige boliger.

Forventet sammenhæng :

Boligens beskaffenhed kan have en indflydelse på, hvorvidt en familie vælger offentlig pasning for deres barn eller ej og kommunernes mulighed for at anvende dagpleje. Den forventede sammenhæng er, at familier beboende i flerfamiliehuse i højere grad end øvrige vil vælge offentlig pasning, idet alternative pasningsformer, herunder dagpleje, besværliggøres af boligens beskaffenhed. Tilsvarende vil kommuner med en stor andel af enkeltfamiliehuse relativt lettere kunne basere børnepasningen på dagpleje.

17. Hovedstadsområde-effekt

Forventet sammenhæng:

Der kan registreres en klar forskel i udgiftsniveauet for børnepasningsområdet mellem hovedstadsområdet og resten af landet. Det kan diskuteres, hvorvidt denne forskel skal henføres til prioritering eller et reelt udgiftsbehov. I undersøgelsen "Børn, familie, fritid" blev registreret en mindre sandsynlighed for pasning, hvis familien bor på landet end hvis familien bor i en storby, hvilket kunne indikere kulturelle forskelle mellem land og by, men i undersøgelsen blev forholdet henført til, at der er færre/flere funktionærer og flere/færre landmænd på landet/storbyen og således, at de geografiske baggrundsfaktorer er tæt forbundet med forældrenes branchetilhørsforhold og erhvervsstilling.

6.8.6 Analyse af kommunernes børnepasningsudgifter pr. 0-6-årig

Udgangspunktet for analysen af kommunernes børnepasningsudgifter er opstilling af en generel statistisk model, dvs. en model hvor alle 17 forklarende variable i udgangspunktet inddrages. Estimationsmetoden er uvægtet MK-regression, jf. kapitel 5.

Tabel 6.8.3

Analyse af børnepasningudgifterne pr. 0-6-årig

Forklarende variabel

Parameter

P = 0

Elasticitet

Konstantled

5.464,99

0,3491

-

Dummy-variabel for hovedstadskommuner

2.681,40

0,0005

-

Andel familier med tre eller flere børn

-540,24

0,0001

-0,31

Andel udlejningsboliger

91,19

0,0001

0,35

20-66-årige erhvervsaktive kvinder

323,02

0,0001

0,98

R2-værdi

51,93 %

I tabel 6.8.3 ses, at på baggrund af de mulige forklarende variable indeholder den stærkeste model til forklaring af variationen i kommunernes børnepasningsudgifter et konstantled, dummy-variablen for hovedstadskommunerne, andelen af familier med tre eller flere børn, andelen af udlejningsboliger og andelen af 20-66-årige erhvervsaktive kvinder. Fra R2-værdien fremgår, at i en samlet betragtning forklarer disse variable 51,93 % af variationen i kommunernes børnepasningsudgifter.

Dummy-variablen for hovedstadskommunerne indikerer med en positiv parameter værdi, at disse kommuner har højere børnepasningsudgifter end øvrige kommuner. Som tidligere nævnt er det uklart, hvorvidt denne forskel skal henføres til prioritering eller til et reelt udgiftsbehov. I sidstnævnte tilfælde kunne en mulig forklaring være, at der er færre funktionærer og flere landmænd på landet og således, at de geografiske baggrundsfaktorer er tæt forbundet med forældrenes branchetilhørsforhold og erhvervsstilling, hvor funktionærer, ifølge undersøgelsen "Børn, familie, fritid" i højere grad anvender børnepasning end landmænd. Parameter værdien på 2.681,40 skal tillægges værdien af konstantleddet således, at regressionslinien for hovedstadskommunerne ligger højere end for landets øvrige kommuner.

I lighed med undersøgelsen "Børn, familie, fritid" har andelen af familier med tre eller flere børn betydning for niveauet af kommunerens børnepasningsudgifter. For de børnerige familier indikerer en tilhørende negativ parameter værdi, at disse familier udgør en relativ mindre belastning for kommunernes børnepasningsudgifter. Dette forhold kan som tidligere foreslået være en følge af, at børnerige familier vælger at indrette arbejdslivet efter børnene med eksempelvis forskudte arbejdstider, "ung pige" eller deltidsarbejde, istedet for at have tre børn i offentlig pasning måske tre forskellige steder. Den tilhørende elasticitet angiver, at påvirkningen er forholdsvis markant, idet kommunernes børnepasningsudgifter vil falde med 0,31 % ved en 1,00 % stigning i andelen af familier med tre eller flere børn.

Andelen af udlejningsboliger indikerer med en positiv parameter værdi, at der er en sammenhæng mellem boligstandard/boligtypen og sammensætningen af beboere, hvor beboersammensætningen i de udvalgte boligtyper alt andet lige er mere omkostningskrævende for kommunen i form af ydelser til offentlige pasningsordninger end gennemsnitsbefolkningen. Den tilhørende elasticitet angiver, at påvirkningen er forholdsvis markant, idet kommunernes børnepasningsudgifter vil stige med 0,35 % ved en 1,00 % stigning i andelen af udlejningsboliger.

Endelig indikerer en positiv parameter værdi for andelen af 20-66-årige erhvervsaktive kvinder, at jo højere erhvervsfrekvens for kvinder, jo større behov vil der være for offentlig pasning, alt andet lige. Det kan videre konstateres, at en begrænsning af kvindernes alder i kriteriet fra 20-66 år til 20-44 år eller 45-66 år ikke medfører en bedre forklaring af kommunernes børnepasningsudgifter pr. 0-6 årig. Den tilhørende elasticitet angiver, at påvirkningen er meget markant, idet kommunernes børnepasningsudgifter vil stige med 0,98 % ved en 1,00 % stigning i andelen af 20-66-årige erhvervsaktive kvinder.

De parvise korrelationskoefficienter mellem de forklarende variable er vist i tabel 6.8.4 og ved gennemgang ses den højeste værdi givet ved de -54,35 % mellem andelen af familier med tre eller flere børn og dummy-variablen for hovedstadskommuner. Da denne korrelation samtidig er af forholdsvis markant karakter henledes opmærksomheden på multikollinearitet. Alle parametre i modellen er imidlertid signifikante med korrekte fortegn og da der endvidere ikke er en usædvanlig høj R2-værdi, har multikollineariteten, såfremt den er tilstede, ikke sine sædvanlige negative konsekvenser og korrektion derfor ikke nødvendig. Denne slutning bekræftes endvidere af partielle regressioner, hvor parametrene til de forklarende variable forbliver signifikante i samtlige kombinationer af undermodeller.

Tabel 6.8.4

Den parvise korrelation mellem de forklarende variable

Forklarende variabel

Dummy - hovedstadskommuner

1,0000

Familier med tre el. flere børn

-0,5435

1,0000

Andel udlejningsboliger

0,3588

-0,4391

1,0000

20-66-årige erhvervsakt. kvinder

0,3946

-0,1241

-0,1553

1,0000

Udgifter

0,5798

-0,6240

0,4298

0,3186

Modellens tilpasning er illustreret i figur 6.8.3, hvor et tilfældigt udsnit af en række kommuners børnepasningsudgifter er plottet mod modellens tilsvarende og beregnede værdier af disse kommuners udgifter. Udsnittet består af kommuner, hvis tilhørende kommunenummer er adskilt med 50 enheder i intervallet 101-851. Ved gennemgang af figuren ses, at modellens tilpasning er svingende, hvilket afspejler den forholdsvis beskedne forklaringskraft på 49,62 %.

Figur 6.8.3

De faktiske udgifter plottet mod modellens beregnede udgifter

101 = København

501 = Augustenborg

151 = Ballerup

551 = Billund

201 = Allerød

601 = Brødstrup

251 = Bramsnæs

651 = Avlum-Haderup

301 = Bjergsted

701 = Ebeltoft

351 = Fakse

751 = Århus

401 = Allinge-Gudhjem

801 = Arden

451 = Nørre Åby

851 = Ålborg

6.8.7 Analyse af hovedstadskommunernes børnepasningsudgifter pr. 0-6 årig

Der kan som nævnt registreres en klar forskel i udgiftsniveauet vedrørende børnepasningsområdet mellem hovedstadsområdet og resten af landet. Hvorvidt denne forskel skal henføres til prioritering eller et reelt udgiftsbehov kan diskuteres, men et faktum er det, at hovedstadskommunerne på dette område adskiller sig fra de øvrige kommuner. Det er derfor interessant at undersøge om der inddrages nye forklarende variable i modellen, når man begrænser sig til en analyse af børnepasningsudgifterne i hovedstadsområdet i forhold til analyse, hvor alle kommuner indgår.

I tabel 6.8.5 er vist resultaterne fra en regression af hovedstadskommunernes børnepasningsudgifter pr. 0-6 årig på baggrund af samtlige mulige forklarende. Ved gennemgang af tabellen ses, at de bedste variable til forklaring af variationen i hovedstadskommunernes børnepasningsudgifter udgøres af andelen af 20-44-årige erhvervsaktive kvinder og andelen af udlejningsboliger. Disse variable er samlet set i stand til at forklare 40,49 % af variationen i hovedstadskommunernes børnepasningsudgifter pr. 0-6 årig.

Tabel 6.8.5

Analyse af hovedstadskommunernes børnepasningsudgifter

Forklarende variabel

Parameter

P = 0

Elasticitet

Konstantled

-8.223,68

0,3908

-

20-44-årige erhvervsaktive kvinder

420,51

0,0003

0,18

Andel udlejningsboliger

170,74

0,0001

0,99

R2-værdi

40,49 %

Andelen af 20-44-årige erhvervsaktive kvinder indikerer med en positiv parameter værdi, at en højere erhvervsfrekvens alt andet lige giver større behov for offentlig pasning. Det kan samtidig konstateres, at en begrænsning af kvindernes alder i kriteriet fra 20-66 år til 20-44 år i denne model medfører en bedre forklaringskraft. Den tilhørende elasticitet angiver, at påvirkningen er beskedent, idet kommunernes børnepasningsudgifter vil stige med 0,18 % ved en 1,00 % stigning i andelen af 20-44-årige erhvervsaktive kvinder.

Videre indikerer udlejningsboliger med en positiv parameter værdi, at der er en sammenhæng mellem boligstandard/boligtypen og sammensætningen af beboere, hvor beboersammensætningen i de udvalgte boligtyper alt andet lige er mere omkostningskrævende for kommunen i form af ydelser offentlige pasningsordninger end gennemsnitsbefolkningen. Den tilhørende elasticitet angiver, at påvirkningen er markant, idet kommunernes børnepasningsudgifter vil stige med 0,99 % ved en 1,00 % stigning i andelen af udlejningsboliger.

Den primære forskel mellem modellen for alle landets kommuner og modellen for hovedstadskommunerne er således vigtigheden af de enkelte forklarende variable, idet modellen for alle landets kommuner tillægger de erhvervsaktive kvinder den største betydning, mens modellen for hovedstadskommunerne tillægger andelen af udlejningsboliger størst betydning.

Den parvise korrelation mellem andelen af 20-44-årige erhvervsaktive kvinder og andelen af udlejningsboliger af forholdsvis markant karakter, givet ved -59,09 %. Da alle modellens parametre imidlertid er signifikante med korrekte fortegn og R2-værdien ikke er usædvanlig høj er muligheden for multikollinearitet i modellen aftagende. Videre undersøgelser viser, at begge variable kan indgå selvstændigt i modellen med omtrent samme signifikansniveau som i modellen, hvor begge variable indgår og således afskrives multikollineariteten som problem.

6.9 Døgninstitutionsudgifter

6.9.1 Indledning

Analysen af kommunernes udgifter til døgninstitutionsområdet omfatter kommunernes samlede nettodriftsudgifter til døgnpleje, forebyggende foranstaltninger og døgninstitutioner for børn og unge. Kommunen og amtskommunen afholder hver 50 % af udgifterne til foranstaltningerne. I denne analyse tages udgangspunkt i de kommunale nettodriftsudgifter, hvilket indebærer, at udgifterne er fratrukket den amtskommunale medfinansiering m.m.

De samlede primærkommunale nettoudgifter til døgninstitutionsområdet udgjorde i 1996 2,7 mia. kr. svarende til 2,3 % af de samlede nettodriftsudgifter. Udgifterne varierede samme år mellem 388 kr. og 4.530 kr. pr. 0-20-årig, mens det vægtede gennemsnit udgjorde 2.030 kr. pr. 0-20-årig.

Det skal bemærkes, at området omfatter såvel udgifter til handicappede børn som udgifter til børn med sociale vanskeligheder og dermed udgifter til børn og unge af meget forskelligartet karakter. I analysen af kommunernes døgninstitutionsudgifter har det været muligt at inddrage en række kriterier for den sociale belastning i kommunen, mens det ikke har været muligt at inddrage kriterier for den del af udgifterne, der vedrører handicappede børn. Dette forhold medfører, at en del af variationen i udgifterne ikke i tilstrækkelig grad vil blive forklaret med de eksisterende kriterier.

Det er kommunalbestyrelsens ansvar at føre tilsyn med de forhold, hvorunder børn og unge under 18 år i kommunen lever. Kommunen skal herunder yde rådgivning og støtte, når barnet eller den unge har vanskeligheder eller i øvrigt lever under utilfredsstillende forhold. De kommunale foranstaltninger kan blandt andet omfatte konsulentbistand, pædagogisk støtte i hjemmet, familiebehandling, aflastningsordning og anbringelse uden for hjemmet på en døgninstitution eller i en plejefamilie. I de senere år har der været en stigning i antallet af forebyggende foranstaltninger, mens der har været et vist fald i antallet af anbragte børn. I tabel 6.9.1 er vist omfanget af disse foranstaltninger.

Tabel 6.9.1

Omfanget af kommunernes foranstaltninger i 1995

Antal børn

og unge

Forebyggende tiltag . . .

Beskikket personlig rådgiver

1.474

Aflastningsophold

4.476

Støtte til ophold på kost- og efterskole

1.478

Anbringelse udenfor hjemmet . . .

Familiepleje

5.058

Døgninstitution

3.280

Kostskole

1.613

Eget værelse

770

Socialpædagogisk kollektiv

1.089

Andet og uoplyst

62

Samlet antal børn og unge udenfor hjemmet

11.872

Kilde : "Hvad, Hvor og Hvorfor om den sociale opgavefordeling", Socialministeriet, Oktober 1997.

6.9.2 Normering

Døgninstitutionsudgifterne normeres i forhold til antallet af 0-20-årige og udgifterne er korrigeret for regionale lønforskelle.

6.9.3 Tidligere undersøgelser af kommunernes døgninstitutionsudgifter

I betænkning 855, 1978 blev variationen i kommunernes udgifter til døgninstitutioner pr. 0-20 årig forklaret ud fra andel børn af enlige forsørgere og kommunernes befolkningstæthed. I betænkning 1033, 1985 blev der tilsvarende vist en samvariation med andel børn af enlige forsørgere, samt med boligkriteriet, der samlet set var i stand til at forklare 60 % af variationen i døgninstitutionsudgifterne pr. 0-20 årig.

6.9.4 Valg af de forklarende variable

I analysen af kommunernes døgninstitutionsudgifter inddrages følgende forklarende variable :

1. Boligkriteriet i andel af alle boliger
2. Andel udlejningsboliger
3. Andel personer beboende i udlejningsboliger
4. Dummy-variabel for det bysociale kriterium
5. Andel børn af enlige forsørgere
6. Andel udlændinge fra 3. verdenslande
7. Andel 20-59-årige uden beskæftigelse
8. Andel 20-59-årige uden beskæftigelse over 5 %
9. Andel skattepligtige med en årlig indkomst under 100.000 kr.
10. Andel skattepligtige med en årlig indkomst under 150.000 kr.
11. Befolkningstæthed
12. Urbaniseringsgrad
13. Landdistriktsgrad
14. Det logaritmiske indbyggerantal
15. Kommunetype-effekt

6.9.5 Opgørelse og forventet sammenhæng for de forklarende variable⁴⁰

1. Boligkriteriet i andel af alle boliger
2. Andel udlejningsboliger
3. Andel personer beboende i udlejningsboliger
4. Dummy-variabel for det bysociale kriterium

Forventet sammenhæng :

De fire forklarende variable for boligstrukturen forventes at indgå som paraplyvariable (d.v.s. som generelle mål) for socialt udgiftspres, idet der kan være en sammenhæng mellem boligstandard/boligtypen og sammensætningen af beboere.

5. Andel børn af enlige forsørgere

Forventet sammenhæng :

Andel børn af enlige forsørgere indgår i udgangspunktet som en paraplyvariabel (d.v.s. som et generelt mål) for det sociale udgiftspres i kommunen.

6. Andel udlændinge fra 3. verdenslande.

Forventet sammenhæng :

I udgangspunktet en paraplyvariabel for socialt udgiftspres. Hypotesen er, at en høj koncentration af etniske minoriteter kan være en indikator for socialt belastede forhold og deraf afledede omkostningskrævende kommunale ydelser til kontanthjælp, arbejdsmarkedsforanstaltninger, ældrepleje og specielt i denne forbindelse døgnpleje, forebyggende foranstaltninger og døgninstitutioner for børn og unge.

7. Procentvis andel 20-59-årige uden beskæftigelse.
8. Procentvis andel 20-59-årige uden beskæftigelse over 5 %.

Forventet sammenhæng :

I udgangspunktet paraplyvariable for socialt udgiftspres. Hypotesen er, at en høj koncentration af personer uden beskæftigelse er en indikator for socialt belastede forhold og deraf afledede omkostningskrævende kommunale ydelser til kontanthjælp, arbejdsmarkedsforanstaltninger, ældrepleje og specielt i denne forbindelse døgnpleje, forebyggende foranstaltninger og døgninstitutioner for børn og unge. Variationerne i udgifterne mellem kommunerne antages endvidere bedst at kunne beskrives ved at fratække et udtryk for "strukturarbejdsløshed" eller "naturlig arbejdsløshed", der i denne forbindelse er sat til 5 %.

9. Andel skattepligtige med en årlig indkomst under 100.000 kr.
10. Andel skattepligtige med en årlig indkomst under 150.000 kr.

Opgørelse :

Andel 25-66-årige skattepligtige med en bruttoindkomst på under det anførte niveau.

Forventet sammenhæng:

I udgangspunktet paraplyvariable for socialt udgiftspres. Hypotesen er, at en høj koncentration af personer med lav indkomst er en indikator for socialt belastede forhold og deraf afledede omkostningskrævende kommunale ydelser til kontanthjælp, arbejdsmarkedsforanstaltninger, ældrepleje og specielt i denne forbindelse døgnpleje, forebyggende foranstaltninger og døgninstitutioner for børn og unge.

11. Befolkningstætheden
12. Urbaniseringsgrad
13. Landdistriktsgrad
14. Det logaritmiske indbyggerantal
15. Kommunetype-effekt

Forventet sammenhæng :

Det ønskes undersøgt om der er forskel i udgiften til døgninstitutioner pr. 0-20-årige mellem kommuner med henholdsvis høj og lav landdistriktsgrad, urbaniseringsgrad og befolkningstæthed, samt om der er niveauforskelle i udgifterne mellem forskellige kommunetyper, givet ved henholdsvis landkommuner, små og store bykommuner og hovedstadskommuner.

6.9.6 Analyse af kommunernes døgninstitutionsudgifter pr. 0-20-årig

I analysen af kommunernes døgninstitutionsudgifter ønskes opstillet en generel statistisk

model, dvs. en model hvor alle 15 forklarende variable i udgangspunktet inddrages. Estimationsmetoden er maximum likelihood med korrektion for variansafhængighed, jf. kapitel 5.

Tabel 6.9.2

Analyse af døgninstitutionsudgifterne pr. 0-20-årig

Forklarende variabel

Parameter

P = 0

Elasticitet

Konstantled

473,21

0,0001

-

Andel børn af enlige forsørgere

93,24

0,0001

0,63 %

Boligkriteriet

11,54

0,0486

0,10 %

R2-værdi

37,03 %

I tabel 6.9.2 ses, at på baggrund af de mulige forklarende variable indeholder den stærkeste model til forklaring af variationen i kommunernes døgninstitutionsudgifter et konstantled, andelen af børn af enlige forsørgere og boligkriteriet i andel af alle boliger. Fra R2-værdien fremgår, at i en samlet betragtning forklarer disse variable 37,03 % af variationen i kommunernes døgninstitutionsudgifter.

Andelen af børn af enlige forsørgere indgår positivt i modellen, hvilket indikerer, at variabelen også her kan anvendes som et generelt mål for det sociale udgiftspres i kommunen. Den tilhørende elasticitet angiver, at påvirkningen er markant, idet kommunernes døgninstitutionsudgifter vil stige med 0,63 % ved en 1,00 % stigning i andelen af børn af enlige forsørgere.

Boligkriteriet i andel af alle boliger indgår ligeledes positivt i modellen, hvilket indikerer, at beboersammensætningen i de udvalgte boligtyper alt andet lige vil være mere omkostningskrævende for kommunen end gennemsnitsbefolkningen. Den tilhørende elasticitet angiver, at påvirkningen er forholdsvis beskedne, idet kommunernes døgninstitutionsudgifter vil stige med 0,10 % ved en 1,00 % stigning i boligkriteriet i andel af alle boliger.

Det skal bemærkes, at urbaniseringsgraden kan erstatte boligkriteriet og indgå i modellen med et negativt fortegn. Dette indikerer, at kommuner med en høj urbaniseringsgrad har lavere døgninstitutionsudgifter pr. 0-20 årig. De to kriterier indgår i modellen med næsten samme signifikansniveau og derved næsten samme forklaringsgrad. Ingen af de øvrige kriterier er signifikante på et 5 % niveau.

Tabel 6.9.3

Den parvise korrelation mellem de forklarende variable

Forklarende variabel

Andel børn af enlige forsørgere

1,0000

Boligkriteriet

0,6134

1,0000

Udgifter

0,6048

0,4460

Den parvise korrelationskoefficient mellem andelen af børn af enlige forsørgere og boligkriteriet i andel af alle boliger er vist i tabel 6.9.3 og givet ved 61,34 %, hvilket viser, at andelen af børn af enlige forsørgere er højere i de under boligkriteriet tilhørende boliger. På trods af en markant korrelation er multikollinearitet sædvanligvis ikke noget stort problem i en model med kun to forklarende variable. Da alle parametre endvidere er signifikante med korrekte fortegn og R²-værdien ikke er usædvanlig høj har multikollineariteten, såfremt den er tilstede, ikke sine sædvanlige negative konsekvenser og korrektion derfor unødvendig. Denne slutning bekræftes endvidere af partielle regressioner, hvor parametrene til de forklarende variable forbliver signifikante i de to undermodeller.

Modellens tilpasning er illustreret i figur 6.9.1, hvor et tilfældigt udsnit af en række kommuners døgninstitutionsudgifter er plottet mod modellens tilsvarende og beregnede værdier af disse kommuners udgifter. Udsnittet består af kommuner, hvis tilhørende kommunenummer er adskilt med 50 enheder i intervallet 101-851. Ved gennemgang af figuren ses, at modellens tilpasning, på trods af den forholdsvis beskedne forklaringskraft, er tilfredsstillende,.

Figur 6.9.1

De faktiske udgifter plottet mod modellens beregnede udgifter

101 = København

501 = Augustenborg

151 = Ballerup

551 = Billund

201 = Allerød

601 = Brødstrup

251 = Bramsnæs

651 = Avlum-Haderup

301 = Bjergsted

701 = Ebeltoft

351 = Fakse

751 = Århus

401 = Allinge-Gudhjem

801 = Arden

451 = Nørre Åby

6.10 Beskæftigelses- og uddannelsesudgifter

6.10.1 Indledning

Analysen af kommunernes beskæftigelses- og uddannelsesudgifter omfatter de samlede nettodriftsudgifter til lærlingeuddannelser, daghøjskoler og jobtræningsordninger. De samlede primærkommunale nettoudgifter til beskæftigelse og uddannelse udgjorde i 1996 1,73 mia. kr., svarende til 1,56 % af de samlede nettodriftsudgifter. Udgifterne varierede samme år mellem 73 kr. og 1.494 kr. pr. 18-59-årige, mens det vægtede gennemsnit udgjorde 577 kr. pr. 18-59-årige.

6.10.2 Normering

Kommunernes beskæftigelses- og uddannelsesudgifter normeres som anført med antallet af 18-59-årige, idet disse personer udgør målgruppen for de pågældende kommunale ydelser.

6.10.3 Valg af de forklarende variable

I analysen af kommunernes beskæftigelses- og uddannelsesudgifter inddrages følgende variable :

1. Boligkriteriet i andel af alle boliger
2. Andel udlejningsboliger
3. Andel personer i udlejningsboliger
4. Dummy-variabel for det bysociale kriterium
5. Andel udlændinge fra 3. verdenslande
6. Udskrivningsgrundlaget pr. indbygger
7. Ledighedsgraden for de 20-24-årige
8. Ledighedsgraden for de 25-29-årige
9. Ledighedsgraden for de 30-59-årige
10. Andel ikke-forsikrede 20-24-årige ledige
11. Andel ikke-forsikrede 25-29-årige ledige
12. Andel ikke-forsikrede 30-59-årige ledige
13. Andel 20-59-årige uden beskæftigelse
14. Andel 20-59-årige uden beskæftigelse over 5 %
15. Andel 25-49-årige uden erhvervsuddannelse.
16. Urbaniseringsgraden
17. Landdistriktsgraden
18. Det logaritmiske indbyggerantal
19. Kommunetype-effekt

6.10.4 Opgørelse og forventet sammenhæng for de forklarende variable⁴¹

1. Boligkriteriet i andel af alle boliger
2. Andel udlejningsboliger
3. Andel personer beboende i udlejningsboliger
4. Dummy-variabel for det bysociale kriterium

Forventet sammenhæng :

De fire variable for boligstrukturen indgår som paraplyvariable (d.v.s. som generelle mål) for

socialt udgiftspres, idet der kan være en sammenhæng mellem boligstandard/ boligtypen og sammensætningen af beboere.

5. Andel udlændinge fra 3. verdenslande.

Forventet sammenhæng :

I udgangspunktet en paraplyvariabel for socialt udgiftspres, som er forbundet med de kommunale udgifter, der kan være tilknyttet de etniske minoriteter og andre befolkningsgrupper, eventuelt lokaliseret i tilsvarende områder, herunder modtagere af indkomstoverførsler. Det ekstra forbrug af kommunale ydelser kan være tilknyttet sociale ydelser generelt og i denne forbindelse specielt ydelser til lærlingeuddannelser, daghøjskoler og jobtræningsordninger.

6. Udskrivningsgrundlag pr. indbygger

Forventet sammenhæng :

Udskrivningsgrundlag pr. indbygger inddrages som mål for henholdsvis kommunens ressourcer og borgernes efterspørgsel og krav til den offentlige sektor. Sammenhængen mellem kriteriet og kommunernes beskæftigelses- og uddannelsesudgifter kan enten betragtes som, at velhavende kommuner har mulighed for at opprioritere området eller at højere udskrivningsgrundlag pr. indbygger igennem højere beskæftigelsesgrad medfører et mindre udgiftsniveau på beskæftigelses- og uddannelsesområdet.

7. Ledighedsgraden for de 20-24-årige

8. Ledighedsgraden for de 25-29-årige

9. Ledighedsgraden for de 30-59-årige

Opgørelse :

Ledighedsgraden udtrykker forholdet mellem det samlede antal ledige timer i perioden og antallet af forsikrede (mulige) i samme periode. Ledighedsgraden er således et mål for længden af ledigheden. En heltidsforsikret vil fra januar 1987 have 39 forsikrede timer pr. uge. For ikke-arbejdsledighedsforsikrede personer beregnes ledighedsgraden i forhold til en normal arbejdsuge på 39 timer.

Forventet sammenhæng :

Ledighedsgraden er et mål for længden af ledigheden og en høj ledighedsgrad formodes alt andet lige at medføre et højere kommunalt udgiftsniveau på beskæftigelses- og uddannelsesområdet. Udgiftspreset forventes primært at stamme fra daghøjskoler og jobtræningsordninger⁴². Kriteriet er opdelt på aldersgrupperne 20-24 år, 25-29 år og 30-59 år.

10. Andelen af ikke-forsikrede 20-24-årige ledige

11. Andelen af ikke-forsikrede 25-29-årige ledige

12. Andelen af ikke-forsikrede 30-59-årige ledige

Forventet sammenhæng :

Andelen af ikke-forsikrede ledige er et mål for andelen af ledige som får anden indkomsterstattende ydelse end dagpenge. Det antages, at en høj andel af de ikke-forsikrede ledige alt andet lige medfører et højere kommunalt udgiftsniveau på beskæftigelses- og uddannelsesområdet. Udgiftspreset forventes primært at stamme fra flere aktivitetsfremmende foranstaltninger for gruppen af ikke-forsikrede ledige i forhold til gruppen af forsikrede ledige. Kriteriet er opdelt på aldersgrupperne 20-24 år, 25-29 år og 30-59 år og skal indgå i analysen i kombination med andelen af 20-59-årige uden beskæftigelse (+ 5 %).

13. Procentvis andel 20-59-årige uden beskæftigelse.

14. Procentvis andel 20-59-årige uden beskæftigelse over 5 %

Forventet sammenhæng :

I udgangspunktet en paraplyvariabel for socialt udgiftspres. Hypotesen er, at en høj koncentration af personer uden beskæftigelse er en indikator for socialt belastede forhold og deraf afledede omkostningskrævende kommunale ydelser til kontanthjælp, ældrepleje og specielt i denne forbindelse ydelser til lærlingeuddannelser, daghøjskoler og jobtræningsordninger. Variationerne i udgifterne mellem kommunerne antages endvidere bedst at kunne beskrives ved at fratække et udtryk for "strukturarbejdsledighed" eller "naturlig arbejdsledighed", der i denne forbindelse er sat til 5 %.

15. Procentvis andel 25-49-årige uden erhvervsuddannelse.

Forventet sammenhæng :

En paraplyvariabel for socialt udgiftspres, som er forbundet med de kommunale udgifter, der kan være tilknyttet modtagere af indkomstoverførsler. Hypotesen er, at personer uden en erhvervsuddannelse har en højere sandsynlighed for arbejdsledighed med dertil hørende socialt afledede effekter og forbrug af offentlige ydelser og/eller indkomstoverførsler, herunder i sagens natur specielt ydelser til lærlingeuddannelser, daghøjskoler og jobtræningsordninger.

16. Urbaniseringsgrad
17. Landdistriktsgraden
18. Det logaritmiske indbyggerantal
19. Kommunetype-effekt

Forventet sammenhæng :

Det ønskes undersøgt, om der er forskel i udgiften til beskæftigelses- og uddannelsesaktiviteter mellem små og store kommuner eller forskelle mellem by og landkommuner. Det er forventet, at store kommuner har højere beskæftigelses- og uddannelsesudgifter end mindre kommuner, idet store kommuner ofte har en koncentration af personer i de mest udgiftstunge befolkningsgrupper.

6.10.5 Analyse af kommunernes beskæftigelses- og uddannelsesudgifter pr. 18-59 årig

I analysen af kommunernes beskæftigelses- og uddannelsesudgifter ønskes opstillet en generel statistisk model, dvs. en model hvor alle 19 forklarende variable i udgangspunktet inddrages. Estimationsmetoden er maximum likelihood med varianskorrektion, jf. kapitel 5.

I tabel 6.10.1 ses, at på baggrund af de mulige forklarende variable indeholder den stærkeste model til forklaring af variationen i kommunernes beskæftigelses- og uddannelsesudgifter pr. 18-59 årig et konstantled, udskrivningsgrundlaget pr. indbygger, andelen af 20-59-årige uden beskæftigelse over 5 % og det bysociale kriterium. Fra R²-værdien fremgår, at i en samlet betragtning forklarer disse variable 39,05 % af variationen i kommunernes beskæftigelses- og uddannelsesudgifter.

Tabel 6.10.1

Analyse af beskæftigelses- og uddannelsesudgifterne pr. 18-59 årig

Forklarende variabel

Parameter

P = 0

Elasticitet

Konstantled

179,68

0,0073

-

Udskrivningsgrundlaget pr. indbygger

-0,002

0,0150

-0,58

20-59-årige uden beskæftigelse over 5 %

32,06

0,0001

0,89

Det bysociale kriterium

76,37

0,0021

0,21

R²-værdi

39,05 %

Udskrivningsgrundlaget pr. indbygger indgår negativt i modellen, hvilket indikerer, at højere udskrivningsgrundlag medfører færre kommunale udgifter på beskæftigelses- og uddannelsesområdet. Dette forhold er i overensstemmelse med forventningerne, hvor højere udskrivningsgrundlag pr. indbygger igennem en højere beskæftigelsesgrad medfører mindre behov

for beskæftigelses- og uddannelsesaktiviteter. Sammenhængen er således ikke, at velhavende kommuner vælger at opprioritere området og dermed får et højere udgiftsniveau. Den tilhørende elasticitet angiver, at påvirkningen fra kriteriet er forholdsvis markant, idet kommunernes beskæftigelses- og uddannelsesudgifter vil falde med 0,58 % ved en 1,00 % stigning i udskrivningsgrundlaget pr. indbygger.

Andelen af 20-59-årige uden beskæftigelse over 5 % indgår positivt i modellen, hvilket indikerer, at en høj koncentration af personer uden beskæftigelse medfører højere kommunale ydelser til lærlingeuddannelser, daghøjskoler og jobtræningsordninger. Det bemærkes endvidere, at variationerne i udgifterne mellem kommunerne bedst beskrives ved at fratrage et udtryk for "strukturarbejdsløshed" eller "naturlig arbejdsløshed", der i denne forbindelse er sat til 5 %. Den tilhørende elasticitet angiver, at påvirkningen fra kriteriet er meget markant, idet kommunernes beskæftigelses- og uddannelsesudgifter vil stige med 0,89 % ved en 1,00 % stigning i andelen af 20-59-årige uden beskæftigelse over 5 %.

Endelig indgår det bysociale kriterium positivt i modellen, hvilket indikerer, en positiv samvariation mellem kriteriet og udgifterne til beskæftigelse og uddannelsesindsats. Den tilhørende elasticitet angiver imidlertid, at påvirkningen fra kriteriet er forholdsvis beskedent, idet kommunernes beskæftigelses- og uddannelsesudgifter vil stige med 0,21 % ved en 1,00 % stigning i det bysociale kriterium.

De parvise korrelationskoefficienter mellem de forklarende variable er vist i tabel 6.10.2 og ved gennemgang ses, at den højeste værdi er givet ved de negative 29,83 % mellem udskrivningsgrundlaget pr. indbygger og andelen af 20-59-årige uden beskæftigelse over 5 %. Dette viser, at andelen af personer uden beskæftigelse er en faldende funktion af udskrivningsgrundlaget og da denne korrelation er af beskedent karakter afvises muligheden for multikollinearitet. Denne slutning bekræftes af, at alle parametre i modellen er signifikante med korrekte fortegn og, at R²-værdien ikke er usædvanlig høj. Endvidere viser partielle regressioner, at parametrene til de forklarende variable forbliver signifikante i samtlige kombinationer af undermodeller.

Tabel 6.10.2

Den parvise korrelation mellem de forklarende variable

Forklarende variabel

Udskrivningsgrundlaget

1,0000

20-59-årige uden beskæftigelse

-0,2983

1,0000

Det bysociale kriterium

0,0797

0,2974

1,0000

Udgifter

-0,2993

0,6479

0,2932

Modellens tilpasning er illustreret i figur 6.10.1, hvor et tilfældigt udsnit af en række kommuners beskæftigelses- og uddannelsesudgifter er plottet mod modellens tilsvarende og beregnede værdier af disse kommuners udgifter. Udsnittet består af kommuner, hvis tilhørende kommunenummer er adskilt med 50 enheder i intervallet 101-851. Ved gennemgang af figuren ses, at modellens tilpasning er svingende, specielt er tilpasningen for Ebeltoft, Århus, Arden og Ålborg ikke tilfredsstillende.

Figur 6.10.1

De faktiske udgifter plottet mod modellens beregnede udgifter

101 = København
501 = Augustenborg

151 = Ballerup
551 = Billund

201 = Allerød
601 = Brødstrup

251 = Bramsnæs
651 = Avlum-Haderup

301 = Bjergsted
701 = Ebeltoft

351 = Fakse
751 = Århus

401 = Allinge-Gudhjem
801 = Arden

451 = Nørre Åby
851 = Ålborg

6.11 Vejudgifter

6.11.1 Indledning

De samlede primærkommunale vejudgifter udgjorde i 1996 3,4 mia.kr., svarende til 2,9% af de samlede nettodriftsudgifter. Udgifterne varierede samme år mellem 306 kr. og 1.530 kr. pr. indbygger, mens det vægtede gennemsnit udgjorde 642 kr. pr. indbygger.

I den nuværende udligningsmodel indgår intet kriterium, som direkte er rettet mod kommunernes vejudgifter. Der tages via det særlige grundtillæg i landsudligningen dog i et vist omfang hensyn til de merudgifter, som mindre kommuner har på forskellige områder. Herudover indgår vejlængde som fordelingskriterium for en del af særtilskuddet til vanskeligt stillede kommuner.

I lighed med de øvrige primærkommunale områder er vejområdet præget af en forholdsvis stor

spredning i udgiftsniveauet. Baggrunden for denne udgiftsspredning er undersøgt i tabel 6.11.1, der viser den statistiske samvariation mellem kommunernes vejjudgifter og henholdsvis kommunernes indbyggerantal og kommunernes vejlængde. Ved gennemgang af tabellen fremgår, at vejlængden i forhold til indbyggerantallet kun i begrænset omfang er i stand til at forklare variationen i vejjudgifterne, idet vejlængden har en forklaringsgrad på 31 %, mens det tilsvarende tal for indbyggerantallet er 91%.

Tabel 6.11.1

Analyse af kontanthjælpsudgifterne pr. aldersbestemt udgift

Forklarende variabel

R2-værdi

Vejjudgifter i forhold til vejlængden

31,00 %

Vejjudgifter i forhold til indbyggerantallet

91,00 %

Resultatet i tabel 6.11.1 illustrerer således, at vejjudgifterne ikke primært kan bestemmes ud fra vejlængden, men i høj grad skal søges forklaret af andre faktorer. Foruden indbyggerantallet kan antallet af vejspor, trafiktætheden, tunghedsgraden af trafikken og vedligeholdelsesstandarder tænkes at være mulige faktorer i forklaringen af variationen i vejjudgifterne.

Undersøgelser har vist, at primærkommunernes vejjudgifter er kendetegnet ved en kraftig spredning, når de normeres med vejlængden. Samtidig kan der under denne normering registreres en svag negativ sammenhæng mellem vejlængden og udgiftsniveauet, idet vejjudgifterne er lavest for de kommuner, der forholdsmæssigt har de største vejlængder. Variationen i vejjudgifterne mindskes imidlertid betydeligt, hvis vejjudgifterne normeres med indbyggerantallet, samtidig med at der ikke kan konstateres noget mønster i udgiftsspredningen mellem kommunerne.

Vejdirektoratet opgør, via det såkaldte trafikarbejde, på basis af trafiktællinger den samlede vejtrafik, angivet i antal mio. km. vogntrafik. For kommunevejene er denne opgørelse dog delvis beregnet residualt, hvorfor opgørelsen af vejtrafik ikke umiddelbart kan anvendes i forhold til de primærkommunale udgifter.

6.11.2 Normering

På baggrund af argumentationen under afsnit 1 normeres kommunernes vejjudgifter med indbyggerantallet.

6.11.3 Tidligere anvendte kriterier

Frem til og med 1995 indgik kommunernes vejlængde, benævnt vejkræteriet, i opgørelsen af primær- og amtskommunernes udgiftsbehov. Kriteriet var i perioden 1983-1995 fastfrosset således, at der i opgørelsen indgik længden af vejene registreret pr. 1. januar 1982. Baggrunden for denne fastfrysning var en konstatering af at nogle kommuner kunne have et økonomisk incitament til at omlægge private veje til kommunale veje, idet de udligningsmæssige virkninger heraf var forholdsvis store. Kriteriet blev derfor ved lovforslag L 151 af 10/2-1983 "fastfrosset".

I forbindelse med fremsættelse af lovforslag L 151 af 10/2-1983 havde der været gennemført flere analyser af vejkræteriet og sammenhængen mellem kommunernes vejjudgifter og km. vej. I disse analyser (betænkning 963, oktober 1982, s. 107 ff.) blev konstateret følgende forhold :

- Kommunernes vejjudgifter afhænger i højere grad af faktorer så som trafiktæthed og indbyggerantal end af antallet af km. vej.
- Kommunerne har en påvirkningsmulighed af vejkræteriet ved vejbyggeri, omlægning af private veje til kommuneveje etc.

På baggrund af disse analyser og overvejelser anbefalede Indenrigsministeriets Finansieringsudvalg, at vejkræteriet udgik af opgørelsen over kommunernes udgiftsbehov, og at udgifterne i stedet blev henført til kræteriet for kommunernes indbyggerantal.

Disse overvejelser er refereret i lovforslag L 151 af 10/2-1983, men med lovforslaget blev der dog alene stillet forslag om en tilpasning af kræteriets vægt. Baggrunden herfor var bl.a. visse overvejelser om, at kræteriet ud over vejjudgifter måtte formodes at dække over andre udgiftsbehov end vejjudgifter, herunder eksempelvis merudgifter for tyndt befolkede kommuner og at man på denne baggrund ikke ønskede at ændre på byrdefordelingen mellem kommunerne på dette område. Den observerede sammenhæng mellem kræteriet og kommunernes vejjudgifter, som er påvist i betænkning 963, er efterfølgende bl.a. belyst i Indenrigsministeriets betænkning nr. 1033, marts 1985 (s. 109 ff.).

6.11.4 Valg af de forklarende variable

I analysen af kommunernes vejjudgifter inddrages følgende forklarende variable :

1. Meter vej pr. indbygger
2. Antal personbiler pr. indbygger
3. Udskrivningsgrundlaget pr. indbygger
4. Andelen af indpendlere i forhold til antallet af arbejdspladser
5. Andelen af udpendlere i forhold til antallet af arbejdspladser
6. Urbaniseringsgraden
7. Landdistriktsgraden
8. Det logaritmiske indbyggerantal
9. Befolkningsstæthed
10. Kommunetype-effekt

6.11.5 Opgørelse og forventet sammenhæng for de forklarende variable⁴³

1. Meter vej pr. indbygger

Opgørelse :

Kommunens vejlængde divideret med antallet af kommunens indbyggere. Vejlængden opgøres på grundlag af Vejdirektoratets opgørelse over de kommunale veje pr. 1. januar 1982, svarende til det "vejkriterium", som frem til og med 1995 indgik i den kommunale udligning. Samtlige veje under bestyrelse af Københavns og Frederiksberg kommuner henregnes som kommunale veje.

Forventet sammenhæng :

Et stort antal meter vej pr. indbygger forventes at medføre højere vejudgifter pr. indbygger, idet vedligeholdelse af et stort vejnet til relativt få indbyggere alt andet lige er dyrere for kommunen end, hvis relativt flere indbyggere anvender et vejnet af samme størrelse. Endvidere kan et stort antal meter vej pr. indbygger være fulgt af en høj grad af gennemgående trafik i kommunen, der ligeledes bidrager til højere vejudgifter pr. indbygger via mere slid på vejene.

2. Antallet af personbiler pr. indbygger

Opgørelse :

Antallet af registrerede personbiler pr. indbygger i 1996.

Forventet sammenhæng :

Et stort antal personbiler pr. indbygger forventes via en højere anvendelsesgrad og dermed mere slid på vejnettet at medføre højere vejudgifter pr. indbygger.

3. Udskrivningsgrundlag pr. indbygger

Forventet sammenhæng :

Kriteriet fungerer som mål for henholdsvis kommunens ressourcer og borgernes efterspørgsel og krav til den offentlige sektor. Sammenhængen mellem kriteriet og kommunernes vejudgifter pr. indbygger kan enten betragtes som, at velhavende kommuner har mulighed for at holde en høj standard på vejområdet eller at højere udskrivningsgrundlag pr. indbygger medfører højere krav til standarden af kommunens veje.

4. Andelen af indpendlere i forhold til antallet af arbejdspladser

5. Andelen af udpendlere i forhold til antallet af arbejdspladser

Forventet sammenhæng :

De to kriterier inddrages, idet ind- eller udpendlere i en kommune forventes at påvirke vejudgifterne.

6. Urbaniseringsgraden

7. Landdistriktsgraden

Forventet sammenhæng :

Det ønskes undersøgt om der er forskel i vejudgifterne pr. indbygger mellem kommuner med henholdsvis høj og lav landdistriktsgrad eller urbaniseringsgrad.

8. Det logaritmiske indbyggerantal

9. Befolkningsantal pr. areal i ha

Forventet sammenhæng :

Et stort indbyggerantal i en kommune forventes alt andet lige at medføre lavere vejudgifter pr. indbygger, idet en højere anvendelsesgrad på vejnettet vil sænke udgifterne pr. indbygger. Er anvendelsesgraden og dermed trafiktheden meget høj vil denne faktor i sagen natur medføre højere vejudgifter, men da vejudgifterne er normeret med indbyggerantallet er trafiktheden som forklarende faktor indbygget i tallene. Befolkningstætheden forventes at have samme effekt på vejudgifterne pr. indbygger som det logaritmiske indbyggerantal.

10. Kommunetype-effekt

Forventet sammenhæng:

Det ønskes undersøgt om der er niveauforskelle i vejudgiftene mellem forskellige kommunetyper, givet ved henholdsvis landkommuner, små og store bykommuner og hovedstadskommuner.

6.11.6 Analyse af kommunernes vejudgifter pr. indbygger

Udgangspunktet for analysen af kommunernes vejudgifter er opstilling af en generel statistisk model, dvs. en model hvor alle 10 forklarende variable i udgangspunktet inddrages. Estimationsmetoden er maximum likelihood med korrektion for variansafhængighed, jf. kapitel 5.

I tabel 6.11.2 ses, at på baggrund af de mulige forklarende variable indeholder den stærkeste model til forklaring af variationen i kommunernes vejudgifter pr. indbygger et konstantled, antal meter vej pr. indbygger og det logaritmiske indbyggerantal. Fra R²-værdien fremgår, at i en samlet betragtning forklarer disse variable 40,97 % af variationen i kommunernes vejudgifter pr. indbygger.

Tabel 6.11.2

Analyse af vejudgifterne pr. indbygger

Forklarende variabel

Parameter

P = 0

Elasticitet

Konstantled

1.162,12

0,0001

-

Antal meter vej pr. indbygger

10,12

0,0001

0,15

Det logaritmiske indbyggerantal

-58,30

0,0001

-0,88

R²-værdi

40,97 %

Regressionen er foretaget uden medtagelse af Københavns og Frederiksberg Kommune, da samtlige veje under bestyrelse af disse kommuner henregnes som kommunale veje og dermed adskiller sig væsentligt fra de øvrige kommuner. Udeladelsen af disse observationer er dog ikke af markant betydning for regressionsresultaterne, idet modellen har de samme forklarende variable og næsten uændrede parameterestimater uanset om Københavns og Frederiksberg Kommune medtages eller ej.

Antallet af meter vej pr. indbygger indikerer med en positiv parameterværdi, at et stort antal meter vej pr. indbygger medfører højere vejudgifter pr. indbygger, idet vedligeholdelse af et stort vejnet til relativt få indbyggere alt andet lige er dyrere for kommunen end, hvis relativt flere indbyggere anvender et vejnet af samme størrelse. Endvidere kan et stort antal meter vej pr. indbygger være fulgt af en høj grad af gennemgående trafik i kommunen, der

ligeledes bidrager til højere vejudgifter pr. indbygger via mere slid på vejene. Den tilhørende elasticitet angiver, at påvirkningen er forholdsvis beskeden, idet kommunernes vejudgifter vil stige med 0,15 % ved en 1 % stigning i antallet af meter vej pr. indbygger.

Det logaritmiske indbyggerantal indikerer med en negativ parameter værdi, at en høj befolkningstæthed i en kommune alt andet lige medfører lavere vejudgifter pr. indbygger, idet en højere anvendelsesgrad på vejnettet vil sænke udgifterne pr. indbygger. Er anvendelsesgraden og dermed trafiktætheden meget høj vil denne faktor i sagen natur medføre højere vejudgifter, men da vejudgifterne som tidligere nævnt er normeret med indbyggerantallet er trafiktætheden som forklarende faktor indbygget i tallene. Den tilhørende elasticitet angiver, at påvirkningen er meget markant, idet kommunernes vejudgifter vil falde med 0,88 % ved en 1 % stigning i det logaritmiske indbyggerantal.

Tabel 6.11.3

Den parvise korrelation mellem de forklarende variable

Forklarende variabel

Antal meter vej pr. indbygger

1,0000

Det logaritmiske indbyggerantal

-0,6492

1,0000

Udgifter

0,6466

-0,5525

1,0000

Den parvise korrelationskoefficienter mellem antal meter vej pr. indbygger og det logaritmiske indbyggerantal er vist i tabel 6.11.3 og givet ved -64,92 %. Dette viser, at antallet af meter vej pr. indbygger er faldende med befolkningstætheden, hvilket blot er en følge af normeringen af antallet af meter vej. Da denne korrelation samtidig er af forholdsvis markant karakter henledes opmærksomheden på multikollinearitet. Alle parametre i modellen er imidlertid signifikante med korrekte fortegn og da der endvidere ikke er en usædvanlig høj R²-værdi, har multikollineariteten, såfremt den er tilstede, ikke sine sædvanlige negative konsekvenser og korrektion derfor unødvendig. Denne slutning bekræftes endvidere af partielle regressioner, hvor parametrene til de forklarende variable forbliver signifikante og uændrede i de to undermodeller.

Modellens tilpasning er illustreret i figur 6.11.1, hvor et tilfældigt udsnit af en række kommuners vejudgifter er plottet mod modellens tilsvarende og beregnede værdier af disse kommuners udgifter. Udsnittet består, på nær de to første observationer, af kommuner, hvis tilhørende kommunenummer er adskilt med 50 enheder i intervallet 151-851. Ved gennemgang af figuren ses, at modellens tilpasning er svingende, hvilket afspejler den forholdsvis beskeden forklaringskraft.

Figur 6.11.1

De faktiske udgifter plottet mod modellens beregnede udgifter

151 = Ballerup

501 = Augustenborg

161 = Glostrup

551 = Billund

201 = Allerød

601 = Brødstrup

251 = Bramsnæs

651 = Avlum-Haderup

301 = Bjergsted

701 = Ebeltoft

351 = Fakse

751 = Århus

401 = Allinge-Gudhjem

801 = Arden

451 = Nørre Åby

851 = Ålborg

6.12 Udgifter til førtidspension, revalidering og sygedagpenge

6.12.1 Indledning

Analysen af kommunernes udgifter til førtidspension, revalidering og sygedagpenge omfatter de samlede nettodriftsudgifter til revalidering, førtidspension med 50 % refusion og sygedagpenge. De samlede primærkommunale nettoudgifter til førtidspension, revalidering og sygedagpenge udgjorde i 1996 5,6 mia. kr., svarende til 4,8 % af de samlede nettodriftsudgifter. Udgifterne varierede samme år mellem 640 kr. og 3.451 kr. pr. 20-59 årig, mens det vægtede gennemsnit udgjorde 1.865 kr. pr. 20-59 årig.

Baggrunden for at se på de tre områder under ét er bl.a. at det formodes, at der kan være tale om samme bagvedliggende faktorer for kommunernes udgiftsbehov, ligesom der i et vist omfang er tale om en vis substitutionsmulighed.

Indtil 1992 var der tale om fuld statsrefusion af de kommunale udgifter til førtidspension. Efter 1992 ydes der 50 % refusion for nytilkendte pensioner til personer under 60 år.⁴⁴ De kommunale udgifter har dermed været stigende i takt med, at 50% refusionen indføres. De kommunale udgifter til førtidspension vil således også være stigende de kommende år - hvorfor der på sigt vil være tale om et forholdsvist "udgiftstungt" kommunalt område. Som det fremgår af tabel 6.12.1 nedenfor har der i de sidste tre år været en vækst i de kommunale nettoudgifter til førtidspension på omkring 600-700 mio. kr. årligt.

For sygedagpenge har der de seneste år været en vis vækst i udgifterne. Herudover er der gennemført en ændring af finansieringsreglerne i 1997, hvorved perioden med fuld refusion er nedsat fra 13 til 8 uger. I tabel 6.12.2 er vist den regionale fordeling af de kommunale udgifter på området i 1996, givet ved udgiftsniveauet pr. 20-59-årige fordelt på kommunetyper.

Tabel 6.12.1

Kommunale nettoudgifter til førtidspension, revalidering og sygedagpenge

(i mio. kr.)

Førtidspension

Revalidering

Sygedagpenge

1992

142

725

1.265

1993

851

782

1.401

1994

1.780

848

1.370

1995

2.572

525

1.489

1996

3.231

539

1.803

1997

3.807

502

2.196

1998-budget 1)

4.514

571 1)

2.222

Anm. Omfatter nettodriftsudgifter for primærkommuner, incl. København og Frederiksberg Kommuner.

1) For budget 1998 indgår for revalidering også udgifter til løntilskud

Begrebet førtidspension angår social pension til personer under pensionsalderen og omfatter højeste førtidspension, mellemste førtidspension, samt almindelig og forhøjet almindelig førtidspension. Endvidere omfatter førtidspensionerne muligheden for invaliditetsydelse, samt plejetillæg og bistandstillæg. Hovedparten af de 23.683 personer, som i 1996 nytilkendtes pension, fik tilkendt enten mellemste førtidspension eller pension efter §14.3.1. De to typer af pensioner er næsten lige store med hver ca. 7.000 - 8.000 årlige tilkendelser. Højeste førtidspension tilkendes væsentligt færre ansøgere, ca. 3.000 om året. I 1996 blev der tilkendt det hidtil laveste, nemlig 2.441. Forholdsvis opnår flere mandlige end kvindelige ansøgere højeste førtidspension, mens almindelig eller forhøjet førtidspension navnlig

tildeltes kvinder. Den typiske pensionsag vedrørte i 1996 personer, der på ansøgningstidspunktet er 48 år, mens omkring halvdelen af alle sager vedrører ansøgere i alderen 40-57 år. Personer, der bevilges førtidspension ifølge stk. 3, nr. 3, er gennemgående ældre, idet disse i gennemsnit er 61 år gamle.

Tabel 6.12.2

Kommunegruppernes nettodriftsudgifter pr. 20-59 årig i 1996

(i kr.)

Før. pen.

Reva.

Syged.

København og Frederiksberg Kommuner

910

149

407

Hovedstadens forstæder

945

167

492

Komm. i Nordøstsjælland m. o. 10.000 indb.

1.271

142

620

Øvrige kommuner i Nordøstsjælland

915

140

590

Bykommuner med over 100.000 indbyggere

1.012

171

541

Bykommuner med 40.000 til 100.000 indbyggere

1.178

233

675

Bykommuner med 20.000 til 40.000 indbyggere

1.080

168

663

Bykommuner med 10.000 til 20.000 indbyggere

1.283

233

687

Landkomm. med over 50 % af befolk. i byer

1.120

166

665

Landkomm. med 33,3 - 50,0 % af befolk. i byer

1.145

170

727

Landkomm. med under 33,3 % af befolk. i byer

1.137

225

689

Landkomm. uden bymæssig bebyggelse

1.234

221

712

Hele landet

1.079

180

602

Tabel 6.12.3

Ansøgere med tilkendt førtidspension fordelt efter hovedbeskæftigelse

Procentvis fordeling

(beskæftigelse indenfor 5 år)

Behovsbestemt

pension

Helbredsbestemt

pension

Selvstændig

7 %

6 %

Medhjælpende ægtefælle

2 %

4 %

Funktionærer og tjenstemænd

21 %

3 %

Faglærte og ufaglærte arbejdere

42 %

26 %

Hjemmearbejdende

5 %

27 %

Uden erhverv

19 %

24 %

Uoplyst

4 %

10 %

I alt

100 %

100 %

Kilde : Førtidspensioner, årsstatistik 1996, Den sociale ankestyrelse, juni 1997.

Af de 23.683 nytilkendelser til førtidspension i 1996 var 20.832 uden beskæftigelse på ansøgningstidspunktet. I tabel 6.12.3 er vist den erhvervsmæssige baggrund for de ansøgere, der i 1996 fik tilkendt førtidspension, idet ansøgere, der på ansøgningstidspunktet ikke var beskæftiget, er registreret på deres hovedbeskæftigelse i løbet af de sidste fem år. Som det fremgår af tabel 6.12.3 havde godt 1/3 af de personer, der i 1996 fik tildelt førtidspension ikke haft nogen beskæftigelse eller været hjemmearbejdende de seneste 5 år. Tilsvarende er gruppen af faglærte/ uaglærte og selvstændige stærkt overrepræsenteret.

6.12.2 Normering

Den gennemsnitlige førtidspensionsag vedrører personer, der på ansøgningstidspunktet er 48 år, mens omkring halvdelen af alle sager vedrører ansøgere i alderen 40-57 år. Der er imidlertid en betydelig spredning, hvor 25 % af alle ansøgere i 1994 var under 40 år, 50 % under 50 år og 75 % under 57 år. Tilsvarende vil udgifter til sygedagpenge hovedsageligt vedrøre den erhvervsaktive befolkning. Kommunernes revaliderings- og førtidspensionsudgifter normeres derfor med antallet af 20-59-årige, idet dette aldersinterval indfanger størstedelen af målgruppen for de pågældende kommunale ydelser.

6.12.3 Tidligere undersøgelser af kommunernes revaliderings- og førtidspensionsudgifter

Der har været gennemført flere undersøgelser vedr. de kommunale variationer i tilkendelse af førtidspension. Disse undersøgelser er bl.a. opsummeret i rapporten "Kommunernes pensionspraksis" fra Socialforskningsinstituttet, ligesom Den Sociale Ankestyrelse til brug for den løbende praksiskoordinering har fået udviklet en model, der anvendes til vurdering af de enkelte kommuners tilkendelsespraksis.

Generelt er der i disse modeller peget på, at kommuner med en skæv befolkningsmæssig sammensætning ("fraflytningskommuner"), lav vækst, stor andel uaglærte har flere nytilkendelser end andre kommuner⁴⁵. Således har udkantsområder som f.eks. Lolland-Falster, Bornholm og en række kommuner i Sønderjyllands, Viborg og Fyns amt en høj andel tilkendelser. Omvendt har hovedstadskommuner, Århus og Ringkøbing amt et lavere antal tilkendelser. De sociale kriterier, som indgår i Den Sociale Ankestyrelses model er bl.a.:

- Alderssammensætning
- Beskæftigelse fordelt på erhverv
- Uddannelsesmæssig sammensætning (andel uden erhvervsuddannelse)
- Andel ejerboliger/lejeboliger
- Ledighedens størrelse
- Andel personer, der modtager sociale ydelse.

6.12.4 Valg af de forklarende variable

I analysen af kommunernes udgifter til førtidspension, revalidering og sygedagpenge pr. 20-59 årig inddrages følgende forklarende variable :

1. Boligkriteriet i andel af alle boliger
2. Andel udlejningsboliger
3. Andel personer beboende i udlejningsboliger
4. Dummy-variabel for det bysociale kriterium
5. Det forventede antal erhvervsbetingede førtidspensioner
6. Andel børn af enlige forsørgere
7. Andel udlændinge fra 3. verdenslande

8. Andel skattepligtige med årlig indkomst under 100.000 kr.
9. Andel skattepligtige med årlig indkomst under 150.000 kr.
10. Udskrivningsgrundlaget pr. indbygger
11. Ledighedsgraden for de 30-59-årige
12. Procentvis andel 20-59-årige uden beskæftigelse
13. Procentvis andel 20-59-årige uden beskæftigelse over 5 %
14. Procentvis andel 25-49-årige uden erhvervsuddannelse.
15. Befolkningstvæksten i perioden 1991-1996
16. Befolkningstæthed
17. Urbaniseringsgrad
18. Landdistriktsgrad
19. Det logaritmiske indbyggerantal
20. Kommunetype-effekt

6.12.5 Opgørelse og forventet sammenhæng for de forklarende variable⁴⁶

1. Boligkriteriet i andel af alle boliger
2. Andel udlejningsboliger
3. Andel personer beboende i udlejningsboliger
4. Dummy-variabel for det bysociale kriterium

Forventet sammenhæng :

De fire variable for boligstrukturen inddrages i udgangspunktet som paraplyvariable (d.v.s. som generelle mål) for socialt udgiftspres, idet der kan være en sammenhæng mellem boligstandard/boligtypen og sammensætningen af beboere.

5. Det forv. antal erhvervsbetingede førtidspensioner pr. 1000 18-59-årige

Opgørelse :

Det forventede antal erhvervsbetingede førtidspensioner pr. 1000 18-59-årige opgøres som antallet af nytilkendte erhvervsbetingede førtidspensioner divideret med antallet af de 18-59-årige multipliceret med 1000. Det forventede antal nytilkendte førtidspensioner opgøres af Indenrigsministeriet på baggrund af erhvervsfordelingen i den enkelte kommune. Disse oplysninger bygger på Danmarks Statistiks registerbaserede arbejdsstyrkestatistik pr. 1. januar i året forud for beregningsåret. Antallet af personer i de enkelte erhvervsgrupper indgår i Indenrigsministeriets beregning med en vægt, der fastlægges på grundlag af en opgørelse over erhvervsfordelingen for personer, der har fået tilkendt førtidspension i året to forud for beregningsåret.

Forventet sammenhæng :

Det forventede antal erhvervsbetingede førtidspensioner forventes i sagens natur at være tæt og positivt relateret til kommunens udgifter til førtidspension, revalidering og sygedagpenge.

6. Andel børn af enlige forsørgere

Forventet sammenhæng :

Andel børn af enlige forsørgere indgår i udgangspunktet som en paraplyvariabel (dvs. som et generelt mål) for det sociale udgiftspres i kommunen, uanset at der ikke er nogen direkte sammenhæng.

7. Andel udlændinge fra 3. verdenslande.

Forventet sammenhæng :

Andel udlændinge fra 3. verdenslande indgår som en paraplyvariabel for socialt udgiftspres.

8. Andel skattepligtige med en årlig indkomst under 100.000 kr.
9. Andel skattepligtige med en årlig indkomst under 150.000 kr.

Forventet sammenhæng:

De to variable fungerer som mål for graden af den sociale belastning i kommunen. Hypotesen er, at højere andel af skattepligtige med indkomst under det anførte niveau alt andet lige vil medføre flere kommunale udgifter til især de behovsbestemte førtidspensioner.

10. Udskrivningsgrundlag pr. indbygger

Forventet sammenhæng :

Hypotesen er, at højere udskrivningsgrundlag pr. indbygger alt andet lige vil medføre færre kommunale udgifter til især de behovsbestemte førtidspensioner.

11. Ledighedsgraden for de 30-59-årige

Forventet sammenhæng :

I udgangspunktet en paraplyvariabel for socialt udgiftspres. Hypotesen er, at en høj ledighedsgrad for de 30-59-årige er en indikator for socialt belastede forhold og deraf afledede omkostningskrævende kommunale ydelser til blandt andet kontanthjælp og specielt i denne forbindelse førtidspension, revalidering og sygedagpenge.

12. Procentvis andel 20-59-årige uden beskæftigelse

13. Procentvis andel 20-59-årige uden beskæftigelse over 5 %

Forventet sammenhæng:

Hypotesen er, at en høj koncentration af personer uden beskæftigelse er en indikator for socialt belastede forhold og deraf afledede omkostningskrævende kommunale ydelser til kontanthjælp, ældrepleje og specielt i denne forbindelse førtidspension, revalidering og sygedagpenge.

14. Procentvis andel 25-49-årige uden erhvervsuddannelse

Forventet sammenhæng :

En paraplyvariabel for socialt udgiftspres, som er forbundet med de kommunale udgifter, der kan være tilknyttet modtagere af indkomstoverførsler. Hypotesen er, at personer uden en erhvervsuddannelse har en højere sandsynlighed for arbejdsløshed med dertil hørende socialt afledede effekter og forbrug af offentlige ydelser og/eller indkomstoverførsler, herunder specielt førtidspension.

15. Befolkningsvæksten i perioden 1991-1996

Opgørelse :

Den procentvise ændring i befolkningstallet i perioden 1991-1996.

Forventet sammenhæng :

Befolkningsvæksten forventes at have indflydelse på kommunernes udgifter til førtidspension, revalidering og sygedagpenge pr. 20-59 årig, idet en befolkningstilbagegang kan være en følge af lukning af arbejdspladser og efterfølgende fraflytning af en del af kommunens indbyggere. Befolkningsvæksten fungerer således som en variabel for graden af beskæftigelse og afledede generelle aktiviteter i kommunen, hvor en negativ befolkningsvækst vil medføre flere udgifter til førtidspension, revalidering og sygedagpenge som følge af højere arbejdsløshed og medfølgende større social belastning.

16. Befolkningstæthed

17. Urbaniseringsgrad

18. Landdistriktsgrad

19. Det logaritmiske indbyggerantal

20. Kommunetype-effekt

Forventet sammenhæng :

Det ønskes undersøgt om der er forskel i udgifterne til førtidspension, revalidering og sygedagpenge afhængigt af befolkningstætheden, urbaniseringsgraden, landdistriktsgraden, kommestørrelsen eller kommunetypen.

6.12.6 Analyse af udgifter til førtidspension, revalidering og sygedagpenge pr. 20-59 årig

I analysen af kommunernes udgifter til førtidspension, revalidering og sygedagpenge ønskes opstillet en generel statistisk model, dvs. en model hvor alle 20 forklarende variable i udgangspunktet inddrages. Estimationsmetoden er uvægtet MK-regression.

I tabel 6.12.4 ses, at på baggrund af de mulige variable indeholder den stærkeste model til forklaring af variationen i kommunernes udgifter til førtidspension, revalidering og sygedagpenge pr. 20-59 årig et konstantled, andelen af 20-59-årige uden beskæftigelse og det forventede antal erhvervsbetingede førtidspensioner pr. 1000 18-59 årig. Fra R2-værdien fremgår, at i en samlet betragtning forklarer disse variable 48,81 % af variationen i

kommunernes udgifter.

Andelen af 20-59-årige uden beskæftigelse indgår positivt i modellen, hvilket indikerer, at en højere andel uden beskæftigelse i den erhvervsaktive alder medfører højere kommunale udgifter til førtidspension, revalidering og sygedagpenge. Dette forhold er i overensstemmelse med forventningerne, hvor en høj koncentration af personer uden beskæftigelse medfører både direkte og afledede omkostningskrævende kommunale ydelser i form af kontanthjælp, arbejdsmarkedsmæssige foranstaltninger og specielt i denne forbindelse førtidspension, revalidering og sygedagpenge. Den tilhørende elasticitet angiver, at påvirkningen fra kriteriet er forholdsvis markant, idet kommunernes udgifter til førtidspension, revalidering og sygedagpenge vil stige med 0,42 % ved en 1,00 % stigning i andelen af 20-59-årige uden beskæftigelse.

Tabel 6.12.4

Analyse af udgifter til førtidspension, revalidering og sygedagpenge

Forklarende variabel

Parameter

P = 0

Elasticitet

Konstantled

-1.171,45

0,0001

-

Andel 20-59-årige uden beskæftigelse

42,96

0,0001

0,42

Erhvervsbetingede førtidspensioner

237,47

0,0001

0,14

R2-værdi

48,81 %

Antallet af erhvervsbetingede førtidspensioner pr. 1000 18-59 årig forventes i sagens natur at være positivt relateret til kommunens udgifter til førtidspension, revalidering og sygedagpenge og dette bekræftes i modellen, hvor kriteriet indgår med en positiv parameter værdi. Den tilhørende elasticitet angiver, at påvirkningen fra kriteriet er forholdsvis beskeden, idet kommunernes udgifter til førtidspension, revalidering og sygedagpenge vil stige med 0,14 % ved en 1,00 % stigning i det forventede antal erhvervsbetingede førtidspensioner.

Tabel 6.12.5

Den parvise korrelation mellem de forklarende variable

Forklarende variabel

Andel 20-59-årige uden beskæftigelse

1,0000

Erhvervsbetingede førtidspensioner

0,5530

1,0000

Udgifter

0,6127

0,6231

Den parvise korrelation mellem de forklarende variable er vist i tabel 6.12.5 og ved gennemgang ses, at det forventede antal erhvervsbetingede førtidspensioner pr. 1000 18-59 årig og andelen af 20-59-årige uden beskæftigelse samvarierer positivt med 55,30 %. Da denne værdi er af forholdsvis markant karakter henledes opmærksomheden på multikollinearitet. Alle parametre i modellen er imidlertid signifikante med korrekte fortegn, og da der videre ikke er en usædvanlig høj R²-værdi, har multikollineariteten, såfremt den er tilstede, ikke sine sædvanlige negative konsekvenser og korrektion derfor unødvendig. Dette understøttes endvidere af, at parameterestimaterne er stabile i forbindelse med ændringer i datamaterialet og udtagelse af variable fra modellen.

Figur 6.12.1

De faktiske udgifter plottet mod modellens beregnede udgifter

101 = København

501 = Augustenborg

151 = Ballerup

551 = Billund

201 = Allerød

601 = Brødstrup

251 = Bramsnæs

651 = Avlum-Haderup

301 = Bjergsted

701 = Ebeltoft

351 = Fakse

751 = Århus

401 = Allinge-Gudhjem

801 = Arden

451 = Nørre Åby

851 = Ålborg

Modellens tilpasning er illustreret i figur 6.12.1, hvor et tilfældigt udsnit af en række

kommuners udgifter til førtidspension, revalidering og sygedagpenge er plottet mod modellens tilsvarende og beregnede værdier af disse kommuners udgifter. Udsnittet består af kommuner, hvis tilhørende kommunenummer er adskilt med 50 enheder i intervallet 101-851. Ved gennemgang af figuren ses, at modellens tilpasning gennemgående er tilfredsstillende.

6.13 Administrationsudgifter

6.13.1 Indledning

Analysen af kommunernes administrationsudgifter omfatter samtlige administrationsudgifter under hovedkonto 6. I 1996 udgjorde de samlede primærkommunale udgifter til administration 6,1 mia. kr., svarende til 14 % af de samlede nettodriftsudgifter. Samme år varierede udgifterne til administration i kommunerne mellem 2.122 kr. og 4.567 kr. pr. indbygger, mens det vægtede gennemsnit udgjorde 3.074 kr. pr. indbygger.

Kommunernes administrationsudgifter er generelt vanskeligere at sammenligne end andre udgiftsområder. I forhold til budget- og regnskabssystemet gælder, at udgifter vedrørende administration, som foregår på og vedrører den enkelte institution også registreres under den pågældende institution. Administrativt personale, der eksempelvis er ansat på en skole eller en social institution, skal således registreres som en udgift under henholdsvis folkeskoleområdet og det sociale område. Hvis de administrative funktioner derimod var samlet i en central forvaltning, som vedrørte flere institutioner skulle udgifterne henføres til administration under hovedkonto 6.

Kommuner, der har valgt at udlægge flere administrative opgaver til den enkelte institution vil dermed rent konteringsmæssigt have lavere administrationsudgifter end andre kommuner. Tilsvarende vil kommuner, der eksempelvis kun har en enkelt institution af en bestemt type ofte ikke have en central administration på et sådant område. Endelig kan der i større kommuner være tale om, at enkelte egentlige driftsfunktioner, eksempelvis konsulenter m.m., er henlagt til en fælles forvaltning.

Der kan således være en lidt flydende grænse mellem "administrativt personale" og egentligt "udførende personale", hvorfor sammenligningen af kommunernes administrationsudgifter generelt bør tages med visse forbehold.

6.13.2 Normering

Kommunernes administrationsudgifter normeres i analysen med indbyggerantallet, idet udgiftsområdet dækker kommunale serviceydelser henvendt til alle aldersgrupper.

6.13.3 Tidligere undersøgelser af kommunernes administrationsudgifter

Indenrigsministeriet foretog i 1989 en analyse af kommunernes administrationsudgifter⁴⁷, der konkluderede at mindre kommuner, dvs. kommuner under 20.000 indbyggere havde de laveste administrationsudgifter pr. indbygger. Endvidere fremkom i analysen en klar positiv sammenhæng mellem kommunernes administrationsudgifter og kommunernes generelle udgiftsniveau, givet ved henholdsvis kommunernes nettodriftsudgifter pr. indbygger og beskatningsgrundlag pr. indbygger.

Konsulentfirmaet PLS udarbejdede i 1990 en specifik analyse af Københavns Kommunes administrationsudgifter⁴⁸, hvori sammenhængen mellem administrationsudgifter, kommunestørrelse og forskellige andre forklarende variable forsøgte afgjort. Analysen opstillede en generel model for kommunernes administrationsudgifter forklaret ved kommunernes generelle udgiftsniveau, herunder ressourcegrundlag, politisk prioritering og udgiftsbehov, samt kommunestørrelse.

I en model indeholdende dummyvariable for kommunestørrelse, kriterier for udgiftsbehov, givet ved børn af enlige forsørgere, boligkriterier og kvinders erhvervsfrekvens, samt kriterier for ressourcegrundlag og politisk prioritering kunne observeres en forklaringsgrad på 51,5 %.

I modsætning til Indenrigsministeriets analyse fra 1989 udledes en vis grad af stordriftsfordel for kommuner op til 30-50.000 indbyggere. For kommuner over denne størrelse vendte udviklingen imidlertid, idet gruppen af store kommuner havde relativt stigende udgifter til administration. Denne gruppe er imidlertid antalmæssigt begrænset, hvorfor der er tilknyttet en del usikkerhed til resultatet. Fortolkningen er, at der i alle kommuner er en vis "grundadministration", som skal udføres af alle kommuner uanset størrelse. Udgifterne tilknyttet denne "grundadministration" er relativt mindre jo større kommunestørrelse og heraf stordriftsfordelen. Endvidere kommer i betragtning at mindre kommuner kan finde det vanskeligt at udnytte personale og andre ressourcer til kapacitetsgrænsen.

6.13.4 Valg af forklarende variable

I analysen af administrationsudgifterne pr. indbygger inddrages på baggrund af erfaringer fra tidligere undersøgelser, samt fremkomsten og dannelsen af nye kriterier følgende forklarende variable :

1. Boligkriteriet i andel af alle boliger
2. Andel udlejningsboliger
3. Andel personer i udlejningsboliger
4. Dummy-variable for det bysociale kriterium

5. Nettodriftsudgifterne pr. indbygger
6. Udskrivningsgrundlag pr. indbygger
7. Andel 20-59-årige uden beskæftigelse
8. Andel 20-59-årige uden beskæftigelse over 5 %
9. Andel 25-49-årige uden erhvervsuddannelse
10. Andel udlændinge fra 3. verdenslande
11. Andel børn af enlige forsørgere
12. Andel af 20-44-årige erhvervsaktive kvinder
13. Andel af 45-66-årige erhvervsaktive kvinder
14. Andel af 20-66-årige erhvervsaktive kvinder
15. Befolkningstæthed
16. Urbaniseringsgraden
17. Landdistriktsgraden
18. Det logaritmiske indbyggerantal
19. Dummy-variabel for kommunetypeeffekt

6.13.5 Opgørelse og forventet sammenhæng for de forklarende variable

1. Boligkriteriet i andel af alle boliger.
2. Andel udlejningsboliger
3. Andel personer i udlejningsboliger
4. Dummy-variabel for det bysociale kriterium.

Forventet sammenhæng:

De fire forklarende variable for boligstruktur indgår som paraplyvariable (d.v.s. som generelle mål) for socialt udgiftspres. Det antages således, at et større forbrug af kommunale ydelser også afleder administrative omkostninger. Endelig kan der eventuelt være et direkte forbrug af administration gennem særlige foranstaltninger.

5. Nettodriftsudgifterne pr. indbygger

Opgørelse :

De samlede kommunale nettodriftsudgifter divideret med indbyggerantallet.

Forventet sammenhæng :

Der forventes en sammenhæng mellem kommunernes generelle udgiftsniveau og størrelsen af administrationsudgifterne. Dvs. jo større kommunal aktivitet, jo større behov for administrativt personale. Sammenhængen er undersøgt ved flere lejligheder, blandt andre af Indenrigsministeriet og PLS Consult, jf. ovenfor.

6. Udskrivningsgrundlaget pr. indbygger

Forventet sammenhæng :

Det søges undersøgt om den kommunale aktivitet kan beskrives ved kommunernes ressourcegrundlag pr. indbygger, givet ved udskrivningsgrundlaget. Kriteriet indgår som et mål for henholdsvis kommunernes ressourcer og borgernes efterspørgsel og krav til den offentlige service.

7. Andel 20-59-årige uden beskæftigelse over
8. Andel 20-59-årige uden beskæftigelse over 5 %
9. Andel 25-49-årige uden erhvervsuddannelse.

Forventet sammenhæng :

I udgangspunktet paraplyvariable for socialt udgiftspres, som er forbundet med de kommunale udgifter, der kan være tilknyttet modtagere af indkomstoverførsler. For personer uden erhvervsuddannelse er hypotesen, at manglende erhvervsuddannelse medfører en højere sandsynlighed for arbejdsløshed med dertil hørende socialt afledede effekter og forbrug af offentlige ydelser og/eller indkomstoverførsler. Det antages videre, at det mulige større forbrug af kommunale ydelser også afleder administrative omkostninger.

10. Andel udlændinge fra 3. verdenslande.
11. Andel børn af enlige forsørgere.
12. Andel 20-44-årige erhvervsaktive kvinder
13. Andel 45-66-årige erhvervsaktive kvinder
14. Andel 20-66-årige erhvervsaktive kvinder

Forventet sammenhæng:

De fem variable indgår som mulige paraplyvariable for socialt udgiftspres. Det antages desuden, at det mulige større forbrug af kommunale ydelser også afleder administrative omkostninger.

15. Befolkningstæthed
16. Urbaniseringsgraden
17. Landdistriktsgraden
18. Det logaritmiske indbyggerantal
19. Dummy-variable for kommunetype-effekt

Forventet sammenhæng:

Variablen for befolkningstæthed indgår med henblik på evt. stordriftsfordele /ulemper. Det skal endvidere undersøges, om der er forskelle i administrationsudgifterne mellem kommuner med forskellig urbaniseringsgrad, landdistriktsgrad og indbyggerantal, samt kommunetype, givet ved henholdsvis landkommuner, små og store bykommuner og hovedstadskommuner.

6.13.6 Analyse af kommunernes administrationsudgifter pr. indbygger

Udgangspunktet for analysen af kommunernes administrationsudgifter er opstilling af en generel statistisk model, dvs. en model hvor alle 19 forklarende variable i udgangspunktet inddrages. Estimationsmetoden er maximum likelihood med varianskorrektion.

I tabel 6.13.1 ses, at på baggrund af de mulige variable indeholder den stærkeste model til forklaring af variationen i kommunernes administrationsudgifter et konstantled, dummy-variable for henholdsvis hovedstadskommuner og små/store bykommuner, andelen af 20-59-årige uden beskæftigelse over 5 % og nettodriftsudgifterne pr. indbygger. Fra R2-værdien fremgår, at i en samlet betragtning forklarer disse variable 44,44 % af variationen i kommunernes administrationsudgifter.

Det bemærkes, at konstantleddet ikke har forklaringskraft på 36,74 % signifikansniveau og derfor normalt bør udgå af modellen. Det ændrer imidlertid ikke den numeriske værdi eller betydningen af de øvrige parametre markant at udtage konstantleddet af modellen. Derimod bliver R2-værdien uanvendelig som et overordnet mål for modellens forklaringskraft, idet den omdefineres og hermed kan modellen ikke kan indgå i en sammenligning af de øvrige statistiske modeller på baggrund af R2. Af disse årsager beholdes konstantleddet i modellen.

I modellen indgår dummy-variablen for såvel hovedstadskommuner som små/store bykommuner, hvilket med henholdsvis positive og negative parameterverdier indikerer, at kommuner i hovedstadsområdet har højere administrationsudgifter end landkommuner, mens små/store bykommuner har lavere administrationsudgifter end landkommuner. Parameterværdien for hovedstadskommuner på 214,84 skal tillægges værdien af konstantleddet således, at regressionslinien for disse kommuner i hovedstaden ligger højere end regressionslinien for landkommuner. Tilsvarende skal parameterværdien for små/store bykommuner på -210,10 fratrækkes værdien af konstantleddet således, at regressionslinien for bykommuner ligger lavere end regressionslinien for landkommuner.

Tabel 6.13.1

Analyse af administrationsudgifterne pr. indbygger

Forklarende variabel

Parameter

P = 0

Elasticitet

Konstantled

264,94

0,3674

-

Dummy-variable for hovedstadskommuner

214,84

0,0004

-

Dummy-variabel for små/store bykomm.

-210,10

0,0002

-

20-59-årige uden beskæftigelse over 5 %

22,22

0,0001

0,07

Nettodriftsudgifterne pr. indbygger

0,12

0,0001

0,88

R2-værdi

44,44 %

Da landkommuner har et gennemsnitligt indbyggerantal på 8.923, mens små/store bykommuner tilsvarende har et gennemsnitligt indbyggerantal på 47.100 kan den negative parameter tilknyttet dummy-variabelen for små/store bykommuner tolkes som et udtryk for administrative stordriftsfordele hos små/store bykommuner i forhold til landkommuner. Dette forhold er imidlertid ikke gældende for hovedstadskommuner, idet disse kommuner varierer meget i størrelse samtidig med, at de har de absolut højeste administrationsudgifter pr. indbygger.

Resultatet for land- og små/store bykommuner er i overensstemmelse med konklusionen fra den tidligere omtalte analyse fra konsulentfirmaet PLS og fortolkningen er enslydende. Der er i alle kommuner en vis "grundadministration", som skal udføres af alle kommuner uanset størrelse. Udgifterne til denne "grundadministration" er relativt mindre jo større kommunestørrelse og heraf stordriftsfordelen. Endvidere kommer i betragtning at mindre kommuner kan finde det vanskeligt at udnytte personale og andre ressourcer til kapacitetsgrænsen.

Det skal bemærkes, at dummy-variabelen for hovedstadskommuner kan erstattes af udskrivningsgrundlaget pr. indbygger, hvilket er en konsekvens af, at størstedelen af kommunerne i hovedstadsområdet har et udskrivningsgrundlag pr. indbygger over landsgennemsnittet. Da udskrivningsgrundlaget kan tolkes som dels et mål for kommunens ressourcegrundlag og dels som et mål for en efterspørgselseffekt, kan der således også være en sammenhæng mellem udskrivningsgrundlaget og kommunernes administrationsudgifter.

Andelen 20-59-årige uden beskæftigelse over 5 % indgår positivt i modellen. Påvirkningen forventes bl.a. via rådgivning og arbejdsmarkedsmæssige foranstaltninger. Blandt samtlige landets kommuner svinger den procentvise andel af 20-59-årige uden beskæftigelse over 5 % mellem 5,98 % og 28,83 %. Den tilhørende elasticitet angiver, at påvirkningen er beskedent, idet kommunernes administrationsudgifter vil stige med 0,07 % ved en 1,00 % stigning i andelen af 20-59-årige uden beskæftigelse.

Det generelle mål for kommunernes aktivitet, givet ved nettodriftsudgifterne pr. indbygger indgår ligeledes positivt i modellen, hvilket bekræfter den forventede sammenhæng mellem kommunernes generelle udgiftsniveau og størrelsen af administrationsudgifterne. Dvs. jo større kommunal aktivitet, jo større behov for administrativt personale. Sammenhængen er undersøgt ved flere lejligheder, blandt andre af Indenrigsministeriet og PLS Consult, jf. ovenfor. Den tilhørende elasticitet angiver, at påvirkningen er meget markant, idet kommunernes administrationsudgifter vil stige med 0,88 % ved en 1,0 % stigning i nettodriftsudgifterne pr. indbygger.

Tabel 6.13.2

Den parvise korrelation mellem de forklarende variable

Forklarende variabel

Hovedstadskommuner

1,0000

Små/store bykommuner

-0,1916

1,0000

20-59-årige u. beskæftigelse o. 5 %

-0,1940

0,1950

1,0000

Nettodriftsudgifterne

0,3798

0,0716

0,4745

1,0000

Udgifter

0,3560

-0,1378

0,3686

0,6150

De partielle korrelationskoefficienter mellem de forklarende variable er givet i tabel 6.13.2 og ved gennemgang ses den højeste værdi givet ved 47,45 % mellem andelen af 20-59-årige uden beskæftigelse over 5 % og nettodriftsudgifterne pr. indbygger. Da denne korrelation og øvrige korrelationer er af forholdsvis beskeden karakter henledes opmærksomheden ikke umiddelbart på multikollinearitet. Alle parametre i modellen er endvidere signifikante med korrekte fortegn og da der ikke er en usædvanlig høj R2-værdi, har multikollineariteten, såfremt den er tilstede, ikke sine sædvanlige negative konsekvenser og korrektion derfor unødvendig. Denne slutning bekræftes endvidere af partielle regressioner, hvor parametrene til de forklarende variable forbliver signifikante i samtlige kombinationer af undermodeller.

Modellens tilpasning er illustreret i figur 6.13.1, hvor et tilfældigt udsnit af en række kommuners administrationsudgifter er plottet mod modellens tilsvarende og beregnede værdier af disse kommuners udgifter. Udsnittet består af kommuner, hvis tilhørende kommunenummer er adskilt med 50 enheder i intervallet 101-851. Ved gennemgang af figuren ses, at modellens tilpasning er svingende, specielt for kommuner med kommunenummer over 401.

Figur 6.13.1

De faktiske udgifter plottet mod modellens beregnede udgifter

101 = København

501 = Augustenborg

151 = Ballerup

551 = Billund

201 = Allerød

601 = Brødstrup

251 = Bramsnæs

651 = Avlum-Haderup

301 = Bjergsted

701 = Ebeltoft

351 = Fakse

751 = Århus

401 = Allinge-Gudhjem

801 = Arden

451 = Nørre Åby

851 = Ålborg

Kapitel 7 Gennemgang af amtskommunale udgiftsområder

7.1 Statistisk belysning af spredning i kommunernes udgiftsniveau

Som det fremgår af tabel 7.1 varierer de amtskommunale udgifter i 1996 mellem 11.045 og 15.686 kr. pr. indbygger. Det skal bemærkes, at der for Københavns og Frederiksberg Kommune er foretaget en beregningsmæssig opdeling af kommunens udgifter i en amtskommunal og primærkommunal andel - ud fra en 40-60 fordeling. Dette giver en vis usikkerhed i forhold til sammenligning af de samlede amtskommunale udgifter, men i forhold til de følgende analyser af enkelt områder - sygehuse og sygesikring mv. gør denne usikkerhed sig naturligvis ikke gældende i samme omfang.

Som det fremgår af tabel 7.1, er der tale om en markant forskel i udgiftsniveauet mellem Københavns og Frederiksberg Kommuner og de øvrige amtskommunale enheder. Det fremgår tilsvarende, at der for amtskommunerne - bortset fra Københavns og Frederiksberg Kommuner - er tale om en ret begrænset forskel i det beregnede udgiftsbehov. For amtskommunerne alene varierer udgifterne i 1996 mellem 11.045 kr. og 13.333 kr. pr. indbygger.

En analyse af variationerne i de amtskommunale udgifter vil således ofte være præget af det forhold, at Københavns og Frederiksberg Kommuner afviger væsentligt fra landsgennemsnittet, mens de øvrige amtskommuner varierer betydeligt mindre indbyrdes. Et forhold der alt andet lige vil besværliggøre en analyse af udgiftsbehov på amtsniveau.

Tabel 7.1. Amtskommunernes udgiftsniveau 1996

Udgifter pr. indbygger

Regnskab 1996

Udgifter

pr.

indbygger

korrigeret for

regional lønforskel

Beregnet udgifts-

behov

1996 2)

Indeks

for udgifts-behov

13

Kbh. Kommune 1)

15.686

15.273

13.492

107

14

Fr. berg Kommune 1)

14.207

13.802

13.769

110

15

Københavns Amtsk.

13.253

12.881

12.771

102

20

Frederiksborg Amtsk.

12.677

12.425

12.072

96

25

Roskilde Amtsk.

12.175

12.098

11.780

94

30

Vestsjællands Amtsk.

12.409

12.631

12.667

101

35

Storstrøms Amtsk.

12.706

12.903

13.008

103

40

Bornholms Amtsk.

13.333

13.598

13.136

105

42

Fyns Amtsk.

12.632

12.771

12.714

101

50

Sønderjyllands Amtsk.

11.925

12.158

12.327

98

55

Ribe Amtsk.

11.759

11.906

12.259

98

60

Vejle Amtsk.

11.588

11.818

12.422

99

65

Ringkøbing Amtsk.

11.045

11.264

11.992

95

70

Århus Amtsk.

11.420

11.461

12.294

98

76

Viborg Amtsk.

12.619

12.871

12.505

99

80

Nordjyllands Amtsk.

12.044

12.168

12.517

100

Hele landet

12.570

12.570

12.570

100

1) Er beregningsmæssigt opdelt i en amtskommunal og primærkommunal andel - ud fra en 40-60 fordeling.

2) Beregnet ud fra kriterier og vægte som indgår i udligning fra 1997 (dvs. aldersfordeling for 1996).

7.2 Oversigt over de opstillede modeller - grundmodel

Analysen af amtskommunernes udgiftsbehov tager sit udgangspunkt i det faktiske udgiftsniveau, idet det formodes, at et stigende udgiftsbehov afspejles i de faktiske udgifter. Amtskommunernes udgiftsniveau betragtes således som et resultat af henholdsvis udgiftsbehov, den politiske prioritering og graden af effektivitet i amtskommunerne.

Som før omtalt kan det i et vist omfang være vanskeligt at sondre mellem serviceniveau og effektivitet forstået som forholdet mellem de faktisk præsterede ydelser og ressourceindsatsen. På denne baggrund vurderes kommunernes og amtskommunernes udgifter derfor typisk med udgangspunkt i en antagelse om, at udgiftsniveauet primært er en funktion af behovs- (B), præference- (P) og ressourcevariable (R) defineret ved : $U = f(B,P,R)$, hvor den del af variationen i amtskommunernes udgifter, der ikke bliver forklaret af modellen, bl.a. vil bestå af variation i graden af effektivitet og prioritering i amtskommunerne.

I analysen indrages 4 amtskommunale udgiftsområder for perioden 1993-1997. Disse 4 områder omfatter på årsbasis gennemsnitligt 45,6 mia. kr., hvilket svarer til 72,5 % af de

gennemsnitlige amtskommunale netto- driftsudgifter for de 5 år på 62,9 mia. kr.

De betragtede amtskommunale udgiftsområder udgør således en relativt mindre andel af de samlede udgifter end de betragtede primærkommunale udgiftsområder, og på denne baggrund belyses ikke amtskommunernes samlede udgiftsbehov, men blot udgiftsbehovet i de 4 analyserede udgiftsområder. Tabel 7.2.1 viser de 4 analyserede udgiftsområder og de kriterier, der indgår i forklaringen af variationen på de enkelte områder.

Ved gennemgang af tabel 7.2.1 fremgår, at modellerne for de enkelte amtskommunale udgiftsområder forklarer variationen i de normerede udgifter og således ikke umiddelbart kan sammenlignes med de absolutte og faktiske kommunale udgifter på de enkelte områder. Eksempelvis analyseres variationen i gymnasieudgifterne pr. 15-19 årig, og ikke variationen i de absolutte gymnasieudgifter.

Tabel 7.2.1

Grundmodel for de 4 analyserede amtskommunale udgiftsområder

Modellens samlede

udgifter

Modellens kriterier

og deres parameterfortegn

=

Gymnasieudgifter

+ Andel med videregående uddannelse

pr. 15-19 årig

+ Andel gymnasielærere over 45 år

+

Sygehusudgifter

+ Andel enlige blandt ældre over 65 år

pr. forventet aldersbet.

+ Andelen af fraskilte personer

antal sengedage

+ Befolkningstætheden

+

Sygesikringsudgifter

+ Andelen af med videregående uddannelse

pr. indbygger

+ Andelen af fraskilte personer

+

Vejudgifter

+ Logaritmen til befolkningstætheden

pr. indbygger

+ Antal meter vejspor pr. indbygger

Denne normering er nødvendig, såfremt man ønsker at undgå en markant samvariation mellem udgifterne og "klientantallet", der undertrykker eventuelle øvrige sammenhænge mellem udgifterne og andre kriterier. Derudover er det et udgangspunkt for de gennemførte analyser og tilpasninger af udgiftsbehovsudligningen, at der politisk er fastsat en opdeling af opgørelsen i henholdsvis en andel, der vedrører demografiske/strukturelle karakteristika, og en andel af opgørelsen, der vedrører de socialt bestemte merudgifter. I forhold til dette udgangspunkt må den demografiske korrektion af udgifterne nødvendigvis foretages før en egentlig analyse af de sociale kriteriers betydning for de kommunale udgiftsbehov kan gennemføres. Spørgsmålet om normering er i øvrigt nærmere beskrevet i afsnit 5.3.

En sammenligning af modellens normerede udgifter og de absolutte og faktiske amtskommunale udgifter kan foretages ved at multiplicere modellens beregnede udgiftsværdi med den tilhørende normering. Eksempelvis skal modellens beregnede værdi af gymnasieudgifterne pr. 15-19 årig multipliceres med antallet af 15-19-årige for at få modellens værdi af de absolutte gymnasieudgifter.

I tabel 7.7.2 er modellens tilpassede værdier illustreret ved at foretage en sammenligning mellem de årlige gennemsnitlige amtskommunale udgifter i perioden 1993-1997 på de fire analyserede områder og modellens beregnede værdier af de tilsvarende størrelser.

Tabel 7.2.2

Modellens tilpassede værdier af de årgennemsnitlige amtskommunale udgifter i perioden 1993-1997

Udgiftsområde

(i mio. kr.)

Faktisk

sum

(16 amts-kommuner)

Beregnet

sum

(16 amts-kommuner)

Procentvis

afvigelse

1. Gymnasieudgifter

3.846

3.847

0,03 %

2. Sygehusudgifter

30.762

32.527

5,74 %

3. Sygesikringsudgifter

10.209

10.208

-0,010 %

4. Vejudgifter¹

794

795

0,13 %

Sum 1 : 4

45.611

47.376

3,87 %

¹Analysen af amtskommunernes vejudgifter omfatter kun året 1997 og er foretaget uden København og Frederiksberg Kommuner, idet alle veje i disse kommuner er klassificeret som kommuneveje.

Summen af de analyserede udgiftsområder er vist nederst i tabel 7.7.2 og ved gennemgang ses, at de samlede årlige gennemsnitlige udgifter i perioden 1993-1997 udgjorde 45.611 mio. kr., mens modellens beregnede værdi er givet ved 47.376 mio. kr. Forskellen mellem henholdsvis den faktiske og modellens beregnede værdi af de årlige gennemsnitlige udgifter er således 1.765 mio. kr., hvilket svarer til en forskel på 3,9 % af de faktiske årlige gennemsnitlige

udgifter. Modellen kan således i et vist omfang reproducere de samlede udgifter, hvilket dog som før nævnt ikke må forveksles med forklaringsgraden af variationen for de 4 analyserede områder.

I de følgende afsnit gennemgås de enkelte modeller og forudsætningerne herfor nærmere. Afsnittene er opbygges således, at der først kort redegøres for afgrænsningen af de udgiftsområder som indgår i analysen og den valgte normering. Herefter gennemgås de anvendte forklarende kriterier og den forudsatte forventede sammenhæng. Endelig vises den udvalgte model og tilhørende estimationsresultater.

7.3 Gymnasieudgifter

7.3.1 Indledning

I analysen af amtskommunernes og Københavns og Frederiksberg Kommunes gymnasieudgifter i perioden 1993-1997 inddrages de samlede nettodriftsudgifter til fælles formål, gymnasier og HF-kurser, samt bidrag til private og statslige skoler og kurser.

De samlede nettoudgifter til gymnasieområdet udgjorde i 1997 3,89 mia. kr., svarende til 5,66 % af de samlede nettodriftsudgifter. Samme år varierede udgiftene mellem 10.375 kr. pr. 15-19 årig og 17.284 kr. pr. 15-19 årig, mens det vægtede gennemsnit udgjorde 12.739 kr. pr. 15-19 årig.

7.3.2 Normering

I analysen normeres gymnasieudgifterne med antallet af 15-19-årige, idet denne normering tillader de forklarende variable anvendt i modellen at være af demografisk og generel strukturel karakter. Det skal imidlertid bemærkes, at udviklingen i antallet af 15-19-årige har været kontinuerligt faldende i gennem perioden 1993-1997, hvilket medfører, at de normerede gymnasieudgifter øges, hvis udgifterne ikke reduceres i samme grad som antallet af 15-19-årige.

7.3.3 Nyere undersøgelser af amternes gymnasieudgifter

Efter aftale mellem regeringen og de kommunale parter om økonomien i 1998 er gennemført en undersøgelse i Finansministeriets regi med deltagelse af de relevante ministerier og de amtslige og kommunale parter med det formål at skitsere scenarier for udviklingen i amternes gymnasieudgifter frem til år 2005. I denne forbindelse viser en fremskrivning af elevantallet og andelen af lærere over 60 år, at der er udsigt til stort set uændrede reale nettodriftsudgifter i 2005 i forhold til 1997 i amterne, samt Københavns og Frederiksberg Kommune som helhed. Fremskrivningen viser endvidere, at det som en følge af faldende elevantal vil være muligt at nedbringe de samlede reale nettodriftsudgifter i årene frem mod 2001.

7.3.4 Valg af forklarende variable

I analysen af amtskommunernes gymnasieudgifter inddrages følgende forklarende variable :

1. Udskrivningsgrundlaget
2. Andel med videregående uddannelse
3. Andel i bymæssig bebyggelse
4. Befolkningsstæthed
5. Andel gymnasielærere over 45 år

7.3.5 Opgørelse og forventet sammenhæng for de forklarende variable

1. Udskrivningsgrundlaget pr. indbygger

Opgørelse :

Det budgetterede udskrivningsgrundlag pr. indbygger.

Forventet sammenhæng :

Udskrivningsgrundlaget forventes at være positivt relateret til gymnasieudgifterne, idet børn af forældre med høj indkomst i højere grad end øvrige forventes at tage en student- eller hf-eksamen. Da uddannelses- og indkomstniveau er positivt afhængige størrelser går kausaliteten ikke mindst gennem familiestrukturen, hvor familiens sociale status, uddannelsesniveau og traditioner gennem gymnasiefrekvensen påvirker niveauet i de amtslige gymnasieudgifter.

2. Andel med videregående uddannelse

Opgørelse :

Andelen af 20-66-årige i befolkningen med en videregående uddannelse.

Forventet sammenhæng :

Betydningen af forældrepåvirkningen er i lighed med udskrivningsgrundlaget argumentet for inddragelsen af andelen med en videregående uddannelse, idet der tilsvarende forventes, at familiens uddannelsesniveau gennem påvirkningen af gymnasiefrekvensen har indflydelse på de

amtskommunale gymnasieudgifter. Udskrivningsgrundlaget og andelen med videregående uddannelse forventes således i en vis grad at forklare den samme variation i gymnasieudgifterne, blot skal det ved estimationen afgøres, hvilke af de to kriterier, der har relativt størst forklaringskraft.

3. Andel i bymæssig bebyggelse

Opgørelse :

Andelen af befolkningen i bymæssig bebyggelse med over 200 indbyggere.

Forventet sammenhæng :

Amtskommuner med høj urbaniseringsgrad forventes generelt at have højere gymnasieudgifter end amtskommuner med lav urbaniseringsgrad, hvilket bl.a. kan henføres til den ofte bymæssige beliggenhed af større offentlige institutioner og private virksomheder, der i overvejende grad ansætter personer med videregående uddannelser. I urbaniserede områder forventes således en større orientering mod sådanne arbejdspladser og i særdeleshed en større bevidsthed om de uddannelsesmæssige krav for ansættelse disse steder. Endvidere vil en større andel af forældregenerationen alt andet lige være ansat på arbejdspladser karakteriseret af højt uddannelsesniveau og derved påvirke deres børn i lighed med udskrivningsgrundlaget og andelen med videregående uddannelse.

4. Befolkningstætheden

Opgørelse :

Logaritmen til antal indbyggere pr. km².

Forventet sammenhæng :

Betydningen af urbaniseringsgraden er i lighed med kriteriet for byandel argumentet for inddragelsen af befolkningstætheden, givet ved logaritmen til indbyggerantallet. Befolkningstætheden og byandel forventes således i en vis grad at forklare den samme variation i gymnasieudgifterne, blot skal det ved estimationen afgøres, hvilke af de to kriterier, der har relativt størst forklaringskraft.

5. Andel gymnasielærere over 45 år

Opgørelse :

Antallet af gymnasielærere over 45 år divideret med det samlede antal gymnasielærere. Opgørelsen er baseret på Undervisningsministeriets nøgletal.

Forventet sammenhæng :

Amtskommunernes samlede nettodriftsudgifter til gymnasieområdet udgøres overvejende af udgifter til lønninger, hvilket i 1996 blev illustreret ved at bruttolønninger udgjorde omkring 75 % af de samlede udgifter. Udviklingen i gymnasielærernes lønninger skal ikke mindst henføres til lærernes aldersfordeling, idet regler om aldersreduktion i form af en øget forberedelsestid for lærere over 60 år, kombineret med virkningen af almindelig anciennitet, indebærer, at den gennemsnitlige lønudgift påvirkes af lærernes aldersfordeling. På denne baggrund inddrages andelen af gymnasielærere over 45 år som forklarende variabel, der således forventes at være positivt relateret til gymnasieudgifterne.

7.3.6 Datamaterialet og modelvalg

I analysen af amtskommunernes gymnasieudgifter anvendes en two-way-fixed-effect-model, hvor forskelle i de amtskommunale udgiftsniveauer, såvel indbyrdes mellem amtskommunerne, som for den enkelte amtskommune over tid, udlignes med anvendelsen af dummy-variable. Modellen består således af både et tværsnitsperspektiv og et tidsserieperspektiv, og som en følge af dette forhold anvendes til estimationen fem tværsnitsdatamaterialer på amtskommunerne for perioden 1993-1997.

7.3.7 Analyse af amtskommunernes gymnasieudgifter pr. 15-19 årig i perioden 1993-1997

I two-way-fixed-effect-modellen inddrages som udgangspunktet samtlige fem forklarende variable. Vurderingen varetages af statistikprogrammet, idet variable, der ikke i tilstrækkelig grad bidrager til forklaringen af variationen i gymnasieudgifterne udelukkes af modellen. I passende grad betyder i denne forbindelse, at den beregnede parameter til den forklarende variabel med 95 % sikkerhed kan siges ikke at være lig med nul.

I tabel 7.3.1 ses resultatet fra estimation af en two-way-fixed-effect-model for perioden 1993-1997 og ved gennemgang bemærkes de 15 parametre til dummy-variablene, givet ved , samt parameteren til konstantleddet, givet ved . Fortolkningen af disse i alt 16 parametre tager udgangspunkt i sidstnævnte konstantled, idet det er i forhold til denne værdi at de øvrige 15 dummy-variable skal værdisættes. Konstantleddet svarer til dummy-variablen for den tværsnits-specifikke effekt for Nordjyllands amtskommune og i forhold til denne værdi sker der enten en positiv eller negativ korrektion, når den tværsnits-specifikke effekt for de øvrige 15 amter skal findes.

Således bliver eksempelvis værdien af den tværsnits-specifikke effekt for Københavns Kommune givet ved summen mellem værdien af konstantleddet lig 6.114,40 og værdien af parametren til dummy-variablen lig 1.078,53, hvilket bliver 7.192,93. Det bemærkes i denne forbindelse, at

ikke alle parametre til de tværnsnits-specifikke dummy-variable er signifikante og det er således ikke mellem alle amter, at der i denne model er signifikante tværnsnits-effekter fra udeladte variable.

De tidsspecifikke effekter, dvs. ændringer over tid i gymnasieudgifterne, som antages ens for alle amter, varetages af fire dummy-variable, der angiver effekten fra de udeladte variable, som er specifikke for hver tidsperiode, 1993-1997, men som holder sig konstante over de 16 amter. I modellen svarer dette til de fire parametre for årene 1993-1996, med 1997 fungerende som udgangspunkt. Det vil sige, at årene 1993-1996 vurderes i forhold til 1997. I tabellen ses dummy-variablene for de tidsspecifikke effekter, givet ved,

= -967,86, = -991,13, = -494,28 og = -286,82.

Disse parameterværdier er ens for alle 16 amtskommuner, men forskellig fra år til år. Værdierne skal som beskrevet fortolkes som en korrektion i forhold til udgangspunktet, givet ved 1997 og det fremgår således, at der siden 1993 har været en konstant vækst i amternes gymnasieudgifter pr. 15-19 årig. Det bemærkes videre, at alle parameterestimaterne til de tidsspecifikke effekter er signifikante på 5 % niveau.

Videre gennemgang af tabel 7.3.1 afslører, at blandt de fem mulige forklarende variable er det henholdsvis andelen med videregående uddannelse og andelen af gymnasielærere over 45 år, der er de udvalgte og dermed de variable, som relativt bedst forklarer variationen i de amtskommunale gymnasieudgifter pr. 15-19 årig. Fortolkningmæssigt medfører inddragelsen af andelen med videregående uddannelse i modellen, at forældrenes påvirkning har betydning og mere præcist, at forældrenes uddannelsesniveau gennem påvirkning af gymnasiefrekvensen har indflydelse på de amtslige gymnasieudgifter. Videre medfører inddragelsen af andelen af gymnasielærere over 45 år i modellen, at lærernes aldersfordeling gennem anciennitet og regler om aldersreduktion har indflydelse på de amtskommunale gymnasieudgifter. Påvirkningen sker gennem lønudgifterne, der som tidligere beskrevet udgør omkring 75 % af de samlede driftsudgifter på området.

Tabel 7.3.1

Two Way Fixed Effect Model for amtskommunernes gymnasieudgifter pr. 15-19 årig i perioden 1993-1997

F-test for ingen fast individuel effekt

F-testværdi

P = 0

14,8411

0,00001

Variabel

Parameter

P = 0

- Københavns Kommune (13)

1.078,53

0,1894

- Frederiksberg Kommune (14)

565,35

0,7646

- Københavns Amtskommune (15)

1.072,72

0,1509

- Frederiksborg Amtskommune (20)

1.695,38

0,0302

- Roskilde Amtskommune (25)

505,11

0,0973

- Vest-sjællands Amtskommune (30)

-474,54
0,0708
- Storstrøms Amtskommune (35)
678,90
0,0856
- Bornholms Amtskommune (40)
735,90
0,0595
- Fyns Amtskommune (42)
-43,20
0,8234
- Sønderjyllands Amtskommune (50)
-206,21
0,4149
- Ribe Amtskommune (55)
-560,29
0,0349
- Vejle Amtskommune (60)
-55,58
0,8135
- Ringkøbing Amtskommune (65)
178,12
0,5315
- Århus Amtskommune (70)
-392,59
0,4837
- Viborg Amtskommune (76)
152,27
0,5444
- Nordjyllands Amtskommune (80)
6.114,40
0,0146
- 1993
-967,86
0,0007
- 1994
-991,13
0,0171
- 1995
-494,28
0,0164
- 1996

-286,82

0,0079

Befolkningsandel m. videregående uddannelse

28.629,00

0,0218

Andel gymnasielærere over 45 år

3.873,35

0,0506

Parvis korrelation mellem videreg. udd. og gymnasielærere over 45 år : 31,17 %

7.3.8 Grafisk analyse af modellens tilpasning

I figur 7.3.1 og 7.3.2 er plottet de faktiske gymnasieudgifter pr. 15-19 årig mod modellens beregnede værdier af gymnasieudgifterne pr. 15-19 årig i henholdsvis 1993 og 1997. Ved gennemgang ses, at modellens tilpasning er tilfredsstillende med blot enkelte mindre afvigelser fra de observerede værdier.

Figur 7.3.1

De faktiske udgifter plottet mod modellens beregnede udgifter i 1993

13 = Københavns Kommune

42 = Fyns amt

14 = Frederiksberg Kommune

50 = Sønderjyllands amt

15 = Københavns amt

55 = Ribe amt

20 = Frederiksborg amt

60 = Vejle amt

25 = Roskilde amt

65 = Ringkøbing amt

30 = Vestsjællands amt

70 = Århus amt

35 = Storstrøms amt

76 = Viborg amt

40 = Bornholms amt
80 = Nordjyllands amt

Figur 7.3.2

De faktiske udgifter plottet mod modellens beregnede udgifter i 1997

13 = Københavns Kommune
42 = Fyns amt
14 = Frederiksberg Kommune
50 = Sønderjyllands amt
15 = Københavns amt
55 = Ribe amt
20 = Frederiksborg amt
60 = Vejle amt
25 = Roskilde amt
65 = Ringkøbing amt
30 = Vestsjællands amt
70 = Århus amt
35 = Storstrøms amt
76 = Viborg amt
40 = Bornholms amt
80 = Nordjyllands amt

7.4 Sygehusudgifter

7.4.1 Indledning

I analysen af amtskommunernes og Københavns og Frederiksberg Kommunes sygehusudgifter i perioden 1993-1997 inddrages de samlede nettodriftsudgifter til sygehuse, servicefunktioner, selvstændige ambulatorier og klinikker, samt efterbehandlingsinstitutioner

De samlede amtskommunale nettoudgifter til sygehusområdet udgjorde i 1997 32,44 mia. kr., svarende til 47,19 % af de samlede nettodriftsudgifter. Samme år varierede udgifterne mellem 3.817 kr. pr. sengedag og 4.997 kr. pr. sengedag, mens det uvægtede gennemsnit udgjorde 4.170 kr. pr. sengedag.

Efter aftale med regeringen har København og Frederiksberg Kommune modtaget tilskud til sygehusvæsenet på henholdsvis 861 mio. kr og 164 mio. kr. i 1996 og 795,1 mio. kr og 151,4 mio. kr. i 1997. I analysen korrigeres for disse tilskud.

7.4.2 Normering

I analysen normeres sygehusudgifterne med det forventede antal sengedage, hvor det forventede antal sengedage er beregnet som summen af det forventede antal sengedage for hver aldersgruppe multipliceret med aldersgruppens andel i befolkningen. Udgifterne er pris- og lønreguleret og beregnet i 1997-priser.

Det skal bemærkes, at Sygehuskommissionen i fremskrivninger har beregnet den gennemsnitlige liggetid til at falde med 2 % årligt som en følge af den medicinsk-teknologiske udvikling, ændringer i sygdomsbilledet, økonomiske ressourcer, m.v.49, samt, at sygehusvæsenet har haft det som en erklæret målsætning at nedbringe antallet af sengedage⁵⁰. Det må således tages i betragtning, at stigninger i sygehusudgifterne pr. sengedag kan være en følge af disse årsager.

7.4.3 Nyere undersøgelser af amternes sygehusudgifter

I 1990 offentliggjorde Dansk Sygehus Institut (DSI) og Dansk Institut for Klinisk Epidemiologi (DIKE) rapporten "Sygehusindlæggelser og sociale forhold". Undersøgelsen adskilte sig fra tidligere analyser ved, at der nu på individniveau blev foretaget en omfattende undersøgelse af sammenhængen mellem sociale faktorer og sygehusindlæggelser. I tidligere analyser er der således alene blevet foretaget analyse af de samlede forskelle mellem amterne. Grundlaget for undersøgelsen var en stikprøve på ca. 100.000 personer, der havde været indlagt på sygehus i 1985, samt en stikprøve af hele befolkningen af samme størrelsesorden, hvilket svarer til ca. 20 % af de indlagte og ca. 3 % af hele befolkningen over 15 år. Undersøgelsen bekræftede, at der er en statistisk sammenhæng mellem sociale forhold og sandsynligheden for sygehusindlæggelse. For de unge og midaldrende fandtes et særligt højt sygehusforbrug blandt f.eks. fraskilte, førtidspensionister, kontanthjælpsmodtagere og personer med lav indkomst. For de ældre over 70 år fandtes tilsvarende et særligt højt sygehusforbrug og blandt disse især hos de enlige ældre, ligesom der fandtes en sammenhæng mellem bolig- og indkomstforhold og sygehusforbruget.

På baggrund af bl.a. ovennævnte undersøgelse blev der i 1991 nedsat et udvalg under Sundhedsministeriet med henblik på at undersøge forskellene i sygehusudgifter mellem København og Frederiksberg og det øvrige land. Udvalget afgav i juni 1992 rapporten "Københavns og Frederiksberg Kommuner sygehusforbrug", der viste, at Københavns Kommune har et alderskorrigeret sengedagsforbrug på det somatiske sygehusområde, som er 32 % højere end landsgennemsnittet. I forhold til den alderskorrektion, der allerede indgår i udligningen, har Københavns Kommune således et faktisk antal sengedage, der er 32 % højere. Frederiksberg Kommune har et alderskorrigeret sengedagsforbrug på det somatiske sygehusområde der er 20 % højere end landsgennemsnittet. Ud af merforbruget i Københavns Kommune på 272.000 sengedage kan 120.000 sengedage henføres til et anderledes udskrivningsmønster, 136.000 sengedage vedrører en længere liggetid, mens 16.000 sengedage kan forklare ved et samspil af de to faktorer. Ud af merforbruget i Frederiksberg Kommune på 66.000 sengedage kan 55.000 sengedage henføres til et anderledes udskrivningsmønster, 8.000 sengedage vedrører en længere liggetid, mens 2.900 sengedage kan forklare ved et samspil af de to faktorer.

I forbindelse med de kommunaløkonomiske forhandlinger i sommeren 1992 blev det mellem regeringen og Københavns og Frederiksberg Kommuner aftalt, at Finansieringsudvalget skulle underkaste problemstillingen med forskelle i sygehusudgifter mellem Københavns og Frederiksberg Kommuner en nærmere afprøvelse og vurdering med henblik på en afklaring af, om der burde ske ændringer i udligningssystemet på dette område. Udgangspunktet var ovennævnte rapport fra Sundhedsministeriet vedrørende Københavns og Frederiksbergs sygehusudgifter. Finansieringsudvalget afgav i januar 1993 rapporten "Mulige ændringer i den amtskommunale udligning af udgiftsbehov".

7.4.4 Valg af forklarende variable

I analysen af amtskommunernes sygehusudgifter pr. forventet sengedag inddrages på baggrund af

tidligere analyser og erfaringer følgende forklarende variable :

1. Kontanthjælpsmodtagere pr. 100 17-66 årig
2. Befolkningsandel med videregående uddannelse
3. Andelen af ejerboliger
4. Befolkningsandel over 75 år
5. Andel af enlige blandt ældre over 65 år
6. Andel børn af enlige forsørgere
7. Overdødelighed korrigeret for køns- og alderssammensætning
8. Andelen af fraskilte
9. Andelen af fraskilte mænd pr. 25-64 årig
10. Andelen af førtidspensionister pr. 17-64 årig
11. Andelen af langtidsledige
12. Andelen af 30-59-årige med bruttoindkomst under 175.000 kr.
13. Befolkningstætheden

7.4.5 Opgørelse og forventet sammenhæng for de forklarende variable

1. Kontanthjælpsmodtagere pr. 100 17-66 årig

Opgørelse:

Variablen er opgjort som antallet af kontanthjælpsmodtagere pr. 100 17-66-årige.

Forventet sammenhæng:

Andelen af kontanthjælpsmodtagere forventes at være positiv relateret til størrelsen af sygehusudgifterne, idet kontanthjælpsmodtagere forventes at have et højere sygehusforbrug end øvrige. Dette forhold bekræftes bl.a. i undersøgelsen "Sygehusindlæggelser og sociale forhold", se ovenfor, hvor bivariate undersøgelser viste, at kontanthjælpsmodtagere har et sygehusforbrug, målt i indlagte personer, som er 60 % højere end forbruget blandt ikke-kontanthjælpsmodtagere. Undersøgelsen omfattede indlagte personer i aldersgruppen 15-59 år korrigeret for forskelle m.h.t. køn, alder og sociale forhold.

2. Befolkningsandel med videregående uddannelse

Opgørelse:

Andelen af 25-66-årige i befolkningen med en videregående uddannelse..

Forventet sammenhæng:

Andelen af befolkningen med en videregående uddannelse forventes at være negativt relateret til størrelsen af sygehusudgifterne, idet højt uddannede personer forventes at have et lavere sygehusforbrug end øvrige. Dette forhold bekræftes bl.a. i undersøgelsen "Sygehusindlæggelser og sociale forhold", se ovenfor, hvor bivariate undersøgelser viste, at personer med en videregående uddannelse har et sygehusforbrug som er 10 % under det gennemsnitlige forbrug. Omkring gennemsnittet fandtes personer med en faglig (erhvervsgymnasial) uddannelse og lidt over gennemsnittet fandtes gruppen af personer uden en erhvervsuddannelse. Undersøgelsen omfattede indlagte personer i aldersgruppen 15-59 år fordelt på niveau for afsluttet uddannelse, korrigeret for forskelle m.h.t. køn, alder og sociale forhold.

3. Andelen af ejerboliger

Opgørelse:

Antallet af ejerboliger divideret med det samlede antal boliger.

Forventet sammenhæng :

Andelen af ejerboliger forventes indirekte at være negativt relateret til størrelsen af sygehusudgifterne, idet personer med egen bolig forventes at have et lavere sygehusforbrug end øvrige. Dette forhold bekræftes bl.a. i undersøgelsen "Sygehusindlæggelser og sociale forhold", hvor bivariate undersøgelser viste, at personer med egen bolig har et sygehusforbrug som er 10 % mindre end forbruget hos personer i lejerboliger. Undersøgelsen omfattede indlagte personer i aldersgruppen 15-59 år fordelt på boligtype, korrigeret for forskelle m.h.t. køn, alder og sociale forhold. Endvidere vil andelen af ejerboliger være forbundet med indkomstens størrelse, der ligeledes er negativt relateret til sygehusudgifterne.

4. Befolkningsandel over 75 år

Opgørelse:

Antallet af indbyggere i aldersgruppen over 75 år divideret med indbyggertallet.

Forventet sammenhæng:

Andelen af befolkningen over 75 år forventes at være positivt relateret til størrelsen af sygehusudgifterne, idet ældre personer forventes at have et højere sygehusforbrug gennem såvel højere hyppighed som varighed af indlæggelserne end øvrige. Dette forhold er bl.a. bekræftet i Sundhedsstyrelsens statistikker siden slutningen af 1970'erne, hvor hyppigheden af indlagte personer er 2-4 gange større for personer på 70 år og derover end for personer under 35 år. Tilsvarende er sengedagsforbruget 10-12 gange større blandt de ældre end blandt de yngre⁵¹. Sygehusudgifterne er ganske vist normeret med det forventede antal sengedage, som burde afspejle merforbruget hos de ældre aldersgrupper, men såfremt ikke alle merudgifter i forbindelse med især de helt gamle korrigeres gennem nævnte procedure vil eventuel residualvariation blive opfanget i denne variabel.

5. Andel af enlige blandt ældre over 65 år

Opgørelse:

Antallet af enlige blandt de ældre over 65 år divideret med antallet af personer over 65 år. Opgørelsen af enlige dækker personer med civilstand som enlige, fraskilte eller enker.

Forventet sammenhæng:

Andelen af enlige ældre over 65 år forventes at være positivt relateret til størrelsen af sygehusudgifterne, idet ældre personer, som beskrevet under kriteriet ældre over 75 år, forventes at have et højere sygehusforbrug gennem såvel højere hyppighed som varighed af indlæggelserne end øvrige. Endvidere forventes enlighed, evt. som følge af tabet af en ægtefælle, at blive sværere med alderen, hvilket i mange tilfælde forventes at lede til yderligere sygdom og pleje.

6. Andel børn af enlige forsørgere

Opgørelse:

Antallet af børn af enlige forsørgere divideret med antallet af 0-15-årige.

Forventet sammenhæng:

Andelen af børn af enlige forsørgere forventes at være positivt relateret til størrelsen af sygehusudgifterne, idet kriteriet fortolkes som en paraplyvariabel for den sociale sammensætning - dvs. som et generelt mål for det sociale udgiftspres i amtskommunen. Som beskrevet under kriteriet andelen med videregående uddannelse har folk med lav eller ingen uddannelse større sygehusforbrug end øvrige og i undersøgelsen "Sygehusindlæggelser og sociale forhold" har bivariate undersøgelser endvidere vist, at antallet af indlagte falder med stigende indkomst.

7. Overdødelighed korrigeret for køns- og alderssammensætning

Opgørelse:

Der er tale om et indeks for overdødelighed korrigeret for køns- og alderssammensætning. Indekset er beregnet af Sundhedsstyrelsen, og omfatter den såkaldte "Standard Mortality Rate (SMR)".

Forventet sammenhæng:

Den køns- og alderskorrigerede overdødelighed forventes at være positivt relateret til størrelsen af sygehusudgifterne, idet kriteriet fortolkes som et udtryk for en forholdsvis høj sygelighed i amtskommunen med deraf følgende høje udgifter på sygehusområdet.

8. Andelen af fraskilte personer

Opgørelse:

Antallet af fraskilte mænd og kvinder divideret med aldersgruppen 15 år og opefter.

Forventet sammenhæng:

Andelen af fraskilte mænd og kvinder forventes at være positivt relateret til størrelsen af sygehusudgifterne, idet fraskilte personer forventes at have et højere sygehusforbrug end øvrige. Dette forhold bekræftes bl.a. i undersøgelsen "Sygehusindlæggelser og sociale forhold", hvor bivariate undersøgelser viste, at fraskilte personer har et sygehusforbrug 20 % over det gennemsnitlige forbrug i aldersgruppen 15-59 år, mens f.eks. ugifte personer har et sygehusforbrug 10 % under gennemsnittet.

9. Andelen af fraskilte mænd pr. 25-64 årig

Opgørelse:

Antallet af fraskilte mænd divideret med antallet af personer i aldersgruppen 25-64 år.

Forventet sammenhæng:

I lighed med argumentationen for andelen af fraskilte mænd og kvinder forventes andelen af fraskilte mænd at være positiv relateret til størrelsen af sygehusudgifterne. Det skal blot undersøges om fraskilte mænd i højere grad end fraskilte generelt påvirker størrelsen af sygehusudgifterne.

10. Andelen af førtidspensionister pr. 17-64 årig

Opgørelse:

Antallet af personer på førtidspension divideret med antallet af personer i aldersgruppen 17-64 år.

Forventet sammenhæng:

Andelen af personer på førtidspension forventes at være positiv relateret til størrelsen af sygehusudgifterne, idet tilkendelse af førtidspension har sin baggrund i sygelighed hos de pågældende personer.

11. Andelen af langtidsledige

Opgørelse:

Antallet af personer med en årlig ledighedsgrad på mellem 0,8 og 1,0 divideret med det samlede antal ledige personer.

Forventet sammenhæng:

Andelen af langtidsledige forventes at være positiv relateret til størrelsen af sygehusudgifterne, idet langtidsledige i lighed med kontanthjælpsmodtagere forventes at have et højere sygehusforbrug end øvrige. Endvidere forventes andelen af landtidsledige at være et udtryk for den sociale belastning i amtskommunen med tilhørende yderligere belastning af sygehusudgifterne.

12. Andelen af 30-59-årige med bruttoindkomst under 175.000 kr.

Opgørelse:

Antallet af 30-59-årige personer med en årlig bruttoindkomst på under 175.000 kr. divideret med det samlede antal 30-59-årige skattepligtige personer.

Forventet sammenhæng :

Andelen af 30-59-årige personer med en årlig bruttoindkomst under 175.000 kr. forventes at være positiv relateret til størrelsen af sygehusudgifterne, idet lavindkomstpersioner forventes at have et højere sygehusforbrug end øvrige. Dette forhold bekræftes bl.a. i undersøgelsen "Sygehusindlæggelser og sociale forhold", hvor bivariante undersøgelser viste, at indekset for indlagte personer falder med stigende indkomst. Dette forhold gør sig især gældende for personer med årlig bruttoindkomst mellem 50.000 kr. og 150.000 kr.

13. Befolkningstætheden

Opgørelse:

Logaritmen til antallet af indbyggere pr. kvadratkilometer.

Forventet sammenhæng:

Befolkningstætheden forventes at være positiv relateret til størrelsen af sygehusudgifterne, idet kriteriet forventes at fungere som en proxy for dels afstand til sygehuset, herunder skadestuen, og dermed intensiteten af sygehusbesøg, dels storbyforhold, herunder eksempelvis forventet højere sygelighed i storbyer end på landet. Begge disse faktorer forventes at bidrage til højere sygehusudgifter.

I tabel 7.4.1 er vist de forklarende variables parvise korrelation med sygehusudgifterne pr. forventet antal sengedag og ved gennemgang ses, at andelen af enlige blandt personer over 65 år har den stærkeste samvariation med sygehusudgifterne, givet ved 81,29 %. Dernæst følger andelen af børn af enlige forsøgere, andelen af fraskilte, andelen af fraskilte mænd, befolkningstætheden, kriteriet for overdødelighed, andelen af ejerboliger, andelen af personer over 75 år, andelen af kontanthjælpsmodtagere og andelen med videregående uddannelse, der alle har samvariation med sygehusudgifterne på mellem 50-70 %. Disse variable kan imidlertid ikke indgå samlet i en given model, idet den parvise variation samtidig er meget høj.

Tabel 7.4.1

Parvis korrelation mellem de forklarende variable og sygehusudgifter

Forklarende variabel

Sygehusudgifter

1. Andelen af enlige blandt personer over 65 år

- 81,29 %
2. Andelen af børn af enlige forsørgere
- 72,80 %
3. Andelen af fraskilte personer
- 68,64 %
4. Andelen af fraskilte mænd
- 68,59 %
5. Befolkningstætheden
- 66,87 %
6. Kriterie for overdødelighed
- 62,73 %
7. Andelen af ejerboliger
- 61,84 %
8. Andelen af personer over 75 år
- 54,10 %
9. Andelen af kontanthjælpsmodtagere
- 52,97 %
10. Andelen med videregående uddannelse
- 50,46 %
11. Andelen af langtidsledige
- 11,68 %
12. Andel 30-59-årige m. indkomst u. 175.000 kr.
- 10,20 %
13. Andelen af førtidspensionister
- 1,70 %

Eksempelvis er samvariationen mellem andelen af enlige blandt personer over 65 år og andelen af børn af enlige forsørgere givet ved 86,01 %, hvilket medfører, at andelen af børn af enlige forsørgere får et negativt parameterfortegn, når variabelen indgår sammen med andelen af enlige blandt personer over 65 år. Det må således forventes, at blot enkelte af de beskrevne forklarende variable bliver valgt til at indgå i en given model, og at disse valgte variable samtidig vil forklare variation fra de udeladte variable gennem de høje parvise korrelationer.

Det bemærkes videre, at samvariationen mellem andelen med videregående uddannelse og sygehusudgifterne imod forventningerne er positiv, hvilket sandsynligvis skal tilskrives parvise høje værdier af henholdsvis højt uddannelsesniveau og sygehusudgifter for Københavns og Frederiksberg Kommune, hvilket vender det generelle billede. Fortegn i modstrid med forventningerne ses endvidere hos andelen af 30-59-årige med årlige bruttoindkomster under 175.000 kr. og andelen af førtidspensionister, idet disse variable begge har negative korrelationer med sygehusudgifterne. For lavindkomstkriteriet skal den negative samvariation tilskrives den kendsgerning, at samtlige amtskommuner udenfor hovedstadsområdet har parvise observationer af henholdsvis relativt høje andele af personer i lavindkomstgruppen kombineret med forholdsvis lave sygehusudgifter. For andelen af førtidspensionister er korrelationen af så beskeden art, at den statistisk set ikke kan udelukkes at være lig med nul.

7.4.6 Datamaterialet og modelvalg

I analysen af amtskommunernes sygehusudgifter anvendes en one-way-fixed-effect-model, hvor effekten fra udeladte forklarende variable, som er specifikke for de individuelle tværsnitsheder, d.v.s. amtskommunerne, varetages ved anvendelse af dummyvariable, men hvor effekten fra udeladte forklarende variable, som er specifikke for hver tidsperiode antages konstant over tid. Til estimationen anvendes fem tværsnitsdatamaterialer på amtskommunerne for perioden 1993-1997.

7.4.7 Analyse af amtskommunernes sygehusudgifter pr. forventet sengedag i perioden 1993-1997

I one-way-fixed-effect-modellen inddrages som udgangspunktet samtlige 13 forklarende variable. Vurderingen varetages af statistikprogrammet, idet variable, der ikke i tilstrækkelig grad bidrager til forklaringen af variationen i sygehusudgifterne udelukkes af modellen. I passende

grad betyder i denne forbindelse, at den beregnede parameter til den forklarende variabel med 95 % sikkerhed kan siges ikke at være lig med nul.

I tabel 7.4.2 ses resultatet fra estimation af en one-way-fixed-effect-model for perioden 1993-1997 og ved gennemgang bemærkes de 15 parametre til dummy-variablene, givet ved , samt parameteren til konstantleddet, givet ved . Fortolkningen af disse i alt 16 parametre tager udgangspunkt i sidstnævnte konstantled, idet det er i forhold til denne værdi at de øvrige 15 dummy-variable skal værdisættes. Konstantleddet svarer til dummy-variablen for den tværsnits-specifikke effekt for Nordjyllands amtskommune og i forhold til denne værdi sker der enten en positiv eller negativ korrektion, når den tværsnits-specifikke effekt for de øvrige 15 kommuner skal findes. Således bliver eksempelvis værdien af den tværsnits-specifikke effekt for Københavns kommune givet ved forskellen mellem værdien af konstantleddet lig -114.753,00 og værdien af parameteren til dummy-variablen lig -105.213,00, hvilket bliver -219.966,00. Det bemærkes i denne forbindelse, at næsten alle parametre til de tværsnits-specifikke dummy-variable er signifikante.

Tabel 7.4.2

One Way Fixed Effect Model for amtskommunernes sygehusudgifter pr. forventet sengedag i perioden 1993-1997

F-test for ingen fast individuel effekt

F-testværdi

P = 0

19,7785

0,00001

Variabel

Parameter

P = 0

- Københavns Kommune (13)

-105.213,00

0,0001

- Frederiksberg Kommune (14)

-118.879,00

0,0001

- Københavns Amtskommune (15)

-63.961,00

0,0001

- Frederiksborg Amtskommune (20)

-28.433,00

0,0001

- Roskilde Amtskommune (25)

-27.313,00

0,0001

- Vest-sjællands Amtskommune (30)

-5.482,25

0,0001

- Storstrøms Amtskommune (35)

-294,30

0,3108

- Bornholms Amtskommune (40)

-89,81

0,6257
- Fyns Amtskommune (42)
-12.927,00
0,0001
- Sønderjyllands Amtskommune (50)
-4.909,93
0,0001
- Ribe Amtskommune (55)
2.746,93
0,0001
- Vejle Amtskommune (60)
-8.879,87
0,0001
- Ringkøbing Amtskommune (65)
8.485,79
0,0001
- Århus Amtskommune (70)
-13.743,00
0,0001
- Viborg Amtskommune (76)
8.774,75
0,0001
- Nordjyllands Amtskommune (80)
-114.753,00
0,0001

Enlige blandt ældre over 65 år

286,82
0,0009

Fraskilte personer

680,46
0,0001

Befolkningstætheden

23.079,00
0,0001

Videre gennemgang af tabel 7.4.2 afslører, at blandt de 14 mulige forklarende variable er det andelen af enlige blandt ældre over 65 år, andelen af fraskilte personer og befolkningstætheden, der er de udvalgte og dermed de variable, som relativt bedst forklarer variationen i de amtskommunale sygehusudgifter pr. forventet antal sengedag.

Fortolkningsmæssigt medfører inddragelsen af andelen af enlige blandt ældre over 65 år, at kombinationen af alder og enlighed har tendens til at give relativ mere sygelighed og dermed højere sygehusudgifter i amtskommunerne. Som beskrevet forventes enlighed, eventuelt som følge af tabet af en ægtefælle, at blive sværere med alderen, hvilket i mange tilfælde forventes at lede til yderligere sygdom og pleje. Andelen af enlige blandt ældre over 65 år er ligeledes den variabel, der har den højeste samvariation med sygehusudgifterne, jf. tabel 7.4.1, og således et naturligt valg til modellen.

Inddragelsen af andelen af fraskilte personer i modellen indikerer, at fraskilte personer har et højere sygehusforbrug end øvrige. Skilsmisse og efterfølgende enlighed har således tendens til at give relativ mere sygelighed og dermed højere sygehusudgifter i amtskommunerne. Det bemærkes, at det er fraskilte personer og ikke fraskilte mænd, der vælges til modellen og således har kriteriet for fraskilte generelt en komparativ fordel m.h.t. forklaring af sygehusudgifterne. Andelen af fraskilte personer havde i tabel 7.4.1 den 3. højeste parvise korrelation med sygehusudgifterne og derfor ligeledes et naturligt valg til modellen. Befolkningsstæthed er forventet at medføre højere sygehusudgifter, idet kriteriet fungerer som en proxy for dels afstand til sygehuset, herunder skadestuen, og dermed intensiteten af sygehusbesøg, dels storbyforhold, herunder eksempelvis forventet højere sygelighed i storbyer end på landet. Begge faktorer, der forventes at bidrage til højere sygehusudgifter.

Den parvise korrelation mellem størstedelen af de forklarende variable er høj og muligheden for multikollinearitet er derfor tilstede. I modellen ligger den parvise korrelation mellem de forklarende variable på henholdsvis 81 %, 74 % og 40 % hvilket må betegnes som markant. Parametrene i modellen er imidlertid signifikante med korrekte fortegn og samtlige variable kan indgå alene i undermodeller. Således har den høje korrelation altså ikke negative konsekvenser på disse forhold. Høj kollinearitet er sandsynligvis årsagen til at andelen af kontanthjælpsmodtagere og andelen af enlige forsørgere ikke kan indgå i modellen, idet de får estimeret negative parameterverdier og således skulle bidrage til mindre sygehusudgifter.

7.4.8 Grafisk analyse af modellens tilpasning

I figur 7.4.1 og 7.4.2 er plottet de faktiske sygehusudgifter pr. forventet sengedag mod modellens beregnede værdier af sygehusudgifterne i henholdsvis 1993 og 1997. Ved gennemgang ses, at modellens tilpasning er tilfredsstillende med blot enkelte mindre afvigelser fra de observerede værdier.

Figur 7.4.1

De faktiske udgifter plottet mod modellens beregnede udgifter i 1993

Figur 7.4.2

De faktiske udgifter plottet mod modellens beregnede udgifter i 1997

13 = Københavns Kommune

42 = Fyns amt

14 = Frederiksberg Kommune

50 = Sønderjyllands amt

15 = Københavns amt

55 = Ribe amt

20 = Frederiksborg amt

60 = Vejle amt

25 = Roskilde amt

65 = Ringkøbing amt

30 = Vestsjællands amt

70 = Århus amt

35 = Storstrøms amt

76 = Viborg amt

40 = Bornholms amt

80 = Nordjyllands amt

7.5 Sygesikringsudgifter

7.5.1 Indledning

I analysen af amtskommunernes og København og Frederiksberg Kommunes sygesikringsudgifter i perioden 1993-1997 inddrages de samlede nettodriftsudgifter til offentlig sygesikring, profylaktiske svangre-undersøgelser, lægeundersøgelser af børn og vaccinationer

De samlede amtskommunale nettoudgifter til sygesikringsområdet udgjorde i 1997 11,42 mia. kr., svarende til 16,61 % af de samlede nettodriftsudgifter. Samme år varierede udgifterne mellem 1.614 kr. og 1.976 kr. pr. aldersbestemt udgift, mens det uvægtede gennemsnit udgjorde 1.726 kr. pr. aldersbestemt udgift.

7.5.2 Normering

I analysen normeres sygesikringsudgifterne med indbyggerantallet. Udgifterne er pris- og lønreguleret og beregnet i 1997-priser.

7.5.3 Valg af forklarende variable

I analysen af amtskommunernes sygesikringsudgifter pr. indbygger inddrages 14 forklarende variable, vist i tabel 7.5.1. I tabellen er endvidere angivet R²-værdien fra en regression af sygesikringsudgifterne pr. indbygger på baggrund af hver af de forklarende variable, sorteret efter størrelsen af R²-værdien, d.v.s. de variables evne til at forklare variationen i sygesikringsudgifterne. Ved gennemgang ses, at befolkningstætheden har den højeste forklaringskraft målt ved R²-værdien, mens andelen af førtidspensionister har den laveste forklaringskraft.

Tabel 7.5.1

Parvis korrelation mellem de forklarende variable

og sygesikringsudgifter pr. indbygger

Forklarende variabel

Sygesikringsudgifter

1. Befolkningstætheden

R² = 89,71 - positivt relateret

2. Andelen af fraskilte personer

R² = 87,79 - positivt relateret

3. Andel børn af enlige forsørgere

R² = 78,34 - positivt relateret

4. Andelen af fraskilte mænd

R² = 77,76 - positivt relateret

5. Andelen med videregående uddannelse

R² = 72,70 - positivt relateret

6. Andelen af langtidsledige

R2 = 72,16 - positivt relateret

7. Udskrivningsgrundlaget pr. indbygger

R2 = 69,09 - positivt relateret

8. Andelen af ejerboliger

R2 = 68,00 - negativt relateret

9. Andel kontanthjælpsmodtagere

R2 = 44,06 - positivt relateret

10. Andelen af enlige blandt ældre over 65 år

R2 = 43,86 - positivt relateret

11. Indeks for overdødelighed

R2 = 25,81 - positivt relateret

12. 30-59-årige med indkomst u. 175.000 kr.

R2 = 24,10 - negativt relateret

13. Befolkningsandel over 75 år

R2 = 19,11 - positivt relateret

14. Andelen af førtidspensionister

R2 = 04,55 - negativt relateret

7.5.4 Opgørelse og forventet sammenhæng for de forklarende variable

1. Befolkningstætheden

Opgørelse:

Logaritmen til antallet af indbyggere pr. kvadratkilometer. Danmarks Statistik.

Forventet sammenhæng:

Befolkningstætheden forventes at være positivt relateret til størrelsen af sygesikringsudgifterne pr. indbygger, idet kriteriet forventes at fungere som en proxy for dels afstand til lægen og dermed intensiteten af lægebesøg, dels storbyforhold, herunder forventet højere sygelighed i storbyer end på landet. Den forventede påvirkning bekræftes i den partielle regression i tabel 7.5.1, hvor befolkningstætheden med positiv parameter forklarer 89,71 % af variationen i sygesikringsudgifterne pr. indbygger.

2. Andelen af fraskilte personer

Opgørelse:

Antallet af fraskilte mænd og kvinder divideret med antallet af personer i aldersgruppen 15-99 år. Danmarks Statistik.

Forventet sammenhæng:

Andelen af fraskilte personer forventes at være positivt relateret til størrelsen af sygesikringsudgifterne pr. indbygger, idet fraskilte personer forventes at have højere sygelighed end øvrige. Den forventede påvirkning bekræftes i den partielle regression i tabel 7.5.1, hvor andelen af fraskilte personer med positiv parameter forklarer 87,79 % af variationen i sygesikringsudgifterne pr. indbygger.

3. Andel børn af enlige forsørgere

Opgørelse:

Antallet af børn af enlige forsørgere divideret med antallet af personer i aldersgruppen 0-15 år.

Forventet sammenhæng:

Andelen af børn af enlige forsørgere forventes at være positivt relateret til størrelsen af sygesikringsudgifterne, idet variabelen fortolkes som et generelt mål for det sociale udgiftspres i amtskommunen, og dermed indirekte for forhold som er positivt relateret til sygesikringsudgifterne. Den forventede påvirkning bekræftes i den partielle regression i tabel 7.5.1, hvor andelen af børn af enlige forsørgere med positiv parameter forklarer 78,34 % af variationen i sygesikringsudgifterne pr. indbygger.

4. Andelen af fraskilte mænd

Opgørelse:

Der er anvendt antallet af fraskilte 25-64-årige mænd divideret med antallet af personer i aldersgruppen.

Forventet sammenhæng:

I lighed med argumentationen for andelen af fraskilte personer forventes andelen af fraskilte mænd at være positiv relateret til størrelsen af sygesikringsudgifterne. Det skal blot undersøges om fraskilte mænd i højere grad end fraskilte mænd generelt påvirker størrelsen af sygesikringsudgifterne. I denne forbindelse bemærkes, at andelen af fraskilte personer med positiv parameter forklarer 87,79 % af variationen i sygesikringsudgifterne pr. indbygger, mens det tilsvarende tal for andelen af fraskilte mænd er 77,76 %, jf. tabel 7.5.1, og således har fraskilte generelt den komparativt bedste tilpasning.

5. Befolkningsandel med videregående uddannelse

Opgørelse:

Andelen af 25-66-årige i befolkningen med en videregående uddannelse.

Forventet sammenhæng:

Andelen af befolkningen med en videregående uddannelse kan muligvis være positivt relateret til størrelsen af sygesikringsudgifterne, baseret på en hypotese om, at højere uddannede personer ofte har relativt højere krav til og efterspørgsel efter sygesikringsydelse end øvrige. Variablen forventes endvidere at fungere som en proxy for afstanden til lægen og dermed intensiteten af lægebesøg, idet højtuddannede personer primært er bosat i større byer, hvor afstanden til lægen er relativt mindre end i landområderne. Den forventede påvirkning bekræftes i den partielle regression i tabel 7.5.1, hvor andelen med videregående uddannelse med positiv parameter forklarer 72,70 % af variationen i sygesikringsudgifterne pr. indbygger.

6. Andelen af langtidsledige

Opgørelse:

Antallet af personer med en årlig ledighedsgrad på mellem 0,8 og 1,0 divideret med det samlede antal ledige personer.

Forventet sammenhæng:

Andelen af langtidsledige forventes at være positiv relateret til størrelsen af sygesikringsudgifterne, idet langtidsledige forventes at have en højere sygelighed end øvrige. Endvidere forventes andelen af langtidsledige at være et udtryk for den sociale belastning i amtskommunen med tilhørende yderligere belastning af sygesikringsudgifterne. Den forventede påvirkning bekræftes i den partielle regression i tabel 7.5.1, hvor andelen af langtidsledige med positiv parameter forklarer 72,16 % af variationen i sygesikringsudgifterne pr. indbygger.

7. Udskrivningsgrundlaget pr. indbygger

Opgørelse:

Det budgetterede udskrivningsgrundlag pr. indbygger.

Forventet sammenhæng:

Udskrivningsgrundlaget forventes at være positiv relateret til størrelsen af sygesikringsudgifterne, hvilket i udgangspunktet baseres på en hypotese om, at velhavende personer ofte stiller relativt højere krav til og efterspørgsel efter sygesikringsydelse end øvrige. Variablen forventes endvidere at fungere som en proxy for afstanden til lægen og dermed intensiteten af lægebesøg, idet udskrivningsgrundlaget er højest for amtskommuner beliggende i hovedstadsområdet, hvor afstanden til lægen er relativt mindre end i landområder. Den forventede påvirkning bekræftes i den partielle regression i tabel 7.5.1, hvor udskrivningsgrundlaget pr. indbygger forklarer 69,09 % af variationen i sygesikringsudgifterne pr. indbygger.

8. Andelen af ejerboliger

Opgørelse:

Antallet af ejerboliger divideret med det samlede antal boliger.

Forventet sammenhæng:

Andelen af ejerboliger forventes at være negativt relateret til størrelsen af sygesikringsudgifterne, idet personer med egen bolig fortrinsvis er lokaliseret udenfor hovedstadsområdet, hvor afstanden til lægen er længere og besøgsfrekvensen derfor lavere. Endvidere forventes variablen at fungere som en proxy for indkomstforhold, hvor det lave indkomstniveau i amtskommuner udenfor hovedstadsområdet medfører færre krav til og mindre efterspørgsel efter sygesikringsydelse. Den forventede påvirkning bekræftes i den partielle regression i tabel 7.5.1, hvor andelen af ejerboliger med negativ parameter forklarer 68,00 % af variationen i sygesikringsudgifterne pr. indbygger.

9. Andelen af kontanthjælpsmodtagere

Opgørelse:

Antallet af kontanthjælpsmodtagere pr. 100 17-66-årig.

Forventet sammenhæng:

Andelen af kontanthjælpsmodtagere forventes at være positiv relateret til størrelsen af sygesikringsudgifterne, idet kontanthjælpsmodtagere forventes at være mere syge end øvrige. Endvidere forventes andelen af kontanthjælpsmodtagere at være et udtryk for graden af den sociale belastning i amtskommunen med tilhørende yderligere belastning af amtets sygesikringsudgifter. Den forventede påvirkning bekræftes til dels i den partielle regression i tabel 7.5.1, hvor andelen af kontanthjælpsmodtagere med positiv parameter forklarer 44,06 % af variationen i sygesikringsudgifterne pr. indbygger.

10. Andel af enlige blandt ældre over 65 år

Opgørelse:

Antallet af enlige blandt de ældre over 65 år divideret med antallet af personer over 65 år.

Forventet sammenhæng:

Andelen af enlige ældre over 65 år forventes at være positivt relateret til størrelsen af sygesikringsudgifterne. Der er i flere undersøgelser påvist en sammenhæng mellem civilstand og sundhedsforhold. Den forventede påvirkning bekræftes til dels i den partielle regression i tabel 7.5.1, hvor andelen af enlige blandt ældre over 65 år med positiv parameter forklarer 43,86 % af variationen i sygesikringsudgifterne pr. indbygger.

11. Indeks for overdødelighed

Opgørelse:

Der er tale om et indeks for overdødelighed korrigeret for køns- og alderssammensætning. Indekset er beregnet af Sundhedsstyrelsen, som ved den såkaldte indirekte standardisering - Standard Mortality Rate (SMR).

Forventet sammenhæng:

Den køns- og alderskorrigerede overdødelighed forventes at være positiv relateret til størrelsen af sygesikringsudgifterne pr. indbygger, idet kriteriet fortolkes som et udtryk for en forholdsvis høj sygelighed i amtskommunen med deraf følgende høje udgifter på sygesikringsområdet. Den forventede påvirkning bekræftes til dels i den partielle regression i tabel 7.5.1, hvor parameteren til overdødeligheden er positiv, dog er forklaringsgraden af variationen i sygesikringsudgifterne samtidig beskeden, givet ved 25,81 %.

12. 30-59-årige med indkomst u. 175.000 kr.

Opgørelse:

Antallet af 30-59-årige personer med en årlig bruttoindkomst på under 175.000 kr. divideret med det samlede antal 30-59-årige personer.

Forventet sammenhæng:

Andelen af personer med årlig bruttoindkomst under 175.000 kr. forventes at være negativt relateret til størrelsen af sygesikringsudgifterne, idet lavindkomstp personer forventes at have lavere krav til og efterspørgsel efter sygesikringsydelse end øvrige. Kriteriet forventes endvidere at fungere som en proxy for afstanden til lægen og dermed intensiteten af lægebesøg, idet andelen af personer med lav indkomst er højst for amtskommuner beliggende udenfor hovedstadsområdet. Den forventede påvirkning bekræftes til dels i den partielle regression i tabel 7.5.1, hvor parameteren til personer med lav indkomst er negativ, dog er forklaringsgraden af variationen i sygesikringsudgifterne samtidig beskeden, givet ved 24,10 %.

13. Befolkningsandel over 75 år

Opgørelse:

Antallet af indbyggere i aldersgruppen over 75 år divideret med indbyggertallet.

Forventet sammenhæng:

Andelen af befolkningen over 75 år forventes at være positivt relateret til størrelsen af sygesikringsudgifterne, idet ældre personer forventes at være mere syge end yngre personer, gældende for såvel hyppighed som varighed. Dette forhold er bl.a. bekræftet i Sundhedsstyrelsens statistikker siden slutningen af 1970'erne, hvor hyppigheden af indlagte personer er 2-4 gange større for personer på 70 år og derover end for personer under 35 år. Tilsvarende er sengedagsforbruget 10-12 gange større blandt de ældre end blandt de yngre.

14. Andelen af førtidspensionister

Opgørelse:

Antallet af personer på førtidspension divideret med antallet af personer i aldersgruppen 17-

64 år.

Forventet sammenhæng:

Andelen af personer på førtidspension forventes at være positiv relateret til størrelsen af sygesikringsudgifterne pr. indbygger, idet tilkendelse af førtidspension har sin baggrund i sygelighed hos de pågældende personer. Den forventede påvirkning bekræftes ikke i den partielle regression i tabel 7.5.1, hvor parameteren til andelen af førtidspensionister er negativ, og hvor forklaringsgraden af variationen i sygesikringsudgifterne er meget ringe, givet ved 4,55 %.

7.5.5 Datamaterialet og modelvalg

I analysen af amtskommunernes sygesikringsudgifter pr. indbygger anvendes en one-way-fixed-effect-model, hvor effekten fra udeladte forklarende variable, som er specifikke for de individuelle tværnsnitsheder, d.v.s. amtskommunerne, varetages ved anvendelsen af dummy-variable, men hvor effekten fra udeladte forklarende variable, som er specifikke for hver tidsperiode antages konstant. Til estimationen anvendes fem tværnsnitsdatamaterialer på amtskommunerne for perioden 1993-1997.

7.5.6 Analyse af amtskommunernes sygesikringsudgifter pr. indbygger i perioden 1993-1997

I one-way-fixed-effect-modellen inddrages som udgangspunktet samtlige 14 forklarende variable. Vurderingen varetages af statistikprogrammet, idet variable, der ikke i tilstrækkelig grad bidrager til forklaringen af variationen i sygesikringsudgifterne udelukkes af modellen. I passende grad betyder i denne forbindelse, at den beregnede parameter til den forklarende variabel med 95 % sikkerhed kan siges ikke at være lig med nul.

I tabel 7.5.2 ses resultatet fra estimation af en one-way-fixed-effect-model for perioden 1993-1997 og ved gennemgang bemærkes de 15 parametre til dummy-variablene, givet ved , samt parameteren til konstantleddet, givet ved . Fortolkningen af disse i alt 16 parametre tager udgangspunkt i sidstnævnte konstantled, idet det er i forhold til dette at de øvrige 15 dummy-variable skal værdisættes. Konstantleddet svarer til dummy-variablen for den tværnsnits-specifikke effekt for Nordjyllands amtskommune og i forhold til denne værdi sker der enten en positiv eller negativ korrektion, når den tværnsnits-specifikke effekt for de øvrige 15 amter skal findes.

Således bliver eksempelvis værdien af den tværnsnits-specifikke effekt for Københavns Kommune givet ved forskellen mellem værdien af konstantleddet lig -4,47 og værdien af parametren til dummy-variablen lig med -4,71, hvilket bliver -9.18. Det bemærkes i denne forbindelse, at blot en enkelt parameter til de tværnsnits-specifikke dummy-variable ikke er signifikant og således har størstedelen af de betragtede amter signifikante tværnsnits-effekter fra udeladte variable.

Videre gennemgang af tabel 7.5.2 afslører, at blandt de 14 mulige forklarende variable er det henholdsvis andelen med videregående uddannelse og andelen af fraskilte personer, der er de udvalgte, og dermed de variable, som relativt bedst forklarer variationen i de amtslige sygesikringsudgifter pr. indbygger.

Tabel 7.5.2

One Way Fixed Effect Model for amtskommunernes sygesikringsudgifter pr. indbygger i perioden 1993-1997

F-test for ingen fast individuel effekt

F-testværdi

P = 0

21,0867

0,00001

Variabel

Parameter

P = 0

- Københavns Kommune (13)

-4,71

0,0001

- Frederiksberg Kommune (14)

-6,96

0,0001

- Københavns Amtskommune (15)

-2,88

0,0001
- Frederiksborg Amtskommune (20)
-2,78
0,0001
- Roskilde Amtskommune (25)
-1,31
0,0001
- Vest-sjællands Amtskommune (30)
-0,30
0,0043
- Storstrøms Amtskommune (35)
-0,06
0,6198
- Bornholms Amtskommune (40)
0,36
0,0002
- Fyns Amtskommune (42)
-0,63
0,0001
- Sønderjyllands Amtskommune (50)
0,44
0,0001
- Ribe Amtskommune (55)
0,35
0,0001
- Vejle Amtskommune (60)
-0,27
0,0001
- Ringkøbing Amtskommune (65)
0,90
0,0001
- Århus Amtskommune (70)
-1,75
0,0001
- Viborg Amtskommune (76)
0,80
0,0001
- Nordjyllands Amtskommune (80)
-4,47
0,0001
Andel personer med videregående uddannelse

0,29

0,0001

Andel fraskilte personer

0,54

0,0001

Parvis korrelation mellem videregående uddannelse og fraskilte : 80,73 %

Variablen for personer med videregående uddannelse forventes at påvirke sygesikringsudgifterne positivt, hvilket i udgangspunktet baseres på en hypotese om, at højt uddannede personer ofte har relativt højere krav til og efterspørgsel efter sygesikringsydelser end øvrige. Endvidere forventes variabelen at fungere som en proxy for afstanden til lægen og dermed intensiteten af lægebesøg, idet højt uddannede personer primært er bosat i større byer, hvor afstanden til lægen er relativt mindre end i landområderne. Mindre afstand til lægen forventes således, at medføre flere lægebesøg og dermed større sygesikringsudgifter. Andelen af personer med en videregående uddannelse havde i tabel 7.5.1 den 5. højeste R²-værdi i de partielle regressioner og derfor et naturligt valg til modellen.

Variablen for andelen af fraskilte personer forventes ligeledes at påvirke sygesikringsudgifterne positivt, idet skilsmisse og efterfølgende enlighed kan have tendens til at give relativ mere sygelighed og dermed højere sygesikringsudgifter i amtskommunerne. Det bemærkes, at det er fraskilte personer og ikke fraskilte mænd, der vælges til modellen og således har kriteriet for fraskilte en komparativ fordel m.h.t. forklaring af sygesikringsudgifterne, hvilket er i overensstemmelse med resultateterne fra de partielle regressioner. Andelen af fraskilte personer havde i tabel 7.5.1 den 2. bedste tilpasning til sygesikringsudgifterne og derfor et naturligt valg til modellen.

Den parvise korrelation mellem andelen med videregående uddannelse og andelen af fraskilte personer er beregnet til 80,73 %, jf. tabel 7.5.2, hvilket indikerer, at amtskommuner med et højt uddannelsesniveau ligeledes vil have en høj andel af fraskilte og da denne korrelation er af markant karakter henledes opmærksomheden på multikollinearitet. Parametrene til de forklarende variable har imidlertid korrekte fortegn i forhold til den underliggende forventet kausalitet og i partielle regressioner, hvor blot en enkelt variabel indgår i modellen i tabel 7.5.2, bibeholdes såvel korrekt fortegn som signifikans for den tilhørende parameter. På denne baggrund konkluderes, at den konstaterede kollinearitet mellem de to forklarende variable ikke har skadelige konsekvenser for modellens resultater.

7.5.7 Grafisk analyse af modellens tilpasning

I figur 7.5.1 og 7.5.2 er plottet de faktiske sygesikringsudgifter pr. indbygger mod modellens beregnede værdier af sygesikringsudgifterne i henholdsvis 1993 og 1996. Ved gennemgang ses, at modellens tilpasning gennemgående er tilfredsstillende, dog er der tilfælde med større afvigelser fra de observerede værdier.

Figur 7.5.1

De faktiske udgifter plottet mod modellens beregnede udgifter i 1993

Figur 7.5.2

De faktiske udgifter plottet mod modellens beregnede udgifter i 1996

13 = Københavns Kommune

42 = Fyns amt

14 = Frederiksberg Kommune

50 = Sønderjyllands amt

15 = Københavns amt

55 = Ribe amt

20 = Frederiksborg amt

60 = Vejle amt

25 = Roskilde amt

65 = Ringkøbing amt

30 = Vestsjællands amt

70 = Århus amt

35 = Storstrøms amt

76 = Viborg amt

40 = Bornholms amt

80 = Nordjyllands amt

7.6 Vejudgifter

7.6.1 Indledning

I analysen af amtskommunernes vejudgifter inddrages de samlede nettodriftsudgifter under hovedkonto 2. For Københavns og Frederiksberg kommuner gælder, at alle veje er kategoriseret som kommunale veje, hvorfor København og Frederiksberg ikke indgår i nærværende analyse

De samlede amtskommunale nettoudgifter til vejområdet udgjorde i 1997 794 mio. kr., svarende til 1,33 % af de samlede nettodriftsudgifter. Samme år varierede udgifterne mellem 86 kr. pr. indbygger og 311 kr. pr. indbygger, mens det vægtede gennemsnit udgjorde 169 kr. pr. indbygger.

I tabel 7.6.1 og 7.6.2 illustreres spredningen i amtskommunernes gennemsnitlige vejudgifter i perioden 1993-1997, når der normeres med henholdsvis indbyggertallet, vejlængden, sporlængden og trafikarbejdet.

Da der kan forekomme visse forskelle i udgiftsniveauet knyttet til afgrænsningen mellem drift og anlæg viser tabel 7.6.1 nettodriftsudgifterne, mens tabel 7.6.2 viser nettodrifts- og anlægsudgifterne.

Ved gennemgang af tabellerne fremgår, at amtskommunernes vejudgifter er kendetegnet ved en kraftig spredning, når de normeres med vejlængden og videre gennemgang afslører, at variationen i vejudgifterne mindskes betydeligt, hvis vejudgifterne normeres med indbyggerantallet. Sammenholdes vejudgifterne med amtskommunernes sporlængde (meter vej multipliceret med antal vejspor), som vist i søjle 3, ses at spredningen i amtskommunernes udgifter ved denne normering ligeledes er mindre end, når udgifterne normeres med vejlængden. Vejdirektoratet opgør endvidere, via det såkaldte trafikarbejde, på basis af trafiktællinger den samlede vejtrafik, angivet i antal mio. km. vogntrafik. I søjle 4 er vist vejudgifterne set i forhold til det opgjorte trafikarbejde.

Tabel 7.6.1

Spredningen i de amtskommunale vejudgifter i 1993-1997

Nettodriftsudgifter

i 1993-1997

Regnskab 1993-1997

Vejudgifter

pr.

indbygger

Vejudgifter

pr.

meter vej

Vejudgifter

pr.

meter spor

Vejudgifter

i.f.t.

trafikarbejde

Københavns amt

133,50

426,25

59,00

80,50

Frederiksborg amt

164,75

151,25

43,25

77,00

Roskilde amt

162,00

177,75

45,25

91,25

Vestsjællands amt

168,50

95,25

34,75

83,25

Storstrøms amt

288,75

117,50

45,00

128,75

Bornholms amt

224,25

68,00

29,75

146,00

Fyns amt

222,50

120,00

44,00

97,50

Sønderjyllands amt

322,25

97,50

38,25

115,50

Ribe amt

108,25

72,75

31,00

91,75

Vejle amt

209,75

154,00

58,00

116,00

Ringkøbing amt

115,50

72,25

32,75

94,75

Århus amt

134,50

117,00

41,00

99,00

Viborg amt

158,00

69,75

30,50

91,25

Nordjyllands amt

202,50

118,00

45,25

151,50

Hele landet

179,50

118,75

42,50

101,50

Anm : Gennemsnitlige udgifter 1993-1997 opgjort i 1997-priser

Tabel 7.6.2

Spredningen i de amtskommunale vejudgifter i 1993-1997

Nettodrifts- og anlægsudgifter
i 1993-1997

Regnskab 1993-1997

Vejudgifter

pr.

indbygger

Vejudgifter

pr.

meter vej

Vejudgifter

pr.

meter spor

Vejudgifter

i.f.t.

trafikarbejde

Københavns amt

145,75

465,25

64,25

87,75

Frederiksborg amt

246,25

266,25

64,50

115,00

Roskilde amt

205,50

225,00

57,25

115,50

Vestsjællands amt

207,75

117,50

43,00

102,75

Storstrøms amt

320,00

130,50

49,75

142,75

Bornholms amt

295,75

89,75

39,25

192,50

Fyns amt

260,50

140,50

51,50

114,00

Sønderjyllands amt

424,75

128,50

50,25

152,25

Ribe amt

190,25

128,00

54,75

161,75

Vejle amt

257,75

193,75

73,00

146,25

Ringkøbing amt

176,00

110,25

49,75

144,50

Århus amt

201,75

175,75

61,50

148,50

Viborg amt

192,25

85,00

37,00

111,25

Nordjyllands amt

194,00

113,00

43,50

145,00

Hele landet

224,50

148,50

53,00

127,00

Anm : Gennemsnitlige udgifter 1993-1997 opgjort i 1997-priser

7.6.2 Normering

De amtskommunernes vejudgifter normeres i analysen med indbyggerantallet, idet udgifterne ved denne normering som beskrevet i mindre grad er præget af systematik end ved en normering med vejlængden.

7.6.3 Nyere undersøgelser af amtskommunernes vejudgifter

Efter aftale mellem regeringen og henholdsvis Kommunernes Landsforening og Amtsrådsforeningen om økonomien i 1998 er gennemført en undersøgelse i Finansministeriets regi med deltagelse af de relevante ministerier og de primær- og amtskommunale parter med det formål at skitsere scenarier for udviklingen i de primær- og amtskommunale vejudgifter frem til år 2005. I denne forbindelse er amtskommunernes driftsudgifter på området blevet fremskrevet til at stige fra 1,206 mia. kr. i 1998 til 1,293 mia. kr. i 2005, svarende til en samlet vækst på 87 mio. kr. eller 12 mio. kr. årligt. Endvidere er der mulighed for anvendelse af ekstra midler til vedligeholdelse af det fra staten overførte vejnet, såfremt amtskommunerne teknisk og politisk vælger at prioritere denne opgave. For såvel primær- som amtskommuner kan miljøkrav i form af evt. skærpede statslige miljøafgifter og begrænsning eller stop for pesticidanvendelse kunne lede til merudgifter ved drift af veje. Endelig kan der optræde merudgifter dels ved efterlevelse af regeringens anbefalinger om trafiksikkerhed og miljø og dels ved et øget trafikarbejde.

7.6.4 Valg af de forklarende variable

I analysen af amtskommunernes vejudgifter pr. indbygger inddrages følgende forklarende variable :

1. Udskrivningsgrundlaget pr. indbygger

2. Sporlængde pr. indbygger
3. Trafikarbejde pr. indbygger
4. Byandel
5. Indbyggere pr. km²
6. Logaritmen til indbyggere pr. km²

7.6.5 Opgørelse og kausalitet for de forklarende variable

1. Udskrivningsgrundlaget pr. indbygger

Opgørelse:

Det budgetterede udskrivningsgrundlag pr. indbygger.

Forventet sammenhæng:

Variablen fungerer som mål for henholdsvis amtskommunernes ressourcer og borgernes efterspørgsel og krav til den offentlige sektor. Sammenhængen mellem kriteriet og amtskommunernes vejudgifter pr. indbygger kan enten betragtes som, at velhavende amtskommuner har mulighed for at holde en høj standard på vejområdet eller, at højere udskrivningsgrundlag pr. indbygger medfører højere krav til standarden af amtskommunens veje.

2. Sporlængde pr. indbygger

Opgørelse:

Sporlængde pr. indbygger opgøres som antal meter vej multipliceret med antal vejspor og divideret med indbyggerantallet. Opgørelsen er baseret på vejdirektoratets opgørelse af sporlængde.

Forventet sammenhæng:

Et stort antal meter sporlængde pr. indbygger forventes at medføre højere vejudgifter pr. indbygger, idet vedligeholdelse af et stort vejnet til relativt få indbyggere alt andet lige er dyrere for amtskommunen end hvis relativt flere indbyggere anvender et vejnet af samme størrelse. Endvidere kan et stort antal meter sporlængde pr. indbygger være fulgt af en høj grad af gennemgående trafik i amtskommunen, der ligeledes bidrager til højere vejudgifter pr. indbygger via mere slid på vejene.

3. Trafikarbejde pr. indbygger

Opgørelse:

Trafikarbejdet opgøres på basis af trafiktællinger af den samlede vejtrafik i amtskommunen og er angivet i antal mio. km. vogntrafik. Opgørelsen er foretaget af Vejdirektoratet.

Forventet sammenhæng:

Et stort trafikarbejde pr. indbygger forventes at medføre højere vejudgifter pr. indbygger, idet en høj anvendelsesgrad af amtskommunernes veje medfører mere slid og dermed højere vedligeholdelsesomkostninger. Da sporlængde ligeledes kan påvirke udgifterne gennem slid på vejnettet har trafikarbejde og sporlængde således i en vis grad samme kausalitet og der forventes korrelation mellem de to kriterier.

4. Byandel

Opgørelse:

Andelen af befolkningen i bymæssig bebyggelse. Indenrigsministeriets kommunale nøgletal.

Forventet sammenhæng:

Amtskommuner med høj urbaniseringsgrad forventes generelt at have højere driftsudgifter pr. km. vej end amtskommuner med en lav urbaniseringsgrad, hvilket bl.a. kan henføres til større befolkningstæthed, idet der kan konstateres en sammenhæng mellem befolkningstæthed og højere udgifter til veje⁵³. Typisk er udgifter til såvel vejvedligeholdelse, vejanlæg og vintertjeneste højere i byområder sammenlignet med landområder. Dette skyldes bl.a. større trafikarbejde samt større udgifter til anlæg i form af belysning, signalanlæg, cykelstier, trafiksikkerhedsfremmende foranstaltninger mv. samt ikke mindst i denne forbindelse vedligeholdelse af vejnettet. Variablen byandel forventes derfor at være positivt relateret til amtskommunernes vejudgifter.

5. Indbyggere pr. km²

Opgørelse:

Antal indbyggere pr. km².

Forventet sammenhæng:

Vejdirektoratet har som ovenfor beskrevet fundet en sammenhæng mellem befolkningstæthed og højere udgifter til veje, hvor amtskommuner med høj urbaniseringsgrad generelt forventes at have højere driftsudgifter pr. km. vej end amtskommuner med lav urbaniseringsgrad. Variablen indbyggere pr. km² forventes derfor at være positivt relateret til amtskommunernes vejudgifter.

6. Logaritmen til indbyggere pr. km²

Opgørelse:

Logaritmen til antal indbyggere pr. km². Indenrigsministeriets kommunale nøgletal.

Forventet sammenhæng:

Identisk kausalitet med indbyggere pr. km², blot tages logaritmen for i højere grad at gøre forholdet mellem amtskommunernes vejudgifter og indbyggere pr. km² lineært.

7.6.6 Datamaterialet og modelvalg

I analyserne af de amtskommunernes udgiftsområder er blevet anvendt fixed effect-modeller, hvor forskelle i amtskommunernes udgiftsniveauer, såvel indbyrdes mellem amtskommunerne, som for den enkelte amtskommune over tid, udlignes med anvendelsen af dummy-variable. Datamaterialet i analyserne består generelt af tværsnit fra perioden 1993-1997. På vejområdet resulterer estimation af en fixed effect-model imidlertid i meget få signifikante parametre til de anvendte dummyvariable, idet der ikke var nogle signifikante dummy-variable i tidsserien og kun tre signifikante dummy-variable i tværsnittet. Anvendelsen af fixed effect-modellen resulterer således i et kraftigt forbrug af frihedsgrader.

Vælges alternativt at udelukke dummy-variable fra modellen og foretage mindste kvadraters regression på 5 stablede tværsnit, givet ved datamaterialer fra perioden 1993-1997, vil modellens residualer blive korrelerede, idet observationer for samme amtskommune nødvendigvis må være afhængige over tid. I denne situation vil modellens estimater stadig være middelrette og konsistente, men alle teststørrelser baseret på fordelingen af residualerne vil med stor sandsynlighed være uanvendelige. Det vil i givet fald ikke være muligt at vurdere betydningen af modellens forklarende variable. På denne baggrund er det på vejområdet forsøgsvis valgt at foretage mindste kvadraters regression på blot et enkelt tværsnit, givet ved datamaterialet for 1997. Da København og Frederiksberg Kommune ikke indgår i analysen består dette tværsnit af 14 observationer.

7.6.7 Analyse af amtskommunernes vejudgifter pr. indbygger i 1997

Udgangspunktet for analysen af amtskommunernes vejudgifter er opstilling af en generel statistisk model, dvs. en model hvor alle 6 kriterier inddrages som mulige forklarende variable. Vurderingen af de enkelte forklarende variable varetages af statistikprogrammet, idet variable, der ikke i tilstrækkelig grad bidrager til forklaringen af variationen i vejudgifterne udelukkes af modellen. I passende grad betyder i denne forbindelse, at den beregnede parameter til den forklarende variabel med 95 % sikkerhed kan siges ikke at være lig med nul.

I tabel 7.6.3 ses, at på baggrund af de mulige kriterier indeholder den stærkeste model til forklaring af variationen i amtskommunernes vejudgifter pr. indbygger et konstantled, sporlængden pr. indbygger og logaritmen til befolkningstæthed. Fra R²-værdien fremgår, at i en samlet betragtning forklarer disse variable 90,71 % af variationen i amtskommunernes vejudgifter pr. indbygger. Det kan således konstateres, at det er muligt at estimere en model på baggrund af kun 14 observationer. Dette forhold skal med stor sandsynlighed henføres til inddragelsen af en forklarende variabel som sporlængden, der er i stand til at forklare en meget stor andel af variationen i amtskommunernes vejudgifter.

Tabel 7.6.3

Analyse af amtskommunernes vejudgifter pr. indbygger i 1997

Forklarende variabel

Parameter

P = 0

Elasticitet

Konstantled

-152,25

0,0196

-

Sporlængden pr. indbygger

44,92

0,0001

0,23

Logaritmen til befolkningstætheden

26,56

0,0120

0,16

R2-værdi

90,71 %

Den første forklarende variabel i modellen, foruden konstantleddet, er sporlængden, der med en positiv parameter værdi indikerer, at et stort antal meter vejspor pr. indbygger medfører højere vejudgifter pr. indbygger. Det forventes, at vedligeholdelse af et stort vejnet til relativt få indbyggere alt andet lige er dyrere for amtskommunerne end, hvis relativt flere indbyggere anvender et vejnet af samme størrelse. Endvidere kan et stort antal meter sporlængde pr. indbygger være fulgt af en høj grad af gennemgående trafik i amtskommunerne, der ligeledes bidrager til højere vejudgifter pr. indbygger via mere slid på vejene. Den tilhørende elasticitet angiver, at påvirkningen er forholdsvis markant, idet amtskommunernes vejudgifter vil stige med 0,23 % ved en 1 % stigning i sporlængden.

Den anden og sidste forklarende variabel i modellen er logaritmen til befolkningstætheden, der med en positiv parameter værdi indikerer, at en høj befolkningstæthed i en amtskommune alt andet lige medfører højere vejudgifter pr. indbygger. Dette er i overensstemmelse med vejdirektoratets undersøgelser, hvor højere driftsudgifter pr. km. vej bl.a. kan henføres til større befolkningstæthed. Typisk er udgifter til såvel vejvedligeholdelse, vejanlæg og vintertjeneste højere i tæt befolkede områder, hvilket bl.a. skyldes større trafikarbejde, samt større udgifter til anlæg i form af belysning, signalanlæg, cykelstier, trafiksikkerhedsfremmende foranstaltninger mv. og ikke mindst i denne forbindelse vedligeholdelse af vejnettet. Den tilhørende elasticitet angiver, at påvirkningen er forholdsvis markant, idet amtskommunernes vejudgifter vil stige med 0,16 % ved en 1 % stigning i befolkningstætheden.

Den parvise korrelation mellem sporlængden pr. indbygger og befolkningstætheden er givet ved - 55,29 %, hvilket må betegnes som en relativ moderat værdi og multikollinearitet kan ikke anses som et problem. Den negative korrelation må blandt andet henføres til opgørelsen af de forklarende variable, idet befolkningstætheden er defineret ved antallet af indbyggere pr. km² og således vil sporlængden, når denne er normeret med antallet af indbyggere falde ved stigninger i befolkningstætheden.

7.6.8 Grafisk analyse af modellens tilpasning

I figur 7.6.1 er plottet de faktiske vejudgifter pr. indbygger mod modellens beregnede værdier af vejudgifterne i 1997. Ved gennemgang ses, at modellens tilpasning gennemgående er tilfredsstillende.

Figur 7.6.1

De faktiske udgifter plottet mod modellens beregnede udgifter i 1997

15 = Københavns amt

50 = Sønderjyllands amt

20 = Frederiksborg amt

55 = Ribe amt

25 = Roskilde amt

60 = Vejle amt

30 = Vestsjællands amt

65 = Ringkøbing amt

35 = Storstrøms amt

70 = Århus amt

40 = Bornholms amt

76 = Viborg amt

42 = Fyns amt

80 = Nordjyllands amt

Kapitel 8 Strukturelle udgiftsbehov

Problemstillingen omkring sammenhæng mellem kommunens struktur og udgiftsbehov har været rejst i flere analyser, hvor det har været undersøgt, om der er nogen sammenhæng mellem kommunestørrelse, befolkningstæthed eller storbyforhold og kommunale merudgifter. I tilknytning hertil har der ofte også været fokuseret på spørgsmålet om stordriftsfordele eller stordriftsulempen på forskellige områder.

I det følgende kapitel er der i forlængelse af analyserne af kommunernes udgiftsbehov, jf. kapitel 6 og 7, foretaget en tværgående belysning af dette spørgsmål omkring strukturelle udgiftsbehov. Det skal i denne forbindelse også bemærkes, at Københavns Kommune under Finansieringsudvalgets arbejde vedrørende selskabsbeskatning (betænkning 1316, juli 1996) har fremført ønske om, at spørgsmål om kommunale "centerudgifter" indgik i den videre analyse omkring kommunernes udgiftsbehov.

Som udgangspunkt kan der argumenteres for, at der kan være visse merudgifter for såvel mindre og tyndt befolkede kommuner, som for storbyer eller centerkommuner. Dette er nærmere uddybet nedenfor.

Det skal understreges, at spørgsmålet omkring merudgifter til flygtninge og indvandrere - herunder flyttemønsteret for indvandrere og flygtninge - ikke er medtaget i det følgende, idet der her er tale om en særlig problemstilling, hvor der i øvrigt foretages en særskilt udligning af kommunernes merudgifter.

8.1 Merudgifter vedr. lav befolkningstæthed - mindre kommunestørrelse

Det synspunkt, at mindre og tyndt befolkede kommuner skulle have et højere udgiftsbehov på visse områder, end andre kommuner, kan bl.a. bygge på en formodning om stordriftsfordele og merudgifter vedr. lav befolkningstæthed.

Hvis der på nogle kommunale serviceområder er en vis stordriftsfordel, vil der nødvendigvis være visse merudgifter ved at tilvejebringe de samme serviceydelser i de mindste kommuner, ligesom der for alle kommuner vil være visse "startomkostninger" knyttet til kommunalbestyrelse og administration. Sidstnævnte er blandt andet baggrunden for, at der i opgørelsen af primærkommunernes udgiftsbehov fra og med 1996 er inddraget et særligt grundtillæg for opgørelsen af kommunernes udgiftsbehov.

Herudover kan der være tale om merudgifter knyttet til kommunens fysiske areal og befolkningstæthed. Dette gælder f.eks. i forhold til merudgifter til det tekniske område - såsom kystområder, vandløb og veje. Desuden kan en lav befolkningstæthed - og med deraf følgende større afstande i forhold til den kommunale service give anledning til merudgifter på visse områder. Dette kunne f.eks. være tilfældet i forhold til skoleområdet, hvor der som følge af afstande kan være merudgifter knyttet til skoletransport og evt. vanskeligheder ved at fastholde en "optimal" skolestruktur. Tilsvarende kunne der på det sociale område være merudgifter til ældreservice - som følge af længere transport.

8.2 Centerkommune forhold

I forskellige andre sammenhænge har flere storbyer og centerkommuner rejst spørgsmålet om de kommunale merudgifter, der kan være forbundet med en centerfunktion.

Dette spørgsmål har bl.a. tidligere været analyseret i betænkning 963.54 Blandt de merudgifter, der kan være forbundet med en centerfunktion, kunne bl.a. være:

Erhvervsudgifter i forhold til en "overvægt" af arbejdspladser - herunder merudgifter til vejområdet, planlægning, miljø mm.

Serviceudgifter i form af merudgifter til de kommunale institutioner og servicetilbud som benyttes af borgere fra andre kommuner. Tilsvarende kunne storbyforhold i sig selv indebære forskellige kommunale merudgifter i forhold til f.eks. fritidsfaciliteter.

Sociale merudgifter som kan henføres til at en centerkommune i kraft af større udbud af udlejningsboliger, placering af uddannelsesinstitutioner eller placering af andre institutioner evt. kunne have en "nettotilflytning" af personer, som modtager indkomstoverførsel eller andre sociale ydelser.

En analyse af ovenstående forhold besværliggøres, som også påpeget i betænkning 963, af at centerfunktionen i betydelig grad samvarierer med de fleste øvrige sociale variable og en lang række variable for prioriteringsforskelle.

Det kan således være vanskeligt, at isolere evt. virkninger af centerfunktioner. Konklusionen i betænkning 963 var, at det ansås for "rimeligt at konkludere, at de eventuelle særlige "centerfunktioner" har et beskedent omfang og i alt fald kun kan sandsynliggøres i de største provinsbyer".

8.3 Variationer i til- og fraflytning for personer der har modtaget midlertidig indkomstoverførsel

I tilknytning til diskussionen om "strukturelle" udgiftsbehov har der ofte været fokuseret på spørgsmålet, om merudgifter til kontanthjælp og andre sociale udgifter for kommuner, som har en "nettotilflytning" af personer på overførselsindkomster. Men argumentet har vel og mærke både været fremført i forhold til centerkommuner og i forhold til situationen i visse mindre udkantkommuner.

En eventuel særlig tilflytning af personer på indkomstoverførselse kunne bl.a. skyldes forskelle i kommunernes boligstruktur såsom mange udlejningsboliger eller tilstedeværende af meget billige ejerboliger. Forholdet kunne også forklares ud fra placering af uddannelsesinstitutioner mv.

Hvis man ser på antallet af flytninger, er der i Danmark tale om en ret begrænset flytning mellem kommunerne. Godt 6% af befolkningen i den erhvervsaktive alder flytter årligt mellem to kommuner, og heraf tegner de yngre sig for langt hovedparten af flytningerne.

Der har været lavet flere undersøgelser omkring til og fraflytningen af personer på indkomstoverførsel. Disse undersøgelser er kort omtalt nedenfor:

8.3.1 Danmarks Statistiks undersøgelse 1994

Danmarks Statistik har som serviceopgave for Indenrigsministeriet lavet en belysning af antallet af til- og fraflytning for personer, som har modtaget midlertidig indkomstoverførsel i 1994 - og som i 1994 er bosat i en anden kommune end i 1993.

Disse tal viser imidlertid et flyttemønster, hvor til- og fraflytning af personer, som modtager midlertidig indkomstoverførsel, for langt de fleste kommuner går nogenlunde lige op.

Københavns Kommune og nogle kommuner på Lolland-Falster (Syd Falster, Nysted, Ravnsborg, Rødby mm.) har dog en vis "nettotilflytning" af personer, som modtager midlertidig indkomstoverførsel.

For de sidstnævnte kommuner må det imidlertid bemærkes, at antallet af flytninger er meget lille, hvorfor der det enkelte år kan være en betydelig tilfældighed ved tallene.

Flyttemønsteret for Københavns Kommune har været belyst i flere analyser, jf. senere, og må bl.a. forklares ud fra boligmønsteret og placering af uddannelsesinstitutioner mm. Tilsvarende har Århus Kommune en vis nettotilflytning af personer, der modtager indkomstoverførsel - mens der derimod ikke er nogen "nettotilflytning" for Odense, Ålborg og Esbjerg Kommuner.

Danmarks Statistiks opgørelse er baseret på "Den sammenhængende socialstatistik", og omfatter antallet af "helårsmodtagere" af midlertidig indkomstoverførsel. En person, som modtager kontanthjælp i 6 måneder i 1994, tæller således kun med som 1/2 person.

Flytning er defineret, som en anden bopælskommune i 1994 end 1993. Opgørelsen omfatter ikke personer der er tilflyttet fra udlandet. I de midlertidige ydelser indgår arbejdsløshedsdagpenge, sygedagpenge, kontanthjælp og revalidering.

Tabel 8.1 Til og fraflytning af 18-59-årige, der modtager midlertidig indkomstoverførsel

Fraflyttet 1994

Tilflyttet 1994

Netto- flytning

Pct. af antal 20-59-årige

1

København og Frederiks-

berg Kommuner

5.117

6.565

1.448

0,42

2

Hovedstadens forstæder

6.151

5.412

-739

-0,16

3

Kommuner i Nordsjælland med over 10.000 indbyggere

1.464

1.303

-161

-0,13

4

Øvrige kommuner i

Nordsjælland

1.397

1.185

-212

-0,21

5

Bykommuner med over 100.000 indbyggere

4.524

4.826

303

0,08

6

Bykommuner med 40.000

til 100.000 indbyggere

2.166

1.958

-207

-0,12

7

Bykommuner med 20.000

til 40.000 indbyggere

3.366

3.404

38

0,01

8

Bykommuner med 10.000

til 20.000 indbyggere

2.821

2.731

-90

-0,04

9

Landkommuner med over

50 % af bef. i byer

2.102

1.989

-113

-0,08

10

Landkommuner med 33,3- 50,0 % af bef. i byer

4.980

4.733

-248

-0,07

11

Landkommuner med under 33,3 % af bef. i byer

2.363

2.327

-36

-0,02

12

Landkommuner uden

bymæssig bebyggelse

3.713

3.727

15

0,01

I alt
40.163
40.161
-3
0,00

Kilde: Opgørelse på baggrund af specialkørsel fra Danmarks Statistik, sammenhængende socialstatistik.

8.3.2 Københavns Kommunes undersøgelse

I Københavns Kommunes undersøgelse af til- og fraflyttere⁵⁵ har man fulgt alle voksne, der i 1982 flyttede til eller fra Københavns Kommune. I undersøgelsen følges disse personers sociale og økonomiske forhold frem til 1990. Undersøgelsen viste, at København Kommune havde en tilflytning af unge (uddannelsessøgende), og at fraflyttere var noget ældre - og gennemgående havde højere indtægt.

Undersøgelsen viste i øvrigt, at tilflyttere ikke havde nogen væsentlig anderledes social baggrund end gennemsnittet for Københavns Kommune i øvrigt, hvad angik modtagelse af kontanthjælp og ledighed. Konklusionen var således, at tilflytningen ikke forværrer kommunens situation - men at tilflytningen fastholder kommunens i øvrigt ugunstige sociale sammensætning.

8.3.3 Socialministeriet

Socialministeriet har i forbindelse med "Nakskov projektet" tidligere undersøgt flyttemønstret for Nakskov Kommune. Undersøgelsen viste her, at Nakskov Kommune havde en lille nettotilflytning af kontanthjælpsmodtagere og førtidspensionister, men at personer på overførselsindkomst udgjorde en meget lille del af de personer, som flyttede mellem kommunerne.

Undersøgelsen viste endvidere, at langt de fleste af de tilflyttere, som modtog overførselsindkomst, kom fra nabokommuner og resten af Storstrøms amt.

8.3.4 AKF's undersøgelse af flyttemønster for landkommuner

AKF⁵⁶ har foretaget en belysning af til og fraflytning mellem kommunerne. Data er baseret på et forløbsregister, som AKF har oprettet i samarbejde med Danmarks Statistiks (forskningsregister). Dette materiale muliggør en analyse af flyttemønster i hele perioden 1981- 1993. Registret er baseret på en stikprøve på 10% af befolkningen.

Konklusionen i analysen er i korte træk, at kontanthjælpsmodtagere (yngre) flytter til bykommunerne og centerkommunerne. Der er dog ingen særlig forskel mellem centerkommunerne og bykommunerne. Heroverfor flytter førtidspensionister og efterlønsmodtagere gennemgående fra bykommunerne.

Tabel 8.2 Den gennemsnitlige nettotilflytning 1981-93 for 15-64-årige

Procent
Alle
Landkommuner
Alle
Heraf
stærke
centre
Alle
Heraf
udkants
kommuner
I arbejdsstyrke
-0,1
-0,1

0,1
0,0
- Ledige
0,0
0,0
0,1
0,0
- Uden ledighed
-0,1
-0,2
0,2
0,0
Udenfor arb. styrke
0,8
1,1
-1,7
-1,4
- førtidspension
-0,2
-0,5
0,4
0,8
- Efterløn
-0,5
-0,8
0,9
1,6
- Kontanthjælp
0,4
0,6
-1,4
-0,6
- Uddan. søgende
2,3
3,3
-5,5
-6,3
- Øvrige udenfor
arbejdsstyrke
0,0
-0,1
0,0

0,3
Alle
0,1
0,2
-0,3
-0,3

KILDE: AKF, 1997, s.7

8.4 Sammenhæng mellem "strukturelle" forhold og kommunernes udgiftsbehov

I den analyse af kommunernes udgiftsbehov, der er nærmere beskrevet i kapitel 6, er der inddraget forskellige kriterier for kommunernes "strukturelle" karakteristika - herunder befolkningstæthed, dummyer for kommunetype, logaritme til indbyggertal (således at variabelen varierer mellem 7 og 13 afhængigt af kommunestørrelse), andel af befolkning, der bor i landdistrikt mv.

En sådan analyse rummer naturligvis det problem, at det kan være vanskeligt at udskille de merudgifter, der skyldes "strukturelle" karakteristika og de mer/mindreudgifter der skyldes sociale forhold, kommunens ressourcegrundlag eller prioritering. Eksempelvis vil mange landkommuner med lavt udskrivningsgrundlag typisk have lavere udgiftsniveau end øvrige kommuner på en række områder, hvilket bl.a. kan forklares ud fra prioriterings- eller ressourceforskelle, men det bliver således vanskeligt at udskille de eventuelle merudgiftsbehov som skyldes kommunens befolkningstæthed mm.

I tabellen nedenfor er vist sammenhængen mellem strukturelle kriterier og kommunernes udgiftsbehov på forskellige områder, som disse er medtaget i de gennemførte analyser af kommunernes udgiftsbehov, jf. kapitel 6. Det skal understreges, at de viste sammenhænge naturligvis må ses i sammenhæng med de øvrige forklarende variable, som indgår i "forklaringsmodellen" for det pågældende område.

Tabel 8.3 Sammenhæng mellem strukturelle kriterier og kommunernes udgiftsbehov

Børne-pasning pr. 0-6-årig

Folke-skole pr. 7-16-årig

Kon-tant-hjælps

udgif-ter

Ældre- udgif-ter pr. vægtet ældre

Vej-væsen

pr.

ind-

bygger

Adm. pr.

ind-

bygger

Bibli-otek og fritids udgift pr. ind-bygger

Befolknings-tæthed

Urbaniserings-grad

Landistriktsgrad

+

-

Logaritme til indbyggertal

-

Hovedstadskommune

+

+

Bykommuner

+

+

Andel udpendlere

-

Andel indpend-

lere

Anm. Analysen er nærmere beskrevet i kapitel 6.

Som tabellen viser, kan der på nogle områder findes en vis sammenhæng mellem "strukturelle" forhold og kommunernes udgiftsbehov.

Undersøgelsen viser dog også, at sammenhængen ofte vil gå i forskellig retning - der vil givet kunne peges på såvel merudgifter for mindre og tyndt befolkede kommuner på nogle områder, mens det på andre områder må antages, at der er en vis merudgift for storbyer.

8.5 Sammenfatning

Som det er fremgået af ovenstående må der på flere områder forventes en vis sammenhæng mellem forhold som befolkningstæthed, kommunestørrelse og centerfunktioner og kommunernes udgiftsbehov.

Herunder er der peget på, at der som udgangspunkt må forventes et merudgiftsbehov for de mindste kommuner - knyttet til forskellige "grundomkostninger", ligesom der for mindre og tyndt befolkede kommuner kan være merudgifter vedr. folkeskoleområdet og udgifter til det tekniske område.

Omvendt kan der argumenteres for, at centerfunktioner og storbyforhold på visse områder medfører et forøget udgiftsbehov, men generelt kan det være vanskeligt at skelne mellem sådanne årsagssammenhænge og et generelt betinget socialt udgiftsbehov.

I diskussionen om kommunernes "strukturelle" udgiftsbehov har der ofte været fokus på spørgsmålet om flyttemønstret for forskellige kommunetyper, herunder om visse kommuner har merudgifter til kontanthjælp og andre sociale udgifter, som skyldes en "nettotilflytning" af personer på overførselsindkomster. Som det er fremgået, er der lavet en række undersøgelser heraf, og det må ud fra disse undersøgelser konkluderes, at der generelt ikke kan påvises nogen større skævhed i flyttemønstret.

Arbejdsgruppen skal pege på, at det i tilknytning til fastsættelsen af opgørelsesmetoden for kommunerens udgiftsbehov er væsentligt, at der tages hensyn til de eventuelle strukturelt betingede udgiftsbehov, der kan være på visse områder - herunder merudgifter der kan henføres til kommunestørrelse, befolkningstæthed eller centerfunktioner. Det konstateres dog samtidigt, at det kan være vanskeligt at udskelne sådanne merudgifter.

Kapitel 9 Tværgående gennemgang af de anvendte og undersøgte kriterier

I dette kapitel er der foretaget en tværgående gennemgang af de kriterier, som p.t. indgår i tilskuds- og udligningssystemet, og de kriterier der i øvrigt har været inddraget i analyserne i kapitel 6-7, og har vist sig mest relevante i forhold til kortlægning af udgiftsbehovene.

Hovedsigtet med kapitlet er at beskrive opgørelsen af kriterierne og vurdere eventuelle særlige forhold i relation til opgørelsen. I afsnit 9.1. er desuden kort set på vægtningen af de aldersmæssige kriterier i den nuværende opgørelse af kommunernes udgiftsbehov.

I den statistiske analyse i kapitel 6 og 7 er inddraget forskellige forklarende variable, der skal dække mulige prioriteringsforskelle mv. - eksempelvis er kommunernes udskrivningsgrundlag eller dummyer for hovedstadsområdet inddraget som forklarende variable i flere af analyserne. Disse variable indgår ikke som mål for "objektive udgiftsbehov", men indgår derimod for at sikre, at analysen af kommunernes udgiftsbehov bliver korrigeret for mulige prioriteringsforskelle mv. I dette kapitel er disse prioriteringsvariable ikke inddraget, idet der alene er fokuseres på de variable, der vil kunne have karakter af "objektive kriterier".

9.1 Generelt om vægtfastsættelsen for de aldersmæssige og strukturelle kriterier

Som før omtalt opgøres kommunernes og amtskommunernes udgiftsbehov ud fra henholdsvis et aldersbestemt udgiftsbehov og et beregnet socialt udgiftsbehov. Vægten for de enkelte sociale kriterier og deres samlede vægt er fastsat i lov om kommunal udligning og generelle tilskud, mens det aldersbestemte udgiftsbehov opgøres ud fra nogle beregnede enhedsbeløb for de enkelte alderstrin.

Vægten tilknyttet de enkelte alderstrin og kriterier blev til og med tilskudsåret 1994 fastsat via lov om kommunal udligning - men blev justeret i forskellige sammenhænge, jf. afsnit 2.1.

Fra og med tilskudsåret 1995 reguleres "vægtfordelingen" for de enkelte aldersgrupper via en bekendtgørelse af Indenrigsministeriet, således at der foretages en løbende tilpasning af kriterievægtene i forhold til udviklingen i sammensætningen af kommunernes udgifter, idet vægtfordelingen for de sociale kriterier dog fortsat fastsættes via lov om kommunal udligning og generelle tilskud. Det blev i lovforslaget L 224 af 24. marts 1994 bemærket, "at revisionen fremover vil ske i henhold til udviklingen i kommunernes og amtskommunernes budgetter, med henblik på at få så aktuelt et billede af udgiftssammensætningen som muligt. Det vil dog ikke kunne udelukkes, at budgetmaterialet må suppleres med regnskabsmæssige oplysninger, skøn over virkningen af lovændringer, som endnu ikke er budgetteret og lignende." Vægtgrundlaget har siden 1994 været opdateret årligt ud fra budgettal for det senest opgjorte år (dvs. året før tilskudsåret).

De enhedsbeløb, som indgår i opgørelsen af det aldersbestemte udgiftsbehov, er beregnet ud fra en vægtfordeling, som skal afspejle de enkelte aldersgruppers gennemsnitlige forbrug af kommunale ydelser. Eksempelvis er vægten tilknyttet antallet af 7-16-årige beregnet ud fra summen af udgifterne til bl.a. folkeskole, skolefritidsordning og fritidshjem mv. i forhold til de samlede kommunale udgifter. Nogle udgiftsområder fordeler sig mod flere alderstrin. Dette

gælder f.eks. udgifterne til hjemmehjælp, der både kan være rettet mod yngre og ældre personer. Der foretages her en fordeling af udgifterne efter statistik over bl.a. modtagernes aldersfordeling - f.eks. ud fra tal fra "Den sociale ressourcetælling" over aldersfordelingen for modtagere af hjemmehjælp.

Behovet for at foretage en aldersopdeling af de kommunale udgifter gælder særligt i forhold til ældreområdet, hvilket imidlertid er blevet vanskeliggjort af den omstilling, der er sket på ældreområdet, siden midten af 1980'erne i form af omlægning fra plejehjem til ældreboliger og øget anvendelse af integreret ældre-service. Som konsekvens af denne udvikling registreres en meget stor del af de kommunale ældreudgifter i dag under funktion 5.32 - integrerede plejeordninger. Fra og med 1999 samles alle ældreudgifter helt under funktionen 5.32 pleje og omsorg af ældre og handicappede.

Det er derfor - ud fra regnskabsoplysninger og den sociale ressourcetælling - blevet vanskeligere at skønne over udgiftstygden for de enkelte aldersgrupper blandt de ældre. Ved fordelingen af ældreudgifterne på de enkelte aldersgrupper (65-74-årige, 75-84-årige, 85+årige) har der i konsekvens heraf de senere år været anvendt en "fastfrosset" udgiftsfordeling mellem de enkelte alderstrin. Dette giver naturligvis en større usikkerhed i fastsættelsen af enhedsbeløbene for ældreområdet, hvorfor det må overvejes, om der kan anvendes andre metoder til opgørelse af udgiftstygden for de enkelte alderstrin. Det bør i denne forbindelse bemærkes, at Kommunernes Landsforening i 1997 har igangsat projekt "fælles sprog", hvor målsætningen er at udvikle et fælles sprog og system til beskrivelse og opgørelse af de kommunale ydelser på ældreområdet - hvilket vil kunne muliggøre en sammenligning af serviceniveau og mere detaljerede opgørelser over, hvem hjælpen går til.

Arbejdsgruppen skal i tilknytning hertil pege på, at det også af hensyn til en korrekt opgørelse af kommunernes udgiftsbehov er nødvendigt, at der kan foretages en præcis opgørelse af de enkelte aldersgruppers træk på de kommunale ydelser, og at der i dag findes et særligt problem vedr. ældreområdet.

9.2 Aldersmæssige kriterier

I opgørelsen af kommunernes og amtskommunernes aldersmæssige udgiftsbehov indgår en opgørelse over befolkningen i de enkelte (amts)kommuner i de enkelte alderstrin. Denne opgørelse sker på grundlag af Danmarks Statistiks opgørelse over befolkningen i de enkelte (amts)kommuner pr. 1. januar i det pågældende år. Det korrigerede antal indbyggere i aldersgruppen 7-16 år, som indgår i opgørelsen for primærkommunerne, opgøres dog som det største antal 7-16-årige i enten beregningsåret eller 3 år forud for beregningsåret.

Ved opgørelser af befolkningstallet tages der udgangspunkt i det antal personer, som kommunerne har den generelle betalingsforpligtigelse for. Dette indebærer f.eks., at børn der er anbragt i familiepleje i en anden kommune, fortsat tæller med i "betalingskommunens" folketal, uanset om barnet har bopæl i en anden kommune. Tilsvarende kan der være tale om betalingsforpligtigelse for ældre, der er bosat på en ældreinstitution i en anden kommune, eller hvor en kommune selv driver institutioner i andre kommuner. Rent praktisk sker denne registrering ved, at kommunerne i CPR-registreringen kan angive "betalingskommunen", såfremt denne adskiller sig fra bopælskommunen.

Opgørelsen af folketallet er i sagens natur meget sikker. Opgørelsen af "betalingskommune forhold" kan dog give anledning til visse fortolkningsmæssige overvejelser, og der har i tilknytning hertil været et mindre antal spørgsmål omkring registreringen af betalingskommunefolketallet - herunder har det tidligere givet anledning til et vist skøn - f.eks. i de tilfælde, hvor der har været tale om forskellige betalingskommuner for henholdsvis udgifter til førtidspension og udgifter til pleje mv. efter bistandsloven.

Spørgsmålet er bl.a. behandlet i "2. rapport fra kontanthjælpsudvalget af 1994, Socialministeriet 1996", hvor der bl.a. stilles forslag om at begrænse betalingskommunereglerne. Med ændringerne i de sociale love fra og med 1. juli 1998, er betalingskommunereglerne nu bortfaldet for overførselsudgifter, og gælder således alene i forhold til institutionsområdet. Dermed fjernes f.eks. den usikkerhed, der tidligere har været i forhold til registrering af betalingsforpligtigelsen for førtidspensioner.

9.3 Øvrige "strukturelle" kriterier for primærkommunerne

9.3.1 Beregnet boligstøtteudgift (primærkommuner)

Kriteriet beregnet boligstøtteudgift - "standardlejligheder"- opgøres ud fra antallet af udlejningslejligheder i den enkelte kommune fordelt på opførelsesår. I opgørelsen "vægtes" antallet af lejligheder med en vægt for det landsgennemsnitlige huslejeniveau for de enkelte opførelsesårgange. Kriteriet opgøres ud fra oplysninger i Bygge- og Boligregistret, BBR.

Kriteriet indgår i dag i opgørelsen af kommunernes udgiftsbehov, som et "teknisk kriterium", der skal beskrive variationerne i kommunernes udgifter til boligstøtte. Som det er fremgået af kapitel 6, peger de statistiske analyser imidlertid på, at variationerne i kommunernes boligstøtteudgifter i højere grad kan forklares ud fra antallet af udlejningsboliger - hvilket indikerer, at den vægtning af antallet af udlejningsboliger, der sker i opgørelsen af boligstøttekriteriet ikke giver en bedre forklaringsgrad.

9.3.2 Erhvervsbetingede udgifter til førtidspension (primærkommuner)

Kriteriet erhvervsbetingede udgifter til førtidspension opgøres af Indenrigsministeriet på baggrund af erhvervsfordelingen for de 20-59-årige i den enkelte kommune. Disse oplysninger bygger på Danmarks Statistiks registerbaserede arbejdsstyrkestatistik pr. 1. januar i året forud for beregningsåret. Antallet af personer i de enkelte erhvervsgrupper indgår i Indenrigsministeriets beregning med en nærmere frekvens for den landsgennemsnitlige

erhvervsfordeling for personer, der har fået tilkendt førtidspension.

Som det er fremgået af kapitel 6, peger de statistiske analyser på, at variationerne i kommunernes udgifter til førtidspension i et væsentligt omfang kan forklares ud fra dette kriterium. Arbejdsgruppen skal pege på, at det set i forhold til den gradvise stigning i de kommunale udgifter på området, er væsentligt, at der kan opstilles et kriterium, som kan forklare udgiftsvariationen på området. Udvalget skal endvidere pege på, at det evt. kan overvejes, hvorvidt der ved opgørelsen af kriteriet også kan tages hensyn til de erhvervsbetingede variationer i udgifter til sygedagpenge.

9.4 Nuværende sociale kriterier for primærkommunerne

Nedenfor er kort set på enkelte opgørelsesmæssige forhold omkring de sociale kriterier som p.t. indgår i opgørelsen af det sociale udgiftsbehov for primærkommunerne, dvs. henholdsvis antal børn af enlige forsørgere, boligkriteriet, antal 20-59-årige uden beskæftigelse ud over 5 procent, antal udenlandske statsborgere fra 3. lande, antal 25-49-årige uden erhvervsuddannelse og det bysociale kriterium.

9.4.1 Antallet af børn af enlige forsørgere

Kriteriet "antal børn af enlige forsørgere", opgøres på grundlag af Danmarks Statistiks opgørelse af antallet af udbetalte ordinære børnetilskud til børn under 16 år af enlige forsørgere i de enkelte kommuner i oktober kvartal i året forud for beregningsåret. Da opgørelsen er baseret på den registerbaserede opgørelse af udbetalte ydelser, er kriteriet således baseret på et forholdsvist sikkert og entydigt grundlag.

Arbejdsgruppen skal pege på, at kriteriet i dag indgår med en forholdsvis høj vægt i opgørelsen af kommunernes udgiftsbehov - hvilket som nævnt i kapitel 6 også kan begrundes ud fra resultaterne fra de statistiske analyser - men at den høje vægtning samtidig indebærer, at der er knyttet forholdsvis høje udligningsbeløb til hver enkelt enhed af kriteriet. Ved overvejelser om tilpasning af vægte for de sociale kriterier må der således også tages hensyn til, om en øget vægt til et sådant kriterium vil kunne indebære en risiko for, at kriterievægten kan påvirke kommunernes incitament eller kan gøre det vanskeligere umiddelbart at forklare systemet.

9.4.2 Antallet af særligt socialt belastede boliger (boligkriteriet) og antallet af udlejningsboliger

Antallet af særligt socialt belastede boliger ("boligkriteriet") opgøres ud fra Danmarks Statistiks boligopgørelse pr. 1. januar i beregningsåret. I opgørelsen indgår samtlige boliger opført før 1920, som er uden centralvarme, og samtlige egentlige beboelseslejligheder samt enkeltværelser, opført efter 1964, der bliver beboet af personer, som ikke er ejer af boligen.

Antallet af udlejningsboliger opgøres ud fra den tilsvarende boligopgørelse, men omfatter samtlige udlejningsboliger.

Boligkriteriet indgår som kriterium i opgørelsen af de sociale udgiftsbehov med en vægt på 25,0 % i landsudligningen. Udlejningsboliger indgår som kriterium i opgørelsen af de sociale udgiftsbehov med en vægt på 20 % i hovedstadsudligningen, men indgår ikke i landsudligningen.

Boligkriteriet har tidligere været genstand for en række analyser, og det er i bemærkningerne til den seneste udligningsreform (L245, april 1995), tilkendegivet, at der "fortsat [vil] blive set på mulighederne for at udforme en mere pålidelig afgrænsning af boligkriteriet".

Boligkriteriet blev indført som socialt kriterium ved lov nr. 481 af 14. maj 1980 fra og med tilskudsåret 1981, og skal udtrykke en sammenhæng mellem boligstrukturen og de sociale udgifter såsom kontanthjælp, overførsler, institutioner mm.

Der har ved flere lejligheder været peget på, at kriteriet rummer visse opgørelsesmæssige problemer, og at kriteriets forklaringsgrad har været faldende - særligt for hovedstadsområdet. Problemet er for det første, at opvarmningsform i dag ikke kan anvendes som noget præcist kriterium for boligstandard. For det andet blev afgrænsningen af udlejningsboliger til boliger efter 1964 ved kriteriets indførelse begrundet i, at særligt de nyopførte udlejningslejligheder havde en overvægt af kontanthjælpsmodtagere. Analyser af kontanthjælpsmodtagernes boligforhold viser imidlertid, at der i dag ikke kan påvises en sådan sammenhæng - at den væsentligste sammenhæng må findes i forhold til boligernes ejerforhold.

Indenrigsministeriets Finansieringsudvalg har ved flere lejligheder undersøgt mulighederne for at opstille et mere præcist "boligkriterium", men det har ikke været muligt entydigt at pege på en væsentligt bedre afgrænsning.

Når antallet af udlejningsboliger er inddraget i hovedstadsudligningen - men ikke i landsudligningen - har dette været baseret på en formodning om, at forskellene i boligstrukturen i og udenfor hovedstadsområdet, kan gøre det vanskeligt at anvende antal udlejningsboliger som kriterium i landsudligningen. Som det fremgår af de statistiske analyser i kapitel 6 peger de statistiske analyser imidlertid på, at kriteriet "antal udlejningsboliger" i dag vil kunne indgå med større forklaringsgrad end "boligkriteriet" for såvel hovedstadsområdet som hele landet.

9.4.3 Antal 20-59-årige der er uden beskæftigelse - udover 5 procent

Kriteriet antal 20-59-årige, der er uden beskæftigelse, udover 5 procent af antallet af 20-59-årige i kommunen, opgøres ud fra Danmarks Statistiks registerbaserede arbejdsstyrkestatistik. I opgørelsen indgår antal 20-59-årige, som på optællingstidspunktet var arbejdsløse, pensionister eller havde uoplyst beskæftigelse. For tilskudsåret 1998 indgår arbejdsstyrkestatistikken pr.

1. januar 1995, som omfattede følgende antal:

Antal

Antal arbejdsløse

259.785

Antal pensionister

156.678

Antal uoplyst beskæftigelse

207.589

I alt

624.052

Kriteriet ud over 5 % af antal 20-59-årige i kommunen

476.624

Kriteriet dækker således en bredere gruppe end "ledighedsstatistikken", og tager mere bredt sigte på udgifter vedr. kontanthjælp, beskæftigelse og indsats for særlige grupper.

Baggrunden for kriteriets afgrænsning - givet ved de 5% - er, at det formodes, at kriteriet dermed bedre vil kunne opfange arbejdsløshed mm. ud over et vist "strukturelt niveau". Spredningen i kriteriet vil dermed blive forøget. For 1996 varierer andelen af 20-59-årige uden beskæftigelse mellem 11 pct. i Lejre og Ledøje-Smørum til omkring 33 pct. i Nakskov og Ravnsborg.

Et af de krav der generelt stilles til udgiftsbehovskriterier, jf. kapitel 4, er at der er tale om en proportionalitet mellem kriterium og de kommunale udgifter. Ved at anvende en tærskel for et kriterium - i dette tilfælde 5 % - kan der således være en risiko for, at nogle kommuner helt udgår af kriteriet - at kommunen får et kriterium på nul. Dette vil principielt kunne give et problem i forhold til kravet om proportionalitet mellem kriterium og kommunernes udgiftsbehov, men som det fremgår af ovenstående har ingen kommuner en andel af 20-59-årige uden beskæftigelse under 5 %, og grænsen på 5 % medfører således ikke, at nogle kommuner helt udgår af opgørelsen.

9.4.4 Antallet af udenlandske statsborgere fra "tredje lande"

Kriteriet antal udenlandske statsborgere fra andre lande end de nordiske, EU-landene og Nordamerika, opgøres på baggrund af Danmarks Statistiks opgørelse pr. 1. januar i beregningsåret af personer med statsborgerskab fra andre lande end de nordiske, EU-landene og Nordamerika. Ved opgørelsen henregnes personer til bopælskommunens folketal.

Den statistiske analyse har peget på, at kriteriet har en forholdsvis stor forklaringsgrad i forhold til de kommunale udgifter - særligt i forhold til variationen i udgifterne på folkeskoleområdet.

I forbindelse med indførelsen af kriteriet i forbindelse med udligningsreformen i 1995 blev det præciseret, at kommunernes udgifter vedrørende indvandrere og flygtninge fortsat udlignes via de særlige udligningsordninger.

Baggrunden for kriteriet er således ikke, at kriteriet skal opfange de direkte udgifter vedrørende indvandrere og flygtninge, men at antallet af udlændinge i kommunen i et vist omfang kan indgå som et "paraplykriterium" for øvrige sociale forhold.

9.4.5 Bysocialt kriterium

Det bysociale kriterium (antal indbyggere i områder, uden for hovedstadsområdet, med særlige bysociale problemer) indgår i opgørelsen af kommunernes udgiftsbehov fra og med 1996.

Kriteriet opgøres som antallet af beboere i almennyttigt byggeri og kommunalt ejede boliger, bosat i udvalgte sogne, udenfor hovedstadsområdet. Disse boligområder /sogne er fremfundet ud fra et udtræk fra Danmarks Statistik af indkomst og overførsler for beboerne i sogne, hvor der er en forholdsvis høj andel af beboere bosat i almennyttigt byggeri, og hvor den gennemsnitlige skattepligtige indkomst pr. skattepligtig i området er forholdsvis lav eller der er tale om en forholdsvis stor andel af beboere, der modtager midlertidig overførselsindkomst.

Det skal således bemærkes, at kriteriet som udgangspunkt ikke omfatter kommuner i hovedstadsområdet, og at der for de øvrige kommuner vil være en stor andel, der tilsvarende ikke omfattes.

I forhold til de krav, der i øvrigt stilles til udgiftsbehovskriterier omkring proportionalitet og konstaterbarhed, må det endvidere bemærkes, at kriteriet ikke opfylder disse betingelser. Det forhold at kriteriet ikke omfatter kommunerne i hovedstadsområdet, og for de øvrige kommuner kun omfatter de kommuner / sogneområder, der opfylder visse udvælgelseskriterier, kan således medføre problemer. Endelig må det bemærkes, at størrelsen af sogneområder, ofte er præget af en stor spredning - og at sognestørrelsen og sogneafgrænsningen kan have en ret stor betydning for, hvilke kommuner, der bliver omfattet af kriteriet, og hvor mange indbyggere i

kommunen som indgår.

9.4.6 Antal 25-49-årige uden erhvervsuddannelse

Kriteriet antal personer uden erhvervsuddannelse opgøres som antallet af 25-49-årige, der på optællingstidspunktet ikke har afsluttet længerevarende uddannelse end grundskole eller har uoplyst uddannelse. Opgørelsen foretages ud fra Danmarks Statistiks opgørelse pr. 1. januar to år forud for beregningsåret. Kriteriet indgår i hovedstadsudligningen af udgiftsbehov med en vægt på 12,5%.

9.5 Øvrige undersøgte sociale og strukturelle kriterier for primærkommunerne

I det følgende er kort set på nogle af de variable, som har været inddraget i analysen af kommunernes udgiftsbehov - men som p.t. ikke indgår i det nuværende udligningssystem.

9.5.1 Grundtillæg, kommunestørrelse og pendling mv.

I den statistiske analyse i kapitel 6-7 er inddraget forskellige mål for kommunestørrelse og kommunetype, herunder dummyvariable for kommunestørrelse og målet logaritme til indbyggertallet.

Nogle af de undersøgte variable - eksempelvis antal indbyggere i kommunen bosat i landdistrikter - vil umiddelbart kunne inddrages som kriterier - i det omfang de statistiske analyser kan begrunde dette - mens andre af de anvendte mål for kommunestørrelse mv. i givet fald ikke umiddelbart vil kunne anvendes som kriterier, men må inddrages på anden vis.

Som det er fremgået af kapitel 3 anvendes der i de øvrige nordiske lande flere forskellige kriterier for kommunestørrelse, befolkningstæthed og landdistriktsgrad mv. - herunder anvendes der i Norge et "basistillæg", som svarer til det grundtillæg, som indgår i det danske system.

Det grundtillæg, som har indgået i opgørelsen af primærkommunernes udgiftsbehov fra og med tilskudsåret 1996, udgør 7,5 mio. kr. for alle kommuner, uanset kommunestørrelse. Grundtillægget vil dermed svare til 3.100 kr. pr. indbygger for Læsø Kommune med 2400 indbyggere og 15 kr. pr. indbygger for Københavns Kommune med 490.000 indbyggere. Via grundtillægget tages der således højde for de "startudgifter", der forekommer for alle kommuner, såvel store som små - f.eks. udgifter til kommunalbestyrelse og en vis administration.

I den statistiske analyse er der desuden inddraget flere mål for pendling - og det er herunder undersøgt om der er en sammenhæng mellem omfanget af ind- og udpendling og kommunernes udgifter på forskellige områder, herunder bl.a. i forhold til vejvæsen, dagpasning, bibliotek og fritid mv. De anvendte variable er opgjort ud fra Danmarks Statistiks opgørelse af ind- og udpendling til den enkelte kommune.

9.5.2 Fuldtidsledige og antal ikke-forsikrede ledige

Fra tilskudsåret 1987 og til og med 1995 indgik kriteriet fuldtidsledige i opgørelsen af kommunernes udgiftsbehov.

Kriteriet blev opgjort som antallet af forsikrede ledige og ikke forsikrede ledige. Der blev ved flere lejligheder peget på en vis usikkerhed i opgørelsen af de ikke forsikrede ledige, der modtog kontanthjælp. Denne problemstilling blev bl.a. behandlet i rapporten fra Danmarks Statistik fra 1993 ("Aktiveringsudvalget"). Her blev der bl.a. peget på usikkerheden vedr. de kommuner, der havde overtaget arbejdsanvisning, og på den generelle usikkerhed der lå i arbejdsløshedsregistreringen når personer ikke vurderes som "arbejdssøgende" eller "arbejdseget".

Som det er anført i kapitel 6 er der stadig store variationer i andelen af ikke- forsikrede ledige - hvilket kunne indikere, at der fortsat kan være opgørelsesmæssige problemer forbundet hermed.

9.5.3 Civilstandsforhold mv.

I den amtskommunale udligning er "antal enlige 65-årige og derover" indgået som kriterium siden 1980, men herudover har der ikke indgået kriterier for civilstand m.v. i opgørelsen af kommunernes og amtskommunernes udgiftsbehov.

Ved flere lejligheder er det undersøgt, om "civilstandsforhold" kan inddrages som kriterium i udgiftsbehovsudligningen. Der har her været anvendt flere variable, herunder:

- antal enlige i forhold til formelle civilstand
- antal reelt enlige i forhold til Danmarks Statistiks familieregister
- antal fraskilte - for hele befolkning eller for enkelte køns- og aldersgrupper.

Antallet af "reelt enlige" opgøres årligt af Danmarks Statistik i den såkaldte familiestatistik på baggrund af husstands- og familieforhold. En umiddelbar opgørelse af f.eks. antal enlige over 20 år, vil i sagens natur være påvirket af kommunens aldersstruktur. F.eks. ville en kommune med mange unge eller mange ældre have et større antal enlige end en gennemsnitskommune. Det vil her, som også beskrevet i kapitel 6, dog være muligt at foretage en form for alderskorrektion.

9.5.4 Andel erhvervsaktive kvinder

Der er i analysen af kommunernes udgiftsbehov, jf. kapitel 6 og 7, anvendt variable for andel erhvervsaktive kvinder for henholdsvis 20-44-årige, 45-66-årige og 20-66-årige kvinder. Opgørelsen dækker antallet af kvinder pr 1. januar 1996 i beskæftigelse eller under uddannelse, og er baseret på den registerbaseret arbejdsstyrkestatistik.

Kriteriet antal erhvervsaktive kvinder indgik i den primærkommunale udligning af udgiftsbehov til og med tilskudsåret 1995.

9.5.5 Andel børnefamilier med 3, 4, 5 og flere børn

Der er i analysen anvendt en variabel for andel af børnefamilier med mere end henholdsvis 3, 4 og 5 børn. Oplysningerne er baseret på familiestatistikken fra Danmarks Statistik.

Analysen har peget på, at variabelen har et vist forklaringsbidrag til variationerne i de kommunale udgifter. Det må dog samtidig understreges, at antallet af familier med mere end 3 børn er forholdsvis begrænset, hvilket bl.a. kan indebære risiko for relativt betydelige ændringer i kriteriværdierne fra år til år i den enkelte kommune, hvis variabelen skal indgå som udgiftsbehovskriterium.

9.6. Sociale og strukturelle kriterier for amtskommunerne

9.6.1 Antallet af børn af enlige forsørgere

Det amtskommunale kriterium antal børn af enlige forsørgere, svarer til det kriterium som indgår i den primærkommunale udligning, og som er nærmere beskrevet i afsnit 9.4 Kriteriet indgår i den amtskommunale udligning af udgiftsbehov, med en vægt på 48 %, som paraplykriterium for den sociale struktur.

9.6.2 Antallet af enlige over 65 år

I den amtskommunale udligning har kriteriet "antal enlige 65-årige og derover" indgået siden 1980. Dette kriterium er baseret på "rene" civilstandsforhold, således at kriteriet opgøres som antallet af 65-årige og derover, som er ugift, fraskilte eller enker. Kriteriet indgår i dag i den amtskommunale udligning af udgiftsbehov med en vægt på 48%.

Med hensyn til opgørelsen af kriteriet må det bemærkes, at det forhold, at kriteriet baseres på civilstandsforhold indebærer, at der ikke tages højde for antallet af samboende eller gifte der ikke er samboende. Der kunne på denne baggrund argumenteres for, at der fremfor en opgørelse ud fra civilstand burde tages udgangspunkt i antallet af reelt enlige, ligesom der evt. kunne korrigeres for den del af forskellene, der kan henføres til alderssammensætningen i amtskommunen.

9.6.3 Beregnede udgifter vedr. det tekniske område

Kriteriet "beregnete udgifter vedr. det tekniske område" blev indføjet i den amtskommunale udligning af udgiftsbehov fra og med tilskudsåret 1998 - i forbindelse med overførslen af statsveje til amtskommunerne. Baggrunden for kriteriet var at mindske de byrdefordelmæssige forskyndinger i forbindelse med vejoverførslen, men kriteriet tager sigte på såvel vejudgifter som visse øvrige tekniske opgaver - herunder arealforvaltning. Kriteriet opgøres som summen af følgende beregnede udgifter:

+

Sporlængde for vejene i amtskommunen

x

de gennemsnitlige udgifter pr. sporlængde i hele landet

Amtskommunens areal

x

de gennemsnitlige øvrige tekniske udgifter pr. areal i hele landet.

De øvrige tekniske områder omfatter de samlede amtskommunale udgifter til skov og strandområder, vandløbsvæsen, miljøforanstaltninger og planlægning og tilsyn. De samlede amtskommunale udgifter, som for 1998 er budgetteret til godt 500 mio. kr., indgår i opgørelsen af kriteriet som en udgift pr. areal.⁵⁷

For vejområdet indgår de samlede drifts- og anlægsudgifter for vejområdet, idet det for Københavns og Frederiksberg Kommuner er forudsat, at samtlige vejudgifter vedrører det primærkommunale område. De samlede vejudgifter, som for 1998 er budgetteret til godt 1,1 mia. kr, indgår i opgørelsen af kriteriet som en udgift pr. sporlængde.

9.6.4 Øvrige undersøgte variable for amtskommunerne

I den statistiske analyse for amtskommunerne er der desuden inddraget forskellige variable for demografiske forhold, herunder befolkningstæthed (Indbyggere pr. km²), indeks for overdødelighed, andel fraskilte 25-64-årige mænd og andelen af fraskilte personer.

Herudover er der inddraget forskellige sociale variable såsom antal modtagere af kontanthjælp, antal modtagere af førtidspension, antal langtidsledige, andel med videregående uddannelse og antal andel lejeboliger.

For gymnasieområdet inddrages andelene af gymnasielærere over 45 år -baseret på Undervisningsministeriets nøgletal.

For vejområdet inddrages bl.a. sporlængde og trafikarbejde.

Kapitel 10 Særtilskud og særlige udligningsordninger

I dette kapitel gennemgås de særlige udligningsordninger, der sigter mod udligning af kommunernes eller amtskommunernes udgiftsbehov på særlige områder, og det vurderes, hvorvidt særordningerne - om ønsket - vil kunne inddrages i den generelle udligning af udgiftsbehov.

Det skal bemærkes, at der alene ses på de mellemkommunale udligningsordninger, og der således ses bort fra tilsvarende ordninger, der er baseret på statstilskud eller puljeordninger.⁵⁸

På det primærkommunale område drejer det sig om udligningsordningerne vedr. udlændige og udligningsordningen vedr. boligstøtte mv. i hovedstadsområdet.

For amtskommunerne findes en udligningsordning vedr. henholdsvis aids-udgifter og behandling af bløderpatienter.

Fælles for disse ordninger er, at der er tale om områder med uens udgiftsbehov, som det kan være vanskeligt at indpasse i det almindelige tilskuds- og udligningssystem. Tilsvarende har ordningerne et generelt sigte om at skabe større synlighed omkring udligningen - byrdefordelingen - på området. For de amtskommunale ordninger - aids-udligning og bløderudligning - gælder desuden, at der er tale om ordninger, som sigter på meget begrænsede og omkostningskrævende klientgrupper.

10.1 Boligstøtteudligning i hovedstadsområdet

For kommunerne i hovedstadsområdet foretages der en mellemkommunal udligning af de kommunale nettoudgifter til boligstøtte, således at kommunernes udgifter til boligstøtte udlignes i forhold til kommunernes beskatningsgrundlag.

Ordningen blev oprindeligt indført samtidig med indførelsen af boligsikringen i 1967, idet der dog tidligere havde været en lignende hovedstadsordning for de kommunale udgifter til huslejetilskud.

Udover boligstøtte omfatter denne hovedstadsudligning halvdelen af visse af kommunernes øvrige boligudgifter, herunder bl.a. ydelsesstøtte, udlån til grundkapital til almennyttige boliger og visse saneringsudgifter.

Boligstøtteudligningen har til og med 1995 været fastsat via Boligministeriets lovgivning, men indgår fra og med 1996 som del af det generelle udligningssystem (i lov om kommunal udligning og generelle tilskud til kommuner og amtskommuner).

I tabel 10.1 er vist en oversigt over de udligningsbeløb, som indgår for 1998. For 1998 yder 35 kommuner bidrag til ordningen, mens 15 kommuner modtager tilskud. Tilskuddet udgør op til 0,3 skattepoint, mens det største nettobidrag til ordningen udgør 0,4 skattepoint.

Det må her imidlertid bemærkes, at der i skatteudligningen og udgiftsbehovsudligningen i hovedstadsområdet bliver taget højde for, at der foretages en separat udligning af udgifterne til boligstøtte. Dette sker ved, at den såkaldte skattetryksfaktor (skatteprocent som anvendes i udligningen) korrigeres for det samlede udligningsbeløb. Tilsvarende indgår kommunernes bidrag til boligstøtteudligningen i den særlige overudligningsopgørelse, der sikrer, at kommunerne maksimalt bliver udlignet 90%. Ved vurderingen af kommunernes faktiske bidrag til ordninger, må der således også tages højde for disse effekter i forhold til tilskuds- og udligningssystemet, jf. senere.

Tabel 10.1 Boligstøtteudligning i hovedstadsområdet 1998

Beløb i 1000 kr.

Udgifter 1998

Bidrag til ordning

1998

Netto beløb fra udligning 1998

Udlignings-beløb i pct. af beskatningsgrl.

101

Københavns Kommune

447.732

-267.156

180.576
0,34
147
Frederiksbergs Kom.

55.008
-63.492
-8.484
-0,07
151

Ballerup
28.500
-28.068
432
0,01
153

Brøndby
30.564
-18.588
11.976
0,32

155
Dragør
2.928
-8.988
-6.060
-0,34
157

Gentofte
18.132
-61.896
-43.764
-0,36
159

Gladsaxe
39.492
-37.608
1.884
0,03
161

Glostrup
11.628

-12.588

-960

-0,04

163

Herlev

22.884

-15.888

6.996

0,22

165

Albertslund

17.052

-16.272

780

0,02

167

Hvidovre

31.500

-27.564

3.936

0,07

169

Høje-Tåstrup

20.412

-26.388

-5.976

-0,11

171

Ledøje-Smørum

2.196

-6.612

-4.416

-0,34

173

Lyngby-Tårnbæk

21.936

-38.544

-16.608

-0,22

175

Rødovre

27.768

-20.820
6.948
0,17
181
Søllerød
11.988
-29.820
-17.832
-0,30
183
Ishøj
12.420
-11.004
1.416
0,06
185
Tårnby
17.112
-23.784
-6.672
-0,14
187
Vallensbæk
3.240
-8.328
-5.088
-0,31
189
Værløse
6.468
-13.608
-7.140
-0,26
201
Allerød
8.856
-15.480
-6.624
-0,22
205
Birkerød

5.856
-16.500
-10.644
-0,32
207
Farum
8.076
-12.612
-4.536
-0,18
208
Fredensborg-Humlebæk
8.196
-12.840
-4.644
-0,18
209
Frederikssund
10.392
-10.236
156
0,01
211
Frederiksværk
9.828
-9.732
96
0,00
213
Græsted-Gilleleje
7.548
-10.500
-2.952
-0,14
215
Helsinge
5.568
-10.740
-5.172
-0,24

Tabel 10.1 fortsat, Boligstøtteudligning i hovedstadsområdet 1998

Udgifter i 1000 kr.

Udgifter 1998

Bidrag til ordning

1998

Netto

beløb fra udligning 1998

Udlignings-beløb i pct. af beskatningsgrl.

217

Helsingør

44.760

-34.080

10.680

0,16

219

Hillerød

16.116

-22.188

-6.072

-0,14

221

Hundested

5.484

-4.716

768

0,08

223

Hørsholm

10.824

-22.968

-12.144

-0,27

225

Jægerspris

1.920

-4.956

-3.036

-0,31

227

Karlebo

11.364

-11.688

-324

-0,01

229

Skibby

1.608

-3.204

-1.596

-0,25

231

Skævinge

1.080

-2.784

-1.704

-0,31

233

Slangerup

1.920

-4.668

-2.748

-0,30

235

Stenløse

3.516

-8.544

-5.028

-0,30

237

Ølstykke

3.696

-8.208

-4.512

-0,28

251

Bramsnæs

1.992

-4.812

-2.820

-0,30

253

Greve

22.920

-29.220

-6.300

-0,11

255

Gundsø

3.984

-8.568

-4.584

-0,27

257

Hvalsø

3.024

-4.032

-1.008

-0,13

259

Køge

23.472

-21.384

2.088

0,05

261

Lejre

984

-5.580

-4.596

-0,41

263

Ramsø

2.856

-5.148

-2.292

-0,22

265

Roskilde

32.772

-31.932

840

0,01

267

Skovbo

4.008
-7.392
-3.384
-0,23
269
Solrød
5.664
-12.492
-6.828
-0,28
271
Vallø
2.376
-5.400
-3.024
-0,28
I alt
1.099.620
-1.099.620
0

10.1.1 Mulighed for at indpasse boligstøtteudligning i det generelle udligningssystem

Med udligningsreformen i 1995 blev boligstøtteudligningen inddraget i det generelle udligningssystem, således at fordelingen af bidraget til ordningen følger beskatningsgrundlaget (mod tidligere udskrivningsgrundlag), bidraget til ordningen kom til at indgå i den særlige overudligningsregel, der skal sikre, at en kommune maksimalt bliver udlignet 90% af kommunens beskatningsgrundlag, ligesom budgettering og udmelding af udligningsordningen kom til at indgå i sammenhæng med tilskuds- og udligningssystemet i øvrigt.

Ordningen er således i dag koordineret med det generelle tilskuds- og udligningssystem, men det kan videre overvejes, hvorvidt ordningen direkte kan inddrages i f.eks. den generelle udligning af udgiftsbehov i hovedstadsområdet.

I den generelle udligning af udgiftsbehov i hovedstadsområdet holdes boligstøtteudgifterne udenfor udligningen - idet disse udgifter udlignes fuldt ud via den særlige boligstøtteudligning.

Rent praktisk sker dette ved, at der i udgiftsbehovsudligningen i hovedstadsområdet ikke indgår et kriterium for boligstøtte, ligesom udgifterne til boligstøtte fragår i den opgørelse af nettodrifts- og anlægsudgifter, der lægger til grund for beregning af udgiftsbehov og skattestryksfaktor.

Med boligstøtteudligningen foretages der i dag en 100% udligning af kommunerens faktiske udgifter til boligstøtte og 50% af visse øvrige boligudgifter.

Boligstøtteudligningen adskiller sig således fra den generelle udligning af udgiftsbehov ved, at der er tale om en udligning af de faktiske udgifter - og ikke et beregnet udgiftsbehov. Tilsvarende er der med den 100% udligning tale om et højere udligningsniveau end i den generelle udligning af udgiftsbehov.

Det må herudover også bemærkes, at boligstøtteudligningen i hovedstadsområdet kan føre til en vis "overlappning" i forhold til landsudligningen af udgiftsbehov. I landsudligningen af udgiftsbehov - hvor hovedstadskommunerne indgår på linje med øvrige kommuner - indgår der således et kriterium for boligstøtteudgifter - uanset, at der for hovedstadskommunerne foretages en separat udligning via hovedstadsudligningen af udgiftsbehov.

Der kan således argumenteres for, at boligstøtteudligningen i hovedstadsområdet i stedet bør erstattes af den generelle udligning af udgiftsbehov. Dette kan f.eks. ske ved, at der indføres et kriterium for boligstøtteudgifter i hovedstadsområdet.

En sådan omlægning vil have visse - om end begrænsede - byrdefordelmæssige forskydninger, der dog evt. vil kunne mindskes yderligere ved en yderligere tilpasning af

udgiftsbehovsudligningen.

Arbejdsgruppen skal på denne baggrund anbefale, at det overvejes, hvorvidt boligstøtteudligningen bør inddrages i den generelle udligning af udgiftsbehov.

10.2 Udligningsordninger vedr. udlændinge

Udligningsordningerne vedrørende udlændinge har til formål at udligne kommunernes gennemsnitlige merudgifter i forbindelse med integration, sprogundervisning og sociale udgifter mv. til udlændinge.

Kommunerne finansierer disse ordninger under ét, således at bidraget fordeles i forhold til kommunens beskatningsgrundlag. Kommuner med få indvandrere og flygtninge vil således samlet yde et bidrag til ordningerne, mens kommuner med mange indvandrere eller flygtninge samlet vil modtage et tilskud.

I forbindelse med den nye "integrationslov" ændres finansieringen vedr. udlændinge fra og med 1999 på en række områder, herunder er der gennemført en tilpasning af refusionssatserne vedr. de kommunale udgifter til flygtninge. I konsekvens heraf er der foretaget visse ændringer i udligningsordningerne vedr. udlændinge.

Efter lov om kommunal udligning og generelle tilskud til kommuner og amtskommuner er der tale om tre udligningsordninger vedr. udlændinge:

Udligning vedrørende udlændinge. Denne ordning tager sigte på generelle merudgifter såsom rådgivning, administration, bibliotek og fritid mm., samt merudgifter til modersmålsundervisning og andre folkeskoleudgifter.

Udligning vedr. sociale udgifter til flygtninge, hvor der ydes et tilskud til dækning af kommunernes merudgifter til kontanthjælp mm. til flygtninge. Med den nye integrationslov ydes der fra og med 1999 75 pct. refusion for udgifter til integrationsydelse for udlændinge, der har fået opholdstilladelse efter 1. januar 1999. De øvrige kommunale udgifter til integration og aktivering dækkes ved henholdsvis et grundtilskud og et tilskud til undervisning og aktivering. Denne finansiering erstatter således gradvist den hidtidige dækning af kommunernes udgifter via refusion og udligningsordningen vedr. flygtninge. Udligningsordningen vedr. flygtninge vil derfor gradvist blive aftrappet. Dette sker ved, at ordningen fremover alene omfatter flygtninge, der har fået opholdstilladelse før 1. januar 1999.

Endelig foretages der en udligning af tilskud til kommuner, der modtager asylansøgere. Ordningen tager hovedsageligt sigte på visse mindre afledte udgifter såsom planlægning og koordinering, fritidsaktiviteter og kulturelle aktiviteter mm. Tilskudsbeløbene fremgår af den følgende tabel:

Tabel 10.2 Tilskudsbeløb vedr. indvandrere og flygtninge 1999

Tilskudsbeløb

1999

Tilskud vedrørende udlændinge fra 3. lande

- Tilskud pr. udlænding

4.196

- Yderligere tilskud pr. 0-5-årige udlænding

4.104

- Yderligere tilskud pr. 6-16-årige udlænding

16.854

Tilskudsbeløb vedrørende sociale udgifter til flygtninge

- Tilskud pr. flygtning med opholdstid 11/2 til 61/2 år

39.615

- Tilskud pr. flygtning med opholdstid 61/2 til 71/2 år

32.346

- Tilskud pr. flygtning med opholdstid 71/2 til 81/2 år

24.261

- Tilskud pr. flygtning med opholdstid 81/2 til 91/2 år

16.172

- Tilskud pr. flygtning med opholdstid 91/2 til 101/2 år

8.087

Tilskud vedrørende asylansøgere

- Tilskud pr. gennemsnitlig asylansøger på

årsbasis i kommunen

1.117

I tabellen nedenfor er vist størrelsen af de samlede tilskudsbeløb for tilkudsåret 1999.

Samlede tilskudsbeløb 1999

Tilskudsbeløb

1999

Tilskud vedr. indvandrere og flygtninge

1.503 mio. kr.

Tilskud vedr. sociale udgifter til flygtninge

2.359 mio.kr.

Tilskud vedrørende asylansøgere

5 mio.kr.

10.2.1 Mulighed for at indpasse udligningsordninger vedr. udlændinge i det generelle udligningssystem

Som før omtalt vil udligningsordningen vedr. sociale udgifter til flygtninge gradvist blive udfaset i takt med indførelse af den nye finansiering på flygtningeområdet efter integrationsloven.

Som det fremgår af tabellen ovenfor har udligningsordningen vedr. asylansøgere beløbsmæssigt et meget begrænset omfang. Under hensyntagen hertil kunne det evt. overvejes, hvorvidt hensynet bag ordningen - incitament og synlighed omkring byrdefordeling - mere hensigtsmæssigt kunne ske via et direkte statstilskud.

Med hensyn til udligningsordningen vedr. indvandrere og flygtninge må det vurderes, at det rent teknisk vil være muligt at inddrage udligningen i den generelle udligning af udgiftsbehov - hvis det f.eks. ud fra hensynet til en forenkling af tilskuds- og udligningssystemet måtte blive anset for hensigtsmæssigt. Hvis udligningsordningen vedr. indvandrere og flygtninge ønskes inddraget i den generelle udligning af udgiftsbehov er der flere forhold, der må overvejes nærmere.

Når der i dag foretages en separat udligning på området er dette bl.a. begrundet i hensynet til større synlighed omkring byrdefordelingen - både med hensyn til de enkelte kommuners bidrag og tilskud fra ordningen og med hensyn til synligheden omkring den økonomiske konsekvens ved en tilflytning af udlændinge til en kommune.

I det omfang udligningen vedr. indvandrere og flygtninge inddrages i den generelle udligning af udgiftsbehov vil der evt. kunne blive tale om en mindre grad af synlighed om byrdefordelingen på dette område. Omvendt kan det i forhold til den generelle opgørelse af kommunernes udgiftsbehov - f.eks. vedrørende opgørelsen af udgiftsbehovet for folkeskoleområdet - gøre det sværere at forstå systemet, at merudgifter som følge af udlændinge opgøres separat.

Endelig må det bemærkes, at der i dag, som følge af den særlige hovedstadsudligning, er et forskelligt udligningsniveau for henholdsvis kommunerne hovedstadsområdet og de øvrige kommuner. Tilsvarende er der i den generelle udligning af udgiftsbehov - i modsætning til udligningsordningen vedr. udlændinge - ikke tale om en fuld udligning af det opgjorte udgiftsbehov. I det omfang det ønskes, at en evt. omlægning af udligningsordningen vedr. udlændinge til den generelle udligning af udgiftsbehov, ikke skal medføre byrdefordelmæssige forskydninger må det således overvejes, hvorledes opgørelsen af udgiftsbehovet vedr. udlændinge skal indgå - ligesom der må tages stilling til niveauet for merudgiftsbehovet.

Hvis der på dette område ønskes et ensartet udligningsniveau mellem hovedstadsområdet og resten af landet vil dette evt. kunne ske ved, at udgiftsbehovet vedr. udlændinge alene inddrages i landsudligningen. Dette kunne eksempelvis ske ved, at der i opgørelsen af kommunernes udgiftsbehov - på linje med indregningen af det særlige grundtillæg - indregnes et tillæg vedr. merudgifter til udlændinge.

Arbejdsgruppen konkluderer, at udgiftsbehovet vedrørende udlændinge vil kunne indgå i den generelle udligning af udgiftsbehov, hvis dette f.eks. måtte ønskes ud fra hensyn til et mere overskueligt udligningssystem. Dette vil f.eks. kunne ske via et separat opgjort udgiftsbehov, som indgår i opgørelsen af udgiftsbehov på linje med det nuværende grundtillæg. En række spørgsmål omkring udligningsniveauet og synlighed om den compensation som kommunerne modtager via ordningen, må dog overvejes nærmere.

10.3 Aids-udligning

Udligningsordningen for amtskommunernes aids-udgifter blev etableret med virkning fra og med tilskudsåret 1988 (antal nyanmeldte aids-patienter i 1987). Ifølge lov nr. 314 af 4. juni 1986 kom udligningsordningen til at omfatte tilskudsårene 1988-90, hvorefter ordningen skulle tages op til revision. Ved lov nr. 391 af 13. juni 1990 blev udligningsordningen videreført til folketingsåret 1992/93. Herefter blev ordningen med lovforslag 242 af 17/3-93 gjort permanent.

I den gældende ordning udlignes 85 pct. af forskellene mellem amtskommunernes udgiftsbehov vedrørende aids. Amtskommunernes udgiftsbehov vedrørende aids beregnes som 872.613 kr. pr. nyanmeldte AIDS-patient.

Som det fremgår af tabellen nedenfor er aids-tilfældene i overvejende grad koncentreret i hovedstadsområdet. De seneste år er der dog sket en vis spredning. Fra 1980 til 31. december 1997 er der registreret i alt 2.106 aids-tilfælde i Danmark, hvoraf de 1427 aids-tilfælde (68%) er registreret i Københavns og Frederiksberg Kommuner og Københavns Amtskommune.

Som det fremgår af tabellen modtager Københavns og Frederiksberg Kommune og Københavns Amt tilskud, mens de øvrige kommuner bidrager til udligningsordningen. Tilskuddet til Københavns Kommune udgør 36 mio. kr. svarende til 0,07 pct. af beskatningsgrundlaget.

Tabel 10.3 Antallet af aids-tilfælde og udligning af aids-udgifter

Samlet antal

aids- tilfælde pr. 31.12.

1997

Heraf nye tilfælde i 1996

Heraf nye tilfælde i 1997

Netto udlignings beløb 1997

Udlignings-beløb i pct. af beskatnings- grundlag

13

Københavns Kom.

938

65

38

36.192

0,07

14

Fr. berg Kommune

229

7

7

3.144

0,03

15

Københavns Amtsk.

260

20

11

1.872

0,00

20

Frederiksborg Amtsk.

106

8

6

-1.464

0,00

25

Roskilde Amtsk.

58

6

5

-300

0,00

30

Vestsjællands Amtsk.

49

8

6

-180

0,00

35

Storstrøms Amtsk.

60

2

4

-3.756

-0,02

40

Bornholms Amtsk.

8

1

0

-204

-0,01

42

Fyns Amtsk.

65

7

3

-4.548

-0,01

50

Sønderjyllands Amtsk.

19

1

3

-4.392

-0,02

55

Ribe Amtsk.

20

3

0

-2.388

-0,01

60

Vejle Amtsk.

35

2

0

-5.436

-0,02

65

Ringkøbing Amtsk.

23

1

1

-4.776

-0,02

70

Århus Amtsk.

152

10

15

-5.544

-0,01

76

Viborg Amtsk.

15

1

2

-3.972

-0,02

80

Nordjyllands Amtsk.

49

8

4

-4.248

-0,01

I alt Amtsk.

2.086

150

105

0

0,00

I alt øvrigel

20

3

0

-

-

Landstotal

2.106

153

105

-

-

1Muligvis udenlanske statsborgere mv.

10.3.1 Mulighed for at indpasse aidsudligningen i det generelle udligningssystem

Som det fremgår har aidsudligningen beløbsmæssigt et ret begrænset omfang. Den særlige udligningsordning kan således ikke alene begrundes i de byrdefordelmæssige hensyn.

Det må overvejes, hvorvidt der fortsat er hensyn, der kan begrunde en særskilt udligning på området.

Det må anses for teknisk muligt at inddrage merudgiftsbehov vedr. aidsbehandling i den generelle udligningsordning - f.eks. gennem et særligt kriterium. Det må imidlertid vurderes, hvorvidt dette vil mindske synligheden omkring udligningen.

Opgørelsen af udgiftsbehov vedr. aids er senest opdateret i 1992. Samtidig er der siden den seneste revision af ordningen sket en vis udvikling i aids-behandlingen - herunder øget medicinsk behandling af hiv-smittede. Arbejdsgruppen skal i den forbindelse pege på, at der i konsekvens heraf i øvrigt kan være behov for, at ordningen og opgørelsen af amtskommunerens udgiftsbehov vedr. aids-behandling og behandling af hiv-smittede tages op til nærmere belysning.

10.4 Bløder-udligning

I bløderudligningen ydes et tilskud til behandling af de patienter, hvor den samlede behandlingsudgift har oversteget 1 mio. kr. For Københavns og Frederiksberg Kommuner ydes tilskuddet direkte til Hovedstadens Sygehusfællesskab, H:S.

For 1998 bliver der ydet tilskud vedrørende behandling af i alt 27 patienter, hvor den samlede udgift i 1996 har oversteget 1 mio. kr. Tilskuddet udgør i alt 8,5 mio. kr., som fragår statstilskuddet til amtskommunerne via det årlige aktstykke.

10.4.1 Mulighed for at indpasse bløderudligningen i det generelle udligningssystem

Som det fremgår, har bløderudligningen beløbsmæssigt et forholdsvist begrænset omfang. Ordningen er således ikke begrundet i de byrdefordelmæssige hensyn, men må mere ses i

sammenhæng med, at der er tale om en begrænset og meget omkostningskrævende klientgruppe.

Under hensyntagen til udligningsbeløbets samlede begrænsede størrelse og ordningens helt særlige karakter, må det vurderes, at det umiddelbart ikke er muligt at inddrage udligningsordningen vedrørende bløderpatienter i den generelle udligning af udgiftsbehov. Det må derfor i stedet overvejes, hvorvidt der fortsat er hensyn, der kan begrunde en særskilt udligning på området. Det må her i øvrigt bemærkes, at bløderbehandlingen ikke adskiller sig væsentlig fra visse andre omkostningskrævende behandlingsformer.

Appendiks 1

Oversigt over opgørelser af anvendte forklarende variable i den primærkommunale analyse

1. Andel børn af enlige forsørgere

Opgørelse:

Antallet af børn af enlige forsørgere, opgøres på baggrund af en af Danmarks Statistik foretaget opgørelse over antallet af ordinære børnetilskud til børn under 16 år af enlige forsørgere i de enkelte kommuner i oktober kvartal i året forud for beregningsåret.

2. Udskrivningsgrundlag pr. indbygger

Opgørelse :

Det budgetterede udskrivningsgrundlag pr. indbygger.

3. Procentvis andel 20-59-årige uden beskæftigelse.

Opgørelse :

Antal 20-59-årige, der er uden beskæftigelse af antallet af 20-59-årige i kommunen, opgøres på baggrund af Danmarks Statistiks registerbaserede arbejdsstyrkestatistik. I opgørelsen indgår antal 20-59-årige, som på optællingstidspunktet var arbejdsløse, pensionister eller havde uoplyst beskæftigelse.

4. Procentvis andel 20-59-årige uden beskæftigelse over 5 %

Opgørelse :

Kriteriet opgøres som antal 20-59-årige, der er uden beskæftigelse, jf. ovenfor. Der indregnes dog alene den andel af befolkningen uden beskæftigelse, som overstiger 5 pct. af det samlede antal 20-59-årige i kommunen. Dermed opgøres i et større omfang den af gruppen uden beskæftigelse, som ligger ud over en "naturlig arbejdsløshed".

5. Andel af udlændinge fra 3. verdenslande

Opgørelse:

Antallet af udenlandske statsborgere fra andre lande end de nordiske, EU-landene og Nordamerika opgøres pr. 1. januar i beregningsåret af personer med statsborgerskab fra andre lande end de nordiske, EU-landene og Nordamerika. Ved opgørelsen henregnes personer til bopælskommunen.

6. Andel 0-6-årige fra 3. verdenslande.

Opgørelse :

Antallet af 0-6-årige fra andre lande end de nordiske, EU-landene og Nordamerika, opgøres pr. 1. januar i beregningsåret af personer med statsborgerskab fra andre lande end de nordiske, EU-landene og Nordamerika. Ved opgørelsen henregnes personer til bopælskommunens folketal.

7. Andelen af udpendlere i forhold til antallet af arbejdspladser

Opgørelse :

Andelen af udpendlere er opgjort som den procentvise andel af udpendlere i forhold til antallet af arbejdspladser i kommunen.

8. Andelen af indpendlere i forhold til antallet af arbejdspladser

Opgørelse :

Andelen af indpendlere er opgjort som den procentvise andel af indpendlere i forhold til antallet af arbejdspladser i kommunen.

9. Urbaniseringsgrad

Opgørelse:

Urbaniseringsgraden er opgjort som antal indbyggere i byer med 200 eller flere indbyggere i procent af kommunens samlede indbyggerantal.

10. Landdistriktsgrad

Opgørelse:

Landdistriktsgrad er opgjort som andelen af indbyggere i landdistrikterne plus andelen af indbyggere i byer med færre end 1000 indbyggere.

11. Det logaritmiske indbyggerantal

Opgørelse :

Dette mål er opgjort som logaritmen til indbyggerantallet. Der er således tale om et mål for kommunestørrelse, som vil variere mellem værdien 13,1 for Københavns Kommune og 7,8 for den mindste kommune (Læsø Kommune med 2.400 indbyggere). Ved at anvende dette mål for kommunestørrelse - fremfor det faktiske antal indbyggere - forventes det, at der opnås en mere anvendelig lineær variabel for kommunestørrelse.

12. Kommunetype-effekt

Opgørelse :

Biblioteks-, fritids- og kulturudgifterne i hovedstadskommuner (dummy-variabel - D1 - 50 kommuner) og små og store bykommuner (dummy-variabel - D2 - 39 kommuner) betragtet i forhold udgifterne i landkommuner (dummy-variabel - D3 - 186 kommuner).

13. Boligkriteriet i andel af alle boliger

Opgørelse :

Boligkriteriet opgøres på grundlag af Danmarks Statistiks boligopgørelse. I opgørelsen indgår samtlige boliger, opført før 1920, som er uden centralvarme, og samtlige egentlige beboelseslejligheder samt enkeltværelser, opført efter 1964, der bliver beboet af personer, som ikke ejer boligen.

14. Andel udlejningsboliger

Opgørelse:

Antallet af udlejningsboliger opgøres på grundlag af Danmarks Statistiks foretagne boligopgørelse pr. 1. januar i beregningsåret. I opgørelsen indgår egentlige beboelseslejligheder samt enkeltværelser, der bliver beboet af personer, som ikke ejer boligen.

15. Andel personer i udlejningsboliger

Opgørelse:

Antallet af 0-99-årige personer beboende i udlejningsboliger divideret med det samlede antal 0-99-årige.

16. Dummy-variabel for det bysociale kriterium

Opgørelse :

Det bysociale kriterium (Antal indbyggere i områder, uden for hovedstadsområdet, med særlige bysociale problemer) indgår i opgørelsen af kommunernes udgiftsbehov fra og med 1996. Kriteriet opgøres som antallet af beboere i almennyttigt byggeri og kommunalt ejede boliger, bosat i udvalgte sogne, udenfor hovedstadsområdet. Disse boligområder /sogne er fremfundet ud fra et udtræk fra Danmarks Statistik af indkomst og overførsler for beboerne i sogne, hvor der er en forholdsvis høj andel af beboere bosat i almennyttigt byggeri, og hvor den gennemsnitlige skattepligtige indkomst pr. skattepligtig i området er forholdsvis lav eller der er tale om en forholdsvis stor andel af beboere der modtager midlertidig overførselsindkomst. Da kriteriet således - som udgangspunkt - ikke omfatter kommuner i hovedstadsområdet, og der for de øvrige kommuner vil være en stor del af kommunerne, der tilsvarende ikke omfattes heraf, er det umiddelbart ikke muligt at inddrage kriteriet direkte i analyserne. Der er på denne baggrund i stedet anvendt en dummy-variabel, som angiver, om kommunen - herunder også kommunerne i hovedstadsområdet - vil kunne opfylde udvælgeskriteriet for at opgørelsen af det "bysociale kriterium", jf. ovenfor.

17. Andel af 20-44-årige erhvervsaktive kvinder

18. Andel af 45-66-årige erhvervsaktive kvinder

19. Andel af 20-66-årige erhvervsaktive kvinder

Opgørelse :

Variablene for erhvervsaktive kvinder opgøres som den registerbaserede erhvervsfrekvens for de pågældende aldersgrupper.

20. Andelen af 20-64-årige enlige

Opgørelse :

Andelen af 20-64-årige enlige dækker andelen af 20-64-årige i kommunen, som er enlige, fraskilte eller enker.

21. Ledighedsgraden for de 20-24-årige

22. Ledighedsgraden for de 25-29-årige

23. Ledighedsgraden for de 30-59-årige

Opgørelse :

Ledighedsgraden udtrykker forholdet mellem det samlede antal ledige timer i perioden og antallet af forsikrede (mulige) i samme periode. Ledighedsgraden er således et mål for længden af ledigheden. En heltidsforsikret vil fra januar 1987 have 39 forsikrede timer pr. uge. For ikke-arbejdsløshedsforsikrede personer beregnes ledighedsgraden i forhold til en normal arbejdsuge på 39 timer.

24. Andelen af ikke-forsikrede 20-24-årige ledige

25. Andelen af ikke-forsikrede 25-29-årige ledige

26. Andelen af ikke-forsikrede 30-59-årige ledige

Opgørelse :

Andelen af ikke-forsikrede ledige er baseret på den årlige arbejdsløshedsstatistik udarbejdet af Danmarks Statistik på grundlag af oplysninger fra Arbejdsdirektoratets centrale register for arbejdsmarkedsstatistik.

27. Andel 25-49-årige uden erhvervsuddannelse.

Opgørelse :

Antallet af personer uden erhvervsuddannelse opgøres som antallet af 25-49-årige, der på optællingstidspunktet ikke har afsluttet længerevarende uddannelse end grundskole eller har uoplyst uddannelse.

28. Andel 25-49-årige med erhvervsuddannelse

Opgørelse :

Antallet af personer med erhvervsuddannelse opgøres indirekte ud fra kendskab til andelen af 25-49-årige uden erhvervsuddannelse, dvs. personer, der på optællingstidspunktet ikke har afsluttet længerevarende uddannelse end grundskole eller har uoplyst uddannelse.

29. Andel enlige ældre over 65 år

Opgørelse :

Befolkningsandelen af enlige personer over 65 år, vurderet efter den formelle civilstand.

30. Andel ældre over 65 år

Opgørelse :

Befolkningsandelen af personer over 65 år.

31. Vækst i antal ældre over 65 år

Opgørelse :

Den procentvise vækst i antallet af personer over 65 år i perioden 1991-1995.

32. Overrepræsentation af enlige ældre over 65 år.

Opgørelse :

Indekset er opgjort som det faktiske antal enlige i en kommune divideret med det forventede antal enlige i kommunen, hvor det forventede antal enlige er beregnet ud fra den landsgennemsnitlige andel af enlige over 65 år multipliceret med hver enkelt kommunes indbyggertal.

33. Overdødelighed korrigeret for køns- og alderssammensætningen

Opgørelse :

Overdødeligheden er opgjort ved den såkaldte indirekte standardisering - Standard Mortality Rate (SMR).

34. Overantal sygehusudskrivninger

Opgørelse :

Indekset er defineret som det faktiske antal udskrivninger i en kommune divideret med det forventede antal udskrivninger i kommunen, hvor det forventede antal udskrivninger er beregnet ud fra den landsgennemsnitlige andel af multipliceret med hver enkelt kommunes indbyggertal.

35. Væksten i antallet af 7-16-årige i perioden 1992-1996

Opgørelse :

Opgørelsen af væksten i antallet af 7-16-årige dækker ændringen i aldersgruppen i perioden 1992-1996.

36. Andel to-sprogede elever

Opgørelse :

Andel to-sprogede elever er baseret på en opgørelse af antallet af elever, som kommer fra hjem, hvor der fortrinsvis tales et andet sprog end dansk, vurderet i forhold til det samlede antal elever.

37. Andel privatskoleelever

Opgørelse :

Andel privatskoleelever er baseret på en opgørelse af antallet af elever i privatskoler divideret med det samlede antal elever i kommunen i 1994.

38. Andel skattepligtige med en årlig indkomst under 100.000 kr.

39. Andel skattepligtige med en årlig indkomst under 150.000 kr.

Opgørelse :

Andel 25-66-årige skattepligtige med en bruttoindkomst på under det anførte niveau.

40. Antal standardlejligheder pr. henholdsvis 20-59-årig og 65-99-årig

Opgørelse:

Antal "standardlejligheder" opgøres ud fra en opgørelse af antallet af udlejningslejligheder i kommunen fordelt på opførelsesår. I opgørelsen "vægtes" antallet af lejligheder med en vægt for det landsgennemsnitlige huslejeniveau for de enkelte opførelsesårgange.

41. Andel 20-44-årige i beskæftigelse som selvstændige

Opgørelse :

Den registerbaserede arbejdsstyrkestatistik (KSDB).

42. Andel børnefamilier med 3, 4, 5 eller flere børn

Opgørelse :

Opgørelsen af andel børnefamilier med 3, 4, 5 eller flere børn er baseret på Danmarks Statistiks registerbaserede familie- og husstandsstatistik.

43. Andel 17-64-årige beboende i flerfamilie-huse

Opgørelse :

Antallet af 17-64-årige, som bor i flerfamilie-huse divideret med det samlede antal 17-64-årige i egentlige boliger.

44. Ledighedsgraden for de 20-24-årige

45. Ledighedsgraden for de 25-29-årige

46. Ledighedsgraden for de 30-59-årige

Opgørelse :

Ledighedsgraden udtrykker forholdet mellem det samlede antal ledige timer i perioden og antallet af forsikrede (mulige) i samme periode. Ledighedsgraden er således et mål for længden af ledigheden. En heltidsforsikret vil fra januar 1987 have 39 forsikrede timer pr. uge. For ikke-arbejdsløshedsforsikrede personer beregnes ledighedsgraden i forhold til en normal arbejdsuge på 39 timer.

47. Meter vej pr. indbygger

Opgørelse :

Kommunens vejlængde divideret med antallet af kommunens indbyggere. Vejlængden opgøres på grundlag af Vejdirektoratets opgørelse over de kommunale veje pr. 1. januar 1982, svarende til det "vejkriterium", som frem til og med 1995 indgik i den kommunale udligning. Samtlige veje

under bestyrelse af Københavns og Frederiksberg Kommuner henregnes som kommunale veje.

48. Antallet af personbiler pr. indbygger

Opgørelse :

Antallet af registrerede personbiler pr. indbygger i 1996.

49. Det forv. antal erhvervsbetingede førtidspensioner pr. 1000 18-59-årige

Opgørelse :

Det forventede antal erhvervsbetingede førtidspensioner pr. 1000 18-59-årige opgøres som antallet af nytilkendte erhvervsbetingede førtidspensioner divideret med antallet af de 18-59-årige multipliceret med 1000. Det forventede antal nytilkendte førtidspensioner opgøres af Indenrigsministeriet på baggrund af erhvervsfordelingen i den enkelte kommune. Disse oplysninger bygger på Danmarks Statistiks registerbaserede arbejdsstyrkestatistik pr. 1. januar i året forud for beregningsåret. Antallet af personer i de enkelte erhvervsgrupper indgår i Indenrigsministeriets beregning med en vægt, der fastlægges på grundlag af en opgørelse over erhvervsfordelingen for personer, der har fået tilkendt førtidspension i året to forud for beregningsåret.

50. Befolkningvæksten i perioden 1991-1996

Opgørelse :

Den procentvise ændring i befolkningstallet i perioden 1991-1996.

51. Nettodrifudgifterne pr. indbygger

Opgørelse :

De samlede kommunale nettodrifudgifter divideret med indbyggerantallet.

Appendiks 2

Udgiftsgrupper i regressionsanalyserne - primærkommunernes regnskab 1996

Af hensyn til kontrol af totalbeløb mm. er der i oversigten medtaget samtlige funktioner - uanset om der er tale om rene amtskommunale områder. For Københavns og Frederiksberg Kommuner indgår på alle områder alene den beregnede primærkommunale andel af udgiftsområdet. Funktionerne er af hensyn til kontrol mm. angivet fortløbende, og de angivne funktionsintervaller kan dermed omfatte et interval, der ligger udenfor de autoriserede funktioner.

LB.NR. = 1: Udgift byudvikling

0.10-10, gr. 1-99 Faste ejendomme - fælles formål

0.11-11, gr. 2-91 Beboelse, ex. integration af udlændinge

0.11-11, gr. 93-99 - " -

0.12-15, gr. 1-99 Erhvervsejendomme, sanering mm.

LB.NR. = 2: Udgift vandløb, natur og miljø

0.40-49, gr. 1-99 Kirkegårde, naturfredning

0.70-99, gr. 1-99 Vandløbsvæsen, kystsikring øvrige miljøforanstalt.

LB.NR. = 3: Takstfinansieret forsyning

0.01-09, gr. 1-99 Jordforsyning

0.50-69, gr. 1-99 Spildevandsanlæg

1.01-08, gr. 1-99 Forsyningsvirksomhed

1.30-32, gr. 1-99 Havne

LB.NR. = 4: Udgifter redningsberedskab

1.09-1.09, gr. 1-99 Redningsberedskab

LB.NR. = 5: Udgifter kollektiv trafik

1.20-21, gr. 1-99 Kollektiv trafik

1.23-29, gr. 1-99 Færgedrift, lufthavne, jernbanedrift

LB.NR. = 6: Udgifter vejvæsen

2.1-99, gr. 1-99 Vejvæsen

LB.NR. = 7: Udgifter Folkeskole og fritid

1.22-22, gr. 1-99 Skolebus

3.1-10, gr. 1-99 Folkeskoler, service, hjemmeundervisning, skolefritidsordning, private skoler

3.23-25, gr. 1-99 ---

3.76-76, gr. 1-99 Ungdomsskolevirksomhed

5.15-18, gr. 1-99 Fritidshjem, klubber

LB.NR. = 8: Udgift bibliotek, sport, fritid og kultur

0.20-39, gr. 1-99 Fritidsområder (sport, parker mm.)

3.50-59, gr. 1-99 Folkebiblioteker

3.60-69, gr. 1-99 Kulturel virksomhed

3.70-75, gr. 1-99 Folkeoplysning og fritidsaktiviteter

3.80-89, gr. 1-99 ikke anvendt

LB.NR. = 9: Udgifter kontanthjælp

5.1-1, gr. 1-99 Kontanthjælp

5.5-5, gr. 1-99 Aktiverede kontanthjælpsmodtagere

LB.NR. = 10: Udg. flygtninge og indvandrere

0.11-11, gr. 1-1 Boliger integration

0.11-11, gr. 92-92 Betaling vedr. boliger til integration

3.79-79, gr. 1-99 Undervisning af voksne indvandrere

5.4-4, gr. 1-99 Kontanthjælp vedr. flygtninge

LB.NR. = 11: Udgifter til dagpasning 0-6-årige

5.10-14, gr. 1-99 Dagpleje og daginstitutioner

5.19-19, gr. 1-99 Tilskud til private pasningsordninger

5.81-81, gr. 1-99 Sundhedspleje

LB.NR. = 12: Udgifter til døgnpleje m.v.

5.20-29, gr. 1-99 Døgninstitutioner for børn og unge samt forebyggende foranstaltninger

LB.NR. = 13: Udgifter til ældreomsorg

5.2-2, gr. 1-99 Plejeforanstaltninger i hjemmet

5.3-3, gr. 1-6 Hjælpe midler til personer over 67-år

5.31-32, gr. 1-99 Integrerede plejeordninger

5.34-39, gr. 1-99 Institutioner for ældre

5.43-43, gr. 1-1 --

5.51-51, gr. 1-99 Særlige plejehjem

5.52-52, gr. 1-1 Døgninstitutioner for personer over 67-år

LB.NR. = 14: Revalidering og førtidspension

5.40-41, gr. 1-99 Revalidering

5.68-68, gr. 1-99 Førtidspension med 50 pct. refusion

LB.NR. = 15: Udgifter offentlige pensioner

5.67-67, gr. 1-99 Personlige tillæg mm.

LB.NR. = 16: Udgifter sygedagpenge

5.71-71, gr. 1-99 Sygedagpenge

LB.NR. = 17: Andre sociale udgifter

3.11-11, gr. 1-99 Specialpædagogisk bistand

3.46-47, gr. 1-99 Social og sundhedsuddannelser

5.3-3, gr. 7-99 Hjælpebidrag til personer under 67-år

5.09-09, gr. 1-99 Beboerrådgivning

5.42-42, gr. 1-99 Institutioner for personer med særl. sociale problemer

5.43-43, gr. 2-99 Bofællesskaber for personer under 67 år

5.44-46, gr. 1-99 Alkoholbehandling og narkobehandling, rådgivning

5.50-50, gr. 1-99 Dag- og døgninstitutioner for voksne handicappede

5.52-52, gr. 2-99 Døgnpleje for voksne handicappede under 67 år

5.53-53, gr. 1-99 Støtte og kontaktpersonordning for sindslidende

LB.NR. = 17: Andre sociale udgifter, fortsat.....

5.80-83, gr. 1-99 Kommunal sundhedstjeneste og kommunal tandpleje

5.84-84, gr. 1-99 Særlige sygesikringsydelse (befordring, begravelse)

5.90-90, gr. 1-99 Andre sundhedsudgifter

5.99-99, gr. 1-99 Øvrige Sociale formål

LB.NR. = 18: Udgifter boligsikring

5.91-91, gr. 1-99 Boligsikring

5.94-94, gr. 1-99 Driftssikring af boligbyggeri

LB.NR. = 19: Boligyldelse pensionister udg.

5.92-92, gr. 1-99 Boligyldelse til pensionister

LB.NR. = 20: Beskæftigelse og uddannelse

3.12-12, gr. 1-99 Efterskoler og ungdomsskoler

3.43-45, gr. 1-99 Bidrag til lærlingeuddannelse

3.77-78, gr. 1-99 Daghøjskoler

5.95-98, gr. 1-99 Jobtræningsordning

LB.NR. = 21: Udgifter administration

6.1-19, gr. 1-99 ---

6.20-59, gr. 1-99 Politisk organisation, administrativ organisation

LB.NR. = 22: Erhvervsfremme og turisme

6.62-62, gr. 1-99 Erhvervsfremme og turisme

1 Analysen er baseret på en analyse af de "normerede" kommunale udgifter, hvor der ses på udgift pr. indbygger mv., eksempelvis folkeskoleudgift pr. 7-16-årig. Spørgsmålet om normering er nærmere behandlet i kapitel 5. Udgifterne, bortset fra udgifter til overførsler såsom kontanthjælp og førtidspension, er endvidere blevet korrigeret for regionale pris- og lønforskelle.

- 2 Da befolkningstætheden til forskel fra de øvrige variable er på logaritmisk form er det valgt at lade den stige med blot 0,05 enhed.
- 3 For en nærmere gennemgang af den historiske udvikling i udligningssystemet henvises til betænkning 1250, maj 1993, side 48 f.f.
- 4 Statens refusion af kommunernes udgifter, Betænkning nr. 471, 1968, s. 16-19.
5. "Bloktilskud og andre udligningsordninger, Københavns Kommune", 1977
- 6 Se bl.a. "Utjämning af kostnader och intäkter i kommuner og landsting", SOU, 1994: 144, s. 60-61, Mouritzen 1991, Gregers Sørensen, 1981, ECO-analyse, 1994.
- 7 Tal for 1994, jf. Council of Europe. Steering Committee on Local and Regional Authorities.
- 8 "Kommunal ekonomi i samhällsekonomisk balans", Stockholm 1991, SOU, 1991,98.
- 9 "Kostnadsutjämning mellan kommunerna", SOU, 1993:53,
- 10 Utjämning af kostnader og intäkter i kommuner og landsting, SOU 1994:144.
- 11 Baseret på "Kostnadsutjämning mellan kommunerna", SOU, 1993:53, s. 37 f.f.
- 12 "Et enklere og mer rettfærdigt inntektssystem for kommuner og fylkekommuner", NOU 1996:1.
- 13 "Tilskud til kommunerne efter objektive udgiftskriterier", Byrdefordelingsudvalget, Sekretariatet, februar 1971, s. 20 f.f.
- 14 "Kommunale udgiftsbehov", I, betænkning nr. 855, november 1978, side 140 f.f.
- 15 Local Government Finance. Settlement Group, Upubliceret notat juni 1995.
- 16 "Utjämning af kostnader och intäkter i kommuner og landsting", SOU 1994: 144, s. 60-61.
- 17 Council of Europe, "Equalisation of resources between local authorities", Recommendation No. R (91) 4, 1993
- 18 En loglikelihoodfunktion maximerer sandsynligheden for at observere de faktiske værdier, d.v.s. den maximerer overensstemmelsen mellem modellen og data. Jo større værdi af loglikelihoodfunktionen jo større er overensstemmelsen mellem modellen og data.
- 19 H. Bunzel, S. Hylleberg og J. Søndergård, "Fordeling af statens generelle tilskud til kommunerne", National Økonomisk Tidsskrift, nr. 1, 1980.
- 20 ECO-nøgletal, teknisk vejledning 1994, side 7 f.f., "Fordeling af primærkommunale bloktilskud, Kjeld Gregers Sørensen, 1981 side 35 f.f.
- 21 Betænkning 855, op. cit. side 189.
- 22 Poul Erik Mouritzen, "Den politiske cyklus", kap. 3, 1991,
- 23 Jørgen Lotz, "Kommunernes Finansiering", side 147, f.f.
- 24 Ved et uvægtet gennemsnit tæller kommunerne, uanset kommunestørrelse, lige meget ved beregningen af udgift pr. indbygger. Når der heroverfor tales om vægtet gennemsnit menes, at der foretages en vægtning i forhold til f.eks. antal indbyggere i kommunen.
- 25 Konkret skete dette ved at medtage andelen af de mest udgiftstunge og udgiftslette aldersgrupper som forklarende variable i modellerne. Parametrene til disse variable havde rigtige fortegn, men var insignifikante på mellem 60-80 %.
- 26 Beskrivelse af opgørelsesmetode sker kun for nye forklarende variable. Opgørelsesmetoden for "gamle" variable er beskrevet i tidligere analyser eller i bilag 1, hvor samtlige variables opgørelsesmetode er beskrevet.
- 27 Som følge af omlægningen af ældreservice i retning af integreret ældrepleje er det, jf. også afsnit 9.1, blevet vanskeligere at foretage en præcis fordeling af ældreudgifterne på de enkelte alderstrin. Ovenstående vægte er således delvist baseret på udgiftsfordelingen i 1994/95.
- 28 "Konjunkturregulering og visse udligningstekniske problemer", Redegørelse fra det af indenrigsministeriet nedsatte udvalg vedrørende kommunerens finansiering, marts 1985.
- 29 "Den politiske cyklus", Poul Erik Mouritzen, 1991.
- 30 Beta-værdien beregnes ved at dividere parameterestimatet med forholdet mellem standardafvigelsen for den afhængige variabel med standardafvigelsen for de forklarende variable. En dobbelt så stor værdi udtrykker, at den pågældende forklarende variabel påvirker den afhængige variabel dobbelt så meget.
- 31 Beskrivelse af opgørelsesmetode sker kun for nye forklarende variable. Opgørelsesmetoden for "gamle" variable er beskrevet i tidligere analyser eller i bilag 1, hvor samtlige variables opgørelsesmetode er beskrevet.

- 32 "Folkeskolens Økonomi", November 1995, Finansministeriet, Undervisningsministeriet, Kommunernes Landsforening, Københavns Kommune og Frederiksberg Kommune.
- 33 Beta-værdien beregnes ved at dividere parameterestimatet med forholdet mellem standardafvigelsen for den afhængige variabel med standardafvigelsen for de forklarende variable. En dobbelt så stor værdi udtrykker, at den pågældende forklarende variabel påvirker den afhængige variabel dobbelt så meget.
- 34 Mouritzen, 1991, s. 102.
- 35 Beskrivelse af opgørelsesmetode sker kun for nye forklarende variable. Opgørelsesmetoden for "gamle" variable er beskrevet i tidligere analyser eller i bilag 1, hvor samtlige variables opgørelsesmetode er beskrevet.
- 36 "Budgetredegørelse 95", Finansministeriet, april 1995. Øvrige faktuelle oplysninger i afsnit 1 er ligeledes refereret fra denne redegørelse.
- 37 Beskrivelse af opgørelsesmetode sker kun for nye forklarende variable. Opgørelsesmetoden for "gamle" variable er beskrevet i tidligere analyser eller i bilag 1, hvor samtlige variables opgørelsesmetode er beskrevet.
- 38 Børne- og Ungdomspædagogernes Landsforbund - Forbundet for Pædagoger og klubfolk (BUPL), Pædagogisk Medhjælperforbund (PMF), Forbundet af Offentlige Ansatte (FOA), Pædagogisk Sektor, Landsforeningen frie Børnehaver og Fritidshjem, Landsforeningen DUI-LEG-Og-VIRKE, FOLA-Landsforeningen af Forældre med børn i Daginstitution.
- 39 Beskrivelse af opgørelsesmetode sker kun for nye forklarende variable. Opgørelsesmetoden for "gamle" variable er beskrevet i tidligere analyser eller i bilag 1, hvor samtlige variables opgørelsesmetode er beskrevet.
- 40 Beskrivelse af opgørelsesmetode sker kun for nye forklarende variable. Opgørelsesmetoden for "gamle" variable er beskrevet i tidligere analyser eller i bilag 1, hvor samtlige variables opgørelsesmetode er beskrevet.
- 41 Beskrivelse af opgørelsesmetode sker kun for nye forklarende variable. Opgørelsesmetoden for "gamle" variable er beskrevet i tidligere analyser eller i bilag 1, hvor samtlige variables opgørelsesmetode er beskrevet.
- 42 Efter 1996 vil udgiftspresset fra 5.95-98 primært komme fra 5.98 beskæftigelsesordninger, idet 5.95 reduceres kraftigt som en følge af omlægningen fra jobtræning til puljejobs
- 43 Beskrivelse af opgørelsesmetode sker kun for nye forklarende variable. Opgørelsesmetoden for "gamle" variable er beskrevet i tidligere analyser eller i bilag 1, hvor samtlige variables opgørelsesmetode er beskrevet.
- 44 60-års grænsen er senere bortfaldet for pensioner tildelt efter 1. juni 1997, således at kommunerne finansierer 50% af udgifterne til førtidspension i hele ydelsesperioden.
- 45 Førtidspensioner, Årsstatistik 1996, Den Sociale Ankestyrelse, juni 1997. Samt Ole Gregersen, Kommunernes pensionspraksis, Servicereport, SFI, december 1994.
- 46 Beskrivelse af opgørelsesmetode sker kun for nye forklarende variable. Opgørelsesmetoden for "gamle" variable er beskrevet i tidligere analyser eller i bilag 1, hvor samtlige variables opgørelsesmetode er beskrevet.
- 47 "Notat om kommunestørrelse og udgiftsniveau, særligt vedrørende administrative udgifter", Indenrigsministeriet, sep. 1989
- 48 "Undersøgelse af administrationsudgifterne i Københavns Kommune", PLS Consult, sep. 1990.
- 49 "Sygehuskapaciteten i hovedstadsområdet", delbetænkning fra sygehuskommissionen, Sundhedsministeriet.
- 50 "Udfodringer i sygehusvæsenet", betænkning fra sygehuskommissionen, Sundhedsministeriet.
- 51 Undersøgelsen "Sygehusindlæggelser og sociale forhold" af Jens Peter Steensen og Knud Juel, København 1990.
- 52 Undersøgelsen "Sygehusindlæggelser og sociale forhold" af Jens Peter Steensen og Knud Juel, København 1990.
- 53 Trafikministeriet, "Trafikken på landet og til de små øer", 1997.
- 54 Betænkning 963, oktober 1982, afsnit 10.6, samt bilag 3.
- 55 Københavnske til- og fraflyttere, Undersøgelse fra Københavns Statistiske Kontor, 1994. Undersøgelse nr. 25.
- 56 Flytninger til og fra landkommuner, Hans Hummelgaard og Brian Krogh Graversen, AKF april 1997
- 57 Det drejer sig om funktionerne 0.22-23, 0.70-74, 0.80-0.85 samt funktion 0.89
- 58 Indenrigsministeriets finansieringsudvalg foretager i tilknytning til overvejelser om

forenkling af den kommunale finansiering en nærmere gennemgang til statslige særtilskud og puljeordninger.

20

Kommunernes udgiftsbehov

13

Betænkning om kommunernes udgiftsbehov

Bilag

med metodediskussion af professor Anders Milhøj)

KAPITEL 1. METODEDISKUSSION AF PROFESSOR ANDERS MILHØJ

1.1 INDLEDNING

1.2 MULTIPLE LINEÆR REGRESSION

1.2.1 Den multiple lineære regressionsmodel

1.2.2 Modelkontrol

1.3 INDFLYDELSEN FRA ENKELTE DATAPUNKTER

1.3.1 Afvigende værdier af responsvariablen

1.3.2 Outliertest

1.3.3 Diagnosticeringsstørrelser for indflydelse

1.3.4 Anvendelse af diagnostics for indflydelse

1.3.5 Den samtidige indflydelse fra mere end ét datapunkt

1.3.6 Behandling af indflydelsesrige observationer

1.4 TRANSFORMATIONER

1.4.1 Box-Cox transformation

1.4.2 Transformation af responsvariablen

1.4.3 Ikke-lineær regression

1.5 DUMMY-VARIABLE

1.6 KOLLINARITET

1.6.1 Den variansinflaterende faktor

1.6.2 Metoder til afhjælpning af kollinearitet

1.6.3 Udeladelse af en forklarende variabel

1.6.4 Forudsigelse

1.7 VÆGTET MK-REGRESSION

1.7.1 Behov for vægtning ud fra teoretiske kriterier

1.7.2 Bestemmelse af vægte ud fra data

1.8 ROBUST OG RESISTENT REGRESSION

1.8.1 M-estimatorer

1.8.2 Mindste kvadrerede medians metode

KAPITEL 2. MODELKONTROL AF DE PRIMÆRKOMMUNALE UDGIFTSANALYSER

2.1 BIBLIOTEKS-, FRITIDS- OG KULTURUDGIFTER

2.2 KONTANTHJÆLPSUDGIFTER

2.3 ÆLDREUDGIFTER

2.4 FOLKESKOLEUDGIFTER

2.5 BOLIGSIKRINGS- OG BOLIGYDELSESUDDGIFTER

2.5.1 Boligsikringsudgifter

2.5.2 Boligydellesudgifter

2.6 BØRNEPASNINGSUDDGIFTER

2.6.1 Hovedstadskommunernes børnepasningsudgifter pr. 0-6-årig

2.7 DØGNINSTITUTIONSUDDGIFTER

2.8 BESKÆFTIGELSES- OG UDDANNELSESUDDGIFTER

2.9 VEJUDGIFTER

2.10 UDGIFTER TIL FØRTIDSPENSION, REVALIDERING OG SYGEDAGPENGE

2.11 ADMINISTRATIONSUDGIFTER

KAPITEL 3. MODELKONTROL AF DE AMTSKOMMUNALE UDGIFTSANALYSER

3.1 GYMNASIEUDGIFTER

3.2 SYGEHUSUDGIFTER

3.3 SYGESIKRINGSUDGIFTER

3.4 VEJUDGIFTER

Kapitel 1. Metodediskussion af professor Anders Milhøj

1.1 Indledning

I dette kapitel gennemgås en række tekniske forhold ved brug af regressionsanalyse på data for kommunale udgifter. Der anvendes et teknisk sprog, men præcise matematiske formler etc. er i videst muligt omfang undgået. Emnerne er valgt i samarbejde med Indenrigsministeriet, så notatet kan danne grundlag for det videre arbejde med at analysere den kommunale budgetadfærd, bl.a. til brug ved revisionen af udligningssystemerne.

Notatet indeholder udover denne indledning følgende afsnit:

2 Multipel lineær regression

Regressionsmodellen opstilles, og det beskrives hvorledes, der sædvanligvis estimeres, hvilke forudsætninger modellen bygger på, samt hvorledes disse modelforudsætninger kan kontrolleres.

3 Indflydelsen fra enkelte datapunkter

I mange analyser findes der enkelte observationer, der har større indflydelse på den tilpassede model end andre. Det er vigtigt at opdage, om disse datapunkter er udtryk for fejl, om de af en eller anden grund blot ikke passer ind i modellen, eller om det blot er sæt med en gavnlig indflydelse på resultaterne af den statistiske analyse.

4 Transformationer

I visse sammenhænge indgår de forklarende variable ikke lineært i beskrivelsen af responsvariablen. Det kan være udtryk for "faldende grænse nytte", faldende grænseomkostninger på grund af stordriftsfordele etc.

5 Dummyvariable

Det er ikke sikkert, at sammenhængen mellem de forklarende variable er den samme i alle landsdele eller alle kommunetyper. Ved hjælp af dummyvariable kan man på en enkelt måde dele materialet op, så eventuelle forskelle kan opdages og indarbejdes i modellen.

6 Kollinearitet

Mange forklarende variable beskriver ofte samme egenskab ved en kommune, f.eks. dens størrelse. I den statistiske analyse kan virkningen af disse forklarende variable ikke adskilles, hvilket teknisk set betegnes multikollinearitet. Det er naturligvis vigtigt at gøre

sig klart, hvor stort omfanget af multikollinearitet er, og hvilke følger det får. Især skal man være påpasselig ved forudsigelser, da værdierne af de forklarende variable, der anvendes i en forudsigelse, skal ligne de forklarende variable, der anvendes i analysen.

7 Vægtet MK-estimation

I visse tilfælde vil det være naturligt at lade kommuner med mange indbyggere veje tungere i bestemmelsen af den statistiske relation end små kommuner. Dette spørgsmål hænger sammen med forudsætningerne for anvendelsen af regressionsmodellen, og det kan delvis afklares ved hjælp af data.

8 Robust og resistent regression

Når fejlleddene følger en fordeling, hvis hale er tungere end i normalfordelingen, kan andre estimationsmetoder give en mere præcis bestemmelse af regressionskoefficienterne. Ved hjælp af metoder, der er ikke påvirket væsentligt af ekstreme observationer i såvel responsvariablen som de forklarende variable, kan man identificere grupper af datapunkter med en væsentlig indflydelse på analysen og opdage inhomogeniteter i data.

1.2

Multipel lineær regression

1.2.1 Den multiple lineære regressionsmodel

Antag at responsvariablen y skal beskrives ved en funktion af $p - 1$ forklarende variable, x_2, \dots, x_p . Konstantleddet i modellen indgår desuden som en forklarende variabel x_1 , der kun antager værdien 1. Data foreligger i form af n datapunkter eller sæt af observationer

$(y_i, x_{i2}, x_{i3}, \dots, x_{ip})$, $i = 1, \dots, n$.

Hvert datapunkt består således af sammenhørende observationer af de p variable y, x_2, \dots, x_p . Der kan være tale om observationer fra samme kommune eller amt.

Hvis y kan beskrives ved en lineær funktion af de $p - 1$ forklarende variable fremstilles y_i på formen

$$y_i = (1 + (2x_{i2} + \dots + (px_{ip} + e_i), i = 1, \dots, n .$$

Fejlleddene e_1, \dots, e_n repræsenterer indflydelsen fra variable, der påvirker responsvariablen, men som ikke eksplicit optræder på højresiden, enten fordi man ikke har kendskab til værdierne af de pågældende variable, eller fordi de hver for sig kun har en marginal betydning for variationen i responsvariablen. Desuden repræsenterer de virkningen af, at sammenhængen mellem de forklarende variable og responsvariablen eventuelt ikke er lineær.

Idet fejlleddet e_i indgår additivt, spalter modellen responsvariablen i en sum af en systematisk, eller strukturel, komponent, $(1 + (2x_{i2} + \dots + (px_{ip}$, og en fejlkomponent, e_i . At variationen er tilfældig omkring regressionsfunktionen formaliseres ved hjælp af fejlledsbetingelserne,

$$E[e_i] = 0, i = 1, \dots, n ,$$

$$\text{var}[e_i] = (2, i = 1, \dots, n ,$$

$$\text{cov}(e_i, e_k) = 0 \text{ for } i \neq k .$$

Disse betingelser kaldes standardforudsætningerne om fejlleddenes fordeling.

Standardforudsætningerne sikrer, at den forventede værdi af y_i givet de fundne værdier af x -erne er

$$E[y_i | x\text{-erne}] = (1 + (2x_{i2} + \dots + (px_{ip} .$$

Ofte antages desuden at fejlleddene er normalfordelte med middelværdi og variansstruktur angivet ved (i) - (iii).

Regressionskoefficienterne i den multiple lineære regressionsmodel estimeres oftest ved anvendelse af mindste kvadraters metode eller forkortet MK-metoden. MK-estimererne defineres som de værdier af regressionskoefficienterne, der minimerer,

$$\sum ((y_i - (1 + (2x_{i2} + \dots + (px_{ip}))^2 .$$

MK-estimatet kan bestemmes som et eksplicit udtryk af y -erne og x -erne.

Den tilpassede værdi defineres som

,

ved indsættelse af x_{i2}, \dots, x_{ip} i den estimerede regressionsfunktion

.

Det i 'te residual,

repræsenterer den del af den observerede respons, der ikke lader sig beskrive ved den estimerede regressionsfunktion. Residualerne er approksimationer til modellens fejlled, der ikke kan observeres på grund af ukendskab til regressionskoefficienternes sande værdier.

Fejlledsvariansen (2 estimeres ved,

$$s^2 = \frac{\sum e_i^2}{(n - p)} = \text{RKS}/(n - p) .$$

Antages fordelingen af fejlledene at være normal, bliver fordelingen af MK estimatoren også normal,

$$\sim N(\hat{\beta}_j, (2v_{jj}) ,$$

hvor v_{jj} kan beregnes ud fra x -ernes værdier. Ud fra dette resultat kan der opstilles teststørrelser til test af hypoteser om parametrene værdier, f.eks. hypotesen ($\beta_j = 0$), der svarer til, at den j 'te forklarende variabel kan udelades af modellen.

Et numerisk mål for hvor godt den estimerede regressionsfunktion beskriver data er determinationskoefficienten også kaldet R^2 ,

Man kalder $\text{SAK}_y = \sum (y_i - \hat{y}_i)^2$ for den totale variation i y , mens residualkvadratsummen $\text{RKS} = \sum e_i^2$ fortolkes som et udtryk for den ikke-forklarede del af variationen i responsvariablen. Determinationskoefficienten er således den andel af variationen i responsvariablen, der beskrives ved den estimerede regressionsfunktion.

1.2.2 Modelkontrol

Efter at regressionskoefficienterne er estimeret, bør det kontrolleres om modellen er brugbar, dvs. om de tre standardforudsætninger er opfyldt. De omhandler alle fejlledenes fordeling, som kan kontrolleres ved at anvende de fundne residualer som skøn over fejlledenes værdier. Imidlertid vil residualerne ikke opfylde (i) - (iii), selvom standardbetingelserne er opfyldt for fejlledene. For at undgå problemer med at residualerne har forskellige varianser, standardiseres de ved division med et estimat for deres standardafvigelse, således at modelkontrollen foretages på baggrund af de standardiserede residualer kaldet r_i ,

hvor h_{ii} , som nærmere diskuteres i afsnit 1.3, kun afhænger af x -ernes værdier.

Betingelse (i), der sikrer, at responsvariablen faktisk er en lineær funktion af x -erne, kontrolleres ved at afsætte de standardiserede residualer mod de enkelte forklarende variable i diagrammer. Hvis der er afvigelser fra lineariteten, kan det overvejes om responsvariablen eller en eller flere af de forklarende variable skal transformeres, jf. afsnit 1.4. Homoskedasticiteten (ii) kontrolleres ligeledes ved hjælp af disse diagrammer suppleret med diagrammer, hvor r_i afsættes mod de tilpassede værdier eller andre størrelser, der kunne tænkes at påvirke variansens størrelse, f.eks. kommunens indbyggertal. Viser det sig, at fejlledsvariansen afhænger af disse størrelser, skal der enten transformeres, jf. afsnit 1.4, eller der skal estimeres ved vægtet regression, som behandles i afsnit 1.7. Fordelingen af fejlledene kan studeres ved hjælp af et normalfraktildiagram for de standardiserede residualer. Er der væsentlige afvigelser fra normalfordelingstilpasningen, kan der estimeres ved andre metoder, især robuste og resistente metoder, der også har gode egenskaber for ikke normalfordelte fejlled, jf. afsnit 1.8. Mindre afvigelser fra normalfordelingstilpasningen ses der som regel bort fra, da MK estimaterne endda kan have attraktive egenskaber; men testresultater etc. skal tages med større forbehold.

1.3

Indflydelsen fra enkelte datapunkter

Det er vigtigt at skelne mellem tilfælde, hvor responsvariablen antager en værdi, der ikke kan forklare ved de forklarende variable med de samme parameter værdier som de øvrige datapunkter og tilfælde, hvor de forklarende variable antager afvigende værdier, men hvor responsvariablen godt kan forklare af de forklarende variables værdier med de samme parameter værdier som anvendes for de resterende datapunkter.

Hvis de forklarende variable antager afvigende værdier, mens værdien af responsvariablen bestemmes godt af regressionsmodellen med de samme parameter værdier, som anvendes for de øvrige datapunkter, er punktet gavnligt. Det skyldes, at punktets tilstedeværelse forøger præcisionen på de anvendte estimater væsentligt.

Hvis de forklarende variable ikke antager usædvanlige værdier, men responsvariablen antager en væsentlig anderledes værdi, end de forklarende variable tilsiger, er der tale om en afvigende værdi af responsvariablen - en outlier - der vil give et stort residual og forringer præcisionen i hele den udførte analyse.

Den værste situation er et punkt, hvor de forklarende variable antager usædvanlige værdier, samtidigt med at responsvariablen antager en værdi, der ikke kan beskrives ud fra de forklarende variable med de samme parameter værdier som anvendes ved de øvrige datapunkter. Den dårlige tilpasning til det ekstreme punkt medfører nemlig en dårlig tilpasning til de øvrige datapunkter, da parameterestimaterne forskydes i en retning, der forbedrer tilpasningen til det dårlige punkt på bekostning af tilpasningen til de resterende punkter.

1.3.1 Afvigende værdier af responsvariablen

Modellens evne til at beskrive de enkelte datapunkter vurderes på grundlag af residualerne, dvs. forskellene mellem de observerede og de forventede værdier af responsvariablen for de enkelte datapunkter. Sædvanligvis standardiseres residualerne, idet man herved sikrer sig at residualerne, såfremt standardforudsætningerne er opfyldte, har en ensartet spredning, og at deres værdier kan vurderes i forhold til en t-fordeling eller blot en standardiseret normalfordeling. Man kan vælge at underkaste alle standardiserede residualer, hvis numeriske værdier er større end 2, en nærmere undersøgelse. Det skyldes naturligvis ikke, at sådanne residualer ikke kan forekomme under normalitetsantagelsen, men derimod at datapunkter med store residualer både kan have en betydelig indflydelse på analysen og kan indeholde væsentlig information om eventuelle modeldefekter.

Numerisk store residualer kan have flere årsager, f.eks. kan der være tale om en usædvanlig hændelse indenfor den betragtede model, normalfordelingen giver ikke en tilfredsstillende beskrivelse af den tilfældige variation omkring regressionsfunktionen, der kan være tale om en datafejl, modellen giver lokalt en dårlig beskrivelse af data eller datapunktet er fremkommet under specielle forhold.

1.3.2 Outliertest

En outlier kan beskrives som en observation, der i størrelse adskiller sig markant fra de øvrige observationer, med hvilke den burde være sammenlignelig. Et outliertest er et formelt test for, om et bestemt residual er ekstremt indenfor rammerne af modellens forudsætninger, dvs. om fejlløbet i det pågældende datapunkt kan tænkes at være frembragt af den samme normalfordeling som de øvrige datapunkters fejlløbet, eller om det må betragtes som en outlier.

Idet omkring 5 % af observationerne fra en standardiseret normalfordeling har en numerisk værdi større end 2, behøver der ikke umiddelbart at være noget suspekt ved et datapunkt, blot fordi den numeriske værdi af dets standardiserede residualer større end 2. Jo flere datapunkter der er, jo større er sandsynligheden for at mindst et standardiseret residual er numerisk større end 2.

Vi skal først betragte den situation, hvor det skal undersøges om responsvariablen i et datapunkt er ekstrem, idet man, før analysen påbegyndtes, havde en speciel anledning til at interessere sig for datapunktet. Et eksempel kan være, at man vil sikre sig, at sættet svarende til Københavns Kommune ikke giver anledning til et specielt stort residual. Problemstillingen kan mere formelt beskrives på følgende måde: Der foreligger n datapunkter af hvilke de $n - 1$ alle kan beskrives ved den samme regressionsmodel. Man spørger nu om datapunktet kan beskrives ved den samme model.

Som teststørrelse benyttes en brøk, hvor tælleren er forskellen mellem den observerede værdi y_i og den forudsagte værdi når parameterestimatet (i), der er bestemt uden anvendelse af det i 'te datapunkt, anvendes, og hvor nævneren er standardafvigelsen på denne forudsigelse. Denne teststørrelse, kaldet t_i følger en t-fordeling med $n - p - 1$ frihedsgrader. Signifikanssandsynligheden er derfor,

Ofte er man imidlertid interesseret i at vide, om det største blandt n residualer kan anses for at være ekstremt, dvs. om responsvariablen i det tilsvarende datapunkt kan anses for at være en outlier. Først betragtes den situation, hvor der foreligger n uafhængige observationer fra samme t-fordeling med $n - p - 1$ frihedsgrader. Det svarer til, at de n teststørrelser opfattes som n uafhængige observationer, t_1, \dots, t_n , og vi spørger efter sandsynligheden,

dvs. efter sandsynligheden for, at den største blandt n uafhængige $t(n - p - 1)$ fordelte stokastiske variable antager en værdi større end den numerisk største af observationerne t_1, \dots, t_n .

Antag at $(= P(\frac{1}{2}T \frac{1}{2} > \max \frac{1}{2}t_i \frac{1}{2})$, hvor $T \sim t(n - p - 1)$. Da er,

For $(= 0.05$ og $n = 275$ (antal kommuner) bliver denne sandsynlighed 0.99999925, altså næsten 1, således at man er så godt som sikker på at mindst én kommune vil have et residual, der isoleret set er signifikant på 5% niveau. Sandsynligheden $($ er således ikke signifikanssandsynligheden for outliertestet. Signifikanssandsynligheden er derimod $1 - (1 - ()^n$, der kan være endog meget større end $($.

Idet residualerne ikke er uafhængige, kan man i stedet udnytte en såkaldt Bonferroni ulighed til beregning af en øvre grænse for outliertestets signifikanssandsynlighed. Vælger man den kritiske værdi som $(1 - (/2n)$ -fraktilen i t-fordelingen med $n - p - 1$ frihedsgrader, vil signifikansniveauet ikke blive større end $($, dvs.

Antag at $\max \frac{1}{2}t_i \frac{1}{2}$ er den numerisk største blandt t_1, \dots, t_n . Hvis $\max \frac{1}{2}t_i \frac{1}{2}$ er større end $(1 - (/2n)$ -fraktilen i t-fordelingen med $n - p - 1$ frihedsgrader afvises hypotesen om, at der ikke findes outliere ved et test hvis niveau er højst $($. For $(= 0.05$ og $n = 275$ fås dermed grænsen 3.74 for $\max \frac{1}{2}t_i \frac{1}{2}$, hvilket jo er væsentligt større end 2.

1.3.3 Diagnosticeringsstørrelser for indflydelse

Der findes et meget stort antal af diagnosticeringsstørrelser eller kort diagnostics, der anvendes til at detektere indflydelsesrige observationer. De kan alle udtrykkes ved residualerne r , variansen s^2 og hatmatricens diagonalelementer h_{ii} , der defineres i det følgende. Derved fremtræder disse størrelser som de grundlæggende ved vurderingen af enkeltobservationers indflydelse.

Hatmatricens diagonalelementer (eller kort hat-værdierne) h_{ii} afhænger kun af de forklarende variables værdier. Hat-værdien h_{ii} er et mål for hvor lang afstanden er fra værdien af de forklarende variable for det i 'te datapunkt og til de gennemsnitlige værdier af de forklarende variable for alle datapunkterne. Denne afstand er normeret så værdier af h_{ii} tæt ved 1 angiver

en stor afstand, mens værdier tæt ved nul angiver en lille afstand. Jo tættere hii ligger ved 1, der er den øvre grænse for hii, dvs. jo mere ekstreme de forklarende variable for datapunktet er, jo større er punktets potentielle indflydelse som følge af de forklarende variables værdier alene. Hatmatricens diagonalelementer kan derfor anvendes som en diagnostic, der viser noget om de forklarende variable uden at værdierne af responsvariablen inddrages. Hatmatricens diagonalelementer kaldes også potentialet. Betegnelsen hatmatricen stammer fra at multiplikation med denne matrix fører de observerede værdier af responsvariablen over i de tilpassede værdier .

Med betegnes MK-estimatet for (j beregnet uden anvendelse af det i'te datapunkt. Størrelsen af ændringen i den j'te regressionskoefficient afhænger af de enheder, i hvilke xj måles. Derfor vælger man ofte at betragte den standardiserede differens, idet der normeres med en passende valgt standardafvigelse,

hvor vjj indgår i , og er fejlledsvariansen estimeret uden anvendelse af det i'te datapunkt.

Anvendelsen af DFBETAS har imidlertid den ulempe, at man skal overskue np forskellige tal. Derfor betragtes også et samlet mål for afstanden mellem og for alle $j = 1, \dots, p$. Størrelsen kaldes Cook's afstand eller Cook's D. Cook's D kan imidlertid skrives på formen

hvor r_i er det i'te standardiserede residual og h_{ii} er det i'te diagonalelement i hatmatricen. Så selv om Cook's afstand D egentlig er et mål for, hvor meget udeladelse af én observation påvirker de estimerede parameter-værdier, er D blot et samlet udtryk for de standardiserede residualer r og hat-værdierne h .

Den samlede præcision, hvormed regressionskoefficienterne estimeres, udtrykkes ved kovariansmatricen , men da det er en uoverskuelig opgave at sammenholde de enkelte elementer i en denne kovariansmatrix estimeret hhv. på grundlag af det samlede datamateriale og estimeret uden anvendelse af det i'te datapunkt, anvendes forholdet mellem variansmatricernes determinanter som målestok. Dette forhold kaldes COVRATIO, som mere præcist angiver det kvadrerede forhold mellem rumfangene af konfidensellipsoider for regressionskoefficienterne estimeret med og uden det i'te datapunkt. Da en stor konfidensellipsoide betyder, at parametrene er usikkert bestemt, vil sættet har en gavnlig indflydelse på præcisionen, hvis COVRATIO er stor, dvs. væsentligt større end 1, og det vil forringe præcisionen, hvis COVRATIO er væsentligt mindre end 1.

Der gælder desuden,

så også COVRATIO afhænger af hat-værdien h .

I ovenstående anvendes gentagne gange estimatet for (2, dvs. et estimat for (2 beregnet uden anvendelse af det i'te datapunkt. Det kan vises at,

$$(n - p - 1)s(i)^2 = (n - p)s^2 - i^2/(1 - h_{ii}) ,$$

således at også enkelt kan bestemmes. Atter ses, at datapunkter med store residualer kombineret med ekstreme værdier af de forklarende variable, og dermed store værdier af h_{ii} , har størst indflydelse på skønnet over fejlledsvariansen.

1.3.4 Anvendelse af diagnostics for indflydelse

Det fremgår, at indflydelsen fra det i'te datapunkt dels afhænger af det standardiserede residual, dvs. hvor ekstrem y_i er, set i relation til datapunktets forklarende variable, og dels af h_{ii} , der viser den potentielle indflydelse som følge af de forklarende variables værdier i punktet.

For at danne sig et indtryk af diagnosticeringsstørrelsernes værdier, især for at se om der er datapunkter, for hvilke diagnosticeringsstørrelserne antager værdier, der er væsentligt større end værdierne for de øvrige datapunkter, udføres som regel en række tegninger. Disse diagrammer kan være størrelserne afsat mod observationsnummeret, hvilket giver en let identifikation af de usædvanlige datapunkter. Andre muligheder er at afsætte dem mod de tilpassede værdier, de standardiserede residualer eller mod hatmatricens diagonalelementer.

Den bedste måde at danne sig et indtryk af de enkelte punkters indflydelse på analysen er at afsætte de standardiserede residualer r_i mod hatmatricens diagonalelementer h_{ii} i et koordinatsystem. Derved fremgår om indflydelsen skyldes atypiske værdier af de forklarende variable, hvilket giver store værdier af h_{ii} , afvigende værdier af responsvariablen, der giver numerisk store standardiserede residualer, eller begge dele på en gang. Det visuelle indtryk kan forbedres ved at markere de enkelte punkter med cirkler, hvis arealer er proportionale med Cook's D.

Når et punkt er identificeret ud fra f.eks. Cook's D, kan man ved at se på hatmatricens diagonalelement h_{ii} og det standardiserede residual r_i afgøre, om det er de forklarende variables værdier, der er usædvanlige, om det er responsvariablen, der er usædvanlig, eller eventuelt både de forklarende variable og responsvariablen. Den nærmere betydning af datapunktet for analysen kan så studeres ved hjælp af DFBETAS, der viser punktets betydning for estimerterne for de enkelte regressionsparametre samt ved COVRATIO, der viser datapunktets indflydelse på præcisionen i den samlede analyse.

Det er umuligt at give præcise retningslinier for, hvornår diagnosticeringsstørrelserne har værdier, der bør påkalde sig særlig opmærksomhed. Det er nemlig ikke muligt at støtte sig til vurderinger baseret på sandsynlighedsovervejelser, fordi størrelser som Cook's afstand og COVRATIO afspejler egenskaber ved de forklarende variable, om hvilke der ikke gøres

fordelingsmæssige antagelser i modellen.

En mulighed er at udskille datapunkter, hvis diagnosticeringsstørrelser er ekstreme i forhold til de tilsvarende størrelser for hovedparten af datapunkterne. Denne udvælgelse foregår enklest med de nævnte diagrammer.

En anden mulighed er at vælge afskæringspunkter, således at datapunkter, for hvilke diagnosticeringsstørrelserne overstiger afskæringspunktet, gøres til genstand for en nærmere undersøgelse. Fælles for en række af disse afskæringspunkter er, at de er fastlagt med udgangspunkt i normalfordelingen, på trods af at der ikke findes nogen som helst begrundelse for at værdierne af de forklarende variable skulle være observationer fra en flerdimensional normalfordeling.

Diagonalelementerne i hatmatricen : benyttes som afskæringspunkt.

Cook's afstand : $4/(n - p)$ benyttes som afskæringspunkt.

DFBETAS : benyttes som afskæringspunkt.

COVRATIO : benyttes som afskæringspunkter.

1.3.5 Den samtidige indflydelse fra mere end ét datapunkt

Metoderne til diagnosticering eller identifikation af datapunkter med stor indflydelse er effektive og velegnede i situationer, hvor der kun findes et enkelt datapunkt, hvis indflydelse på skiller sig afgørende ud fra de øvrige punkters.

Hvis der kun anvendes én forklarende variabel, kan indflydelsen fra mindre grupper af datapunkters let opdages ved hjælp af et diagram, hvor responsvariablen afsættes mod den ene forklarende variabel i et koordinatsystem, men i modeller med to eller flere forklarende variable vil simple diagrammer, hvor responsen afsættes mod hver af de forklarende variable, være stort set værdiløse. Det er dog muligt at konstruere diagrammer, der kan anvendes i stedet.

Vi betragter to "regressionsmodeller", én hvor responsvariablen forklares ved alle de forklarende variable undtagen den k 'te og en anden hvor den k 'te forklarende variabel forklares ved hjælp af de resterende forklarende variable. Vi beregner nu MK-residualerne og hhv. i de to regressionsmodeller, og det kan vises, at MK-estimatet for parameteren (k i modellen,

er identisk med MK-estimatet for (k , beregnet direkte i den oprindelige model.

Dette resultat kan fortolkes på følgende måde: Idet repræsenterer den del af y , der ikke kan beskrives ved de forklarende variable $x_1, \dots, x_{k-1}, x_{k+1}, \dots, x_p$, og den del af x_k , der ikke kan beskrives ved disse variable, udtrykker indflydelsen fra x_k på y , efter at der er justeret for indflydelsen fra de øvrige forklarende variable.

Man kan nu konstruere diagrammer der indeholder den samme information som et (x,y) -diagram i en model med en enkelt forklarende variabel. Et diagram, hvor,

, $i = 1, \dots, n$,

afsættes, vil indeholde den samme information om indflydelsen fra de enkelte datapunkter på som (x,y) -diagrammer i modeller med en enkelt forklarende variable. Et diagram hvor punkterne er afsat kaldes et tilføjede variabel diagram. I visse sammenhænge kaldes dette diagram også et partiel-regressions plot. Selv om det tilføjede variabel diagram ikke giver nogen kvantificering af indflydelsen, er det alligevel nyttigt til at identificere små grupper af datapunkter med indflydelse på MK-estimatet.

Cook's afstand lader sig i princippet let generalisere til et mål for den samtidige indflydelse fra to eller flere sæt. Hvis betegner MK-estimatet for (j efter udeladelse af de m sæt med indices $I = (i_1, \dots, i_m)$, kan afstanden $D(I)$ mellem og beregnes. Anvendelsen af denne multiple version af Cook's afstand fører imidlertid til en væsentlig forøgelse af det beregningsmæssige arbejde, da estimationen skal udføres for alle kombinationer bestående af m ud af de n punkter i datamaterialet. Ved kun at se på de kombinationer, der giver de største værdier af $D(I)$ kan overskueligheden imidlertid bevares.

Et simplere alternativ består i successive beregninger af Cook's afstand. Man finder først det datapunkt, der har den største værdi af Cook's afstand. Finder man, at denne værdi er uforholdsmæssig stor, udelades det pågældende datapunkt og en ny beregning af Cook's afstand foretages. Man kan nu plukke datapunkter ud, indtil der ikke længere forekommer værdier af Cook's afstand, der er markant større end for de øvrige datapunkter. Der er imidlertid ingen sikkerhed for at udvælgelsen af en gruppe datapunkter ved denne teknik netop resulterer i den gruppe, der tilsammen har den største indflydelse på værdien af MK-estimatet.

1.3.6 Behandling af indflydelsesrige observationer

Som det ses af beskrivelsen af indflydelsesrige observationer, er der mange muligheder for de videre skridt, efter at en eller flere kommuner er fundet at være specielt indflydelsesrige. Behandlingen afhænger groft beskrevet om indflydelsen kan karakteriseres som gavnlige eller skadelige.

Gavnlig: Hvis COVRATIO for en indflydelsesrig kommune er væsentlig større end 1, vil udeladelse af kommunen medføre, at parametrene estimeres med en større usikkerhed. Kommunen passer derfor godt ind i modellen og dens indflydelse skyldes kun, at den med atypiske værdier af de forklarende variable bidrager mere end andre til den præcisionen af estimationen. Sådanne datapunkter skal man være glad for.

Skadelig: Hvis Covratio er væsentlig mindre end 1, samtidigt med at det standardiserede residual er stort, eller hat-værdien er stor, er det en kommune, der kan påvirke estimationen i uheldig retning. Som regel vil det være kommuner, der ikke beskrives godt ved den fundne model, men som alligevel vil trække estimererne i en retning, der trods alt vil beskrive dem nogenlunde. Denne påvirkning af estimererne medfører så, at de øvrige kommuner beskrives tilsvarende dårligt af modellen. Der kan selvfølgelig være tale om datafejl, måske definitionsfejl eller periodeafgrænsningsfejl i regnskabsoplysningerne. Hvis det ikke er tilfældet, er det ideelle at bestemme, hvad der er atypisk ved disse kommuner, f.eks. om det er de rige forstadskommuner. Derved kan det være muligt at finde yderligere forklarende variable, der kan bringe dem ind i modellen igen. Ellers må man beslutte, at disse kommuner ikke passer ind i den samme model, som beskriver de øvrige, og blot udelade dem fra estimationen. Denne mulighed vil dog være svær at forsvare over for lokalpolitiske interesser.

1.4

Transformationer

Når regressionsfunktionens form ikke vælges ud fra teoretisk viden eller erfaring fra andre lignende analyser, er det almindeligt først at betragte en lineær regressionsmodel for de variable, y, x_1, \dots, x_p , af hvilke der er foretaget observationer, dvs. modellen,

$$y_i = (1 + (2x_{i2} + \dots + (px_{ip} + e_i .$$

Antag nu at modelkontrollen viser, at en eller flere af forudsætningerne for anvendelsen af MK-metoden ikke kan anses at være opfyldt. Der kan være tale om, at den forventede værdi af responsvariablen ikke er lineær i en eller flere af de forklarende variable, at fejlleddenes varians ikke er konstant, eller at fejlleddene ikke er normalfordelte. I sådanne tilfælde vil MK-metoden i bedste fald ikke være optimal, i værste fald vil analysens konklusioner være helt upålidelige.

En mulighed er at approksimere en krummet funktion med et andengradspolynomium. Antag f.eks. at et residualdiagram viser, at der næppe er linearitet i den variable x_2 . Ved at udvide den simple lineære regressionsmodel med x_2^2 som forklarende variabel omformuleres modellen til,

$$y_i = (1 + (2x_{i2} + (3x_{i2}^2 + e_i .$$

Sættes $x_3 = x_2^2$, ses at modellen rent teknisk stadig blot er en sædvanlig multipel lineær regressionsmodel. Hvis man er i tvivl, om hvorvidt det er nødvendigt at tage hensyn til en eventuel krumning, kan man teste hypotesen $H_0: (3 = 0$. Accepteres denne hypotese, kan man beslutte at se bort fra en eventuel krumning. Accepteres hypotesen derimod ikke, kan man overveje, hvorledes man ønsker at modellere krumningen. Må hypotesen afvises, bør man ikke arbejde videre med en model der er lineær i x_2 . Man kan også vælge at tilføje led af en potens højere end 2. Herved får man en model af formen,

$$y = (1 + (2x_2 + (3x_2^2 + \dots + (px_2^{p-1} + e ,$$

der kaldes en polynomial regression. I denne model skal man være opmærksom på at der er væsentlig samvariation mellem de forklarende variable, hvilket giver sig udslag i kollinearitet.

En anvendelse af polynomial regression med det ene formål at opnå en bedre tilpasning til data, må imidlertid frarådes. Man vil nemlig ofte blot tilpasse modellen til en variation i responsvariablen, der måske bør opfattes som tilfældig og næppe kan genfindes i andre, lignende materialer. Kun hvis denne funktionsform kan begrundes i f.eks. en naturlov, kan polynomial regression tilrådes. Økonomiske fænomener som stordriftsfordele kan ikke beskrives på denne måde, da et polynomium i x vil divergere mod enten plus eller minus uendelig for x gående mod uendelig. Derfor vil et polynomium kun kan være anvendeligt for værdier af den forklarende variabel i et begrænset interval.

1.4.1 Box-Cox transformation

I stedet for at anvende polynomial regression kan man ved bestemmelsen af regressionsfunktionens form tage udgangspunkt i familien af potenstransformationer, defineret ved,

1

Familien er parametriseret ved hjælp af $($, og den består af de egentlige potenstransformationer $x^{(}$ (for $(< 0$) og af logaritmetransformationer $\log(x)$ (for $(= 0$). Den lidt specielle form er valgt for at opnå kontinuitet i $($, idet,

Familien af transformationer kaldes Box-Cox transformationer. Antag f.eks. at en kontrol af modellen har vist, at der næppe er tale om linearitet i x_p . Man kan da undersøge om linearitetsantagelsen er mere acceptabel, såfremt x_p erstattes med potenstransformationen $x_p^{(}$. Herved fremkommer modellen,

$$y = (1 + (2x_2 + \dots + (p-1x_p^{p-1} + (px_p^{(} + e .$$

Såfremt $($ er ukendt er det ikke en lineær model, idet den ikke er lineær i

regressionskoefficienterne og β , når også β opfattes som ukendt parameter. Ved hjælp af en 1. ordens Taylor approksimation af funktionen x^{β} kan man imidlertid indenfor rammerne af en MK-analyse undersøge, om der er nogen fordel forbundet med, for en passende værdi af β , at erstatte x^{β} med x^{β} . Vi har at,

$$x^{\beta} = (x + ((\beta - 1)x) \log x),$$

såfremt β ligger i nærheden af 1, da den afledede af x^{β} efter β er $x^{\beta} \log x$. Erstattes nu x^{β} med denne approksimation får regressionsmodellen formen,

$$y_i = (1 + (2x_i^2 + \dots + (\beta x_i^{\beta} + (x_i^{\beta} \log x_i^{\beta} + e_i),$$

hvor $\beta = (\beta - 1)$.

Estimeres parametrene ved MK-metoden, kan β beregnes ud fra MK estimatoren for β og p for $(\beta - 1)$,

$$y_i = (1 + (2x_i^2 + \dots + (\beta x_i^{\beta} + e_i).$$

Potensen β estimeres ved,

.

Bemærk at $(\beta, \text{ koefficienten til } x^{\beta}, \text{ estimeres i modellen uden leddet } x^{\beta} \log(x^{\beta}))$.

Hvis β ligger tæt ved 1, giver data intet grundlag for at erstatte x^{β} med en potenstransformation. Ligger derimod β tæt ved 0 kan det være fordelagtigt at erstatte x^{β} med $\log x^{\beta}$, idet man sædvanligvis vil foretrække pæne værdier af β som f.eks. 1, 0.5, 0, -0.5 eller -1. Det er naturligvis muligt at foretage tilsvarende vurderinger for samtlige forklarende variable.

En fordel ved den her beskrevne fremgangsmåde er, at man kan vurdere, om behovet for at anvende en potenstransformation primært skyldes enkelte datapunkter, eller om det er bredere funderet. Dette gøres ved hjælp af diagnosticeringsstørrelserne til vurdering af indflydelsen fra enkelte datapunkter på analysens konklusioner især på den estimerede værdi af β . Ofte vil det nemlig være nogle få, ekstreme datapunkter, der udgør den væsentligste grund til at en transformation overvejes.

Den her beskrevne fremgangsmåde, baseret på familien af potenstransformationer, til vurdering af behovet for at transformere én eller flere af de forklarende variable, kaldes Box-Tidwell metoden.

1.4.2 Transformation af responsvariablen

Hvis den forventede respons kan skrives på formen,

$$E[y^{\beta} | x^2] = (1 + \exp\{2x^2\}),$$

får man ved at tage logaritmen til begge sider,

$$\log E[y^{\beta} | x^2] = \log(1 + (2x^2).$$

De to udtryk er ækvivalente, idet logaritmefunktionen er monoton, så vi altid bestemmer det ene af udtrykkene ud fra kendskab til det andet.

Da det sidste udtryk er lineært i de ukendte regressionskoefficienter $\log(1 + (1)$ og (2) , kan man estimere disse parametre ved MK metoden. Hvis fejllleddene opfylder standardforudsætningerne, vil MK-metoden give variansminimale estimators for $\log(1 + (1)$ og (2) .

Antag at fejllleddene indgår multiplikativt i det oprindelige udtryk, altså at,

fås,

$$\log y_i = \log(1 + (2x_i^2 + \log(1 + e_i)).$$

Idet $\text{var}[e_i] = (2)$ er uafhængig af $E[y_i | x_i^2]$, er også $\text{var}[\log(1 + e_i)]$ uafhængig af den forventede værdi af responsvariablen. Imidlertid gælder, at $E[\log(1 + e_i)] = (1) (0)$, uanset at $E[e_i] = 0$. Skrives modellen på formen,

$$\log y_i = ((1 + (1) + (2x_i^2 + u_i),$$

vil fejllleddene u_i opfylde standardbetingelserne, således at MK-metoden kan anvendes til estimation af $((1 + (1)$ og (2) , hvor jo netop (2) som oftest er af størst interesse.

Det fremgår heraf, at når fejllleddet indgår multiplikativt, kan man ved en logaritmisk transformation af begge sider af modellen frembringe en regressionsmodel, der er lineær i de ukendte regressionskoefficienter (der ganske vist ikke er helt identiske med koefficienterne i den oprindelige model), og hvis fejllleddet opfylder standardbetingelserne. En estimation af parametrene på grundlag af den transformerede model giver derfor en optimal udnyttelse af informationen i data.

Hvis derimod fejllleddet er additivt, dvs. modellen for y kan skrives på formen,

,

fås, at,

Hvis fejllæddene, der opfylder standardbetingelserne, indgår additivt, vil standardbetingelserne altså ikke være opfyldt i den transformerede model. Dette betyder, at den fordel man rent beregningsmæssigt ved lineariseringen modsvares af et tab i præcision som følge af, at fejllæddene ikke har konstant varians. I denne situation kan man anvende ikke-lineær regression til estimation af (1) og (2).

Tilsvarende kan,

lineariseres ved en logaritmisk transformation. Hvis man i denne situation finder, at fejllæddenes varians tilsyneladende vokser med den forklarende variables niveau, kan man transformere både x og y logaritmisk i håb om, at fejllæddene i den transformerede ligning har konstant varians.

Ovenstående betragtninger kan naturligvis generaliseres til regressionsfunktioner med flere forklarende variable.

1.4.3 Ikke-lineær regression

I forbindelse med estimationen af parametrene nævntes, at en linearisering af den strukturelle komponent og anvendelsen af MK-metoden ikke nødvendigvis er særlig hensigtsmæssig. I stedet kan man, hvis funktionsudtrykket f.eks. har formen,

$$E[y|x] = (1 + \exp\{2x\})^{-1},$$

og fejllæddene indgår additivt, bestemme MK-estimer ved at minimere,

$$\sum_{i=1}^n ((y_i - (1 + \exp\{2x_i\})^{-1})^2).$$

Dette kaldes ikke-lineær regression. Her minimeres summen af de kvadrerede afvigelser mellem den observerede respons og regressionsfunktionen. Disse MK-estimer kan ikke bestemmes eksplicit, men de kan naturligvis bestemmes ved en passende edb-procedure.

Principielt kan man naturligvis forsøge at beskrive y ved en vilkårlig funktion af de forklarende variable og estimere parametrene i denne funktion ved MK-metoden. I praksis viser det sig dog, at man tit har svært ved at få den anvendte procedure til at konvergere og at den funktionsform, der opstilles, måske ikke entydigt bestemmer parameterværdierne. Ikke-lineær regression kan derfor være så kompliceret, at man foretrækker et lineært udtryk eventuelt efter en transformation.

1.5

Dummy-variable

En binær variabel kan kun antage to værdier, der i det følgende sættes til henholdsvis 0 og 1. En binær variabel kan f.eks. defineres værdien 0, hvis kommunen har socialistisk styre og 1 ellers.

Vi betragter først en situation, hvor responsvariablen y skal beskrives ved to forklarende variable, den kvantitative variabel x_2 og den binære variabel x_3 . Vi nummererer datapunkterne, således at $x_3 = 0$ for de første n_0 og $x_3 = 1$ for de sidste $n - n_0$ datapunkter. Indsættes den binære variabel direkte, får en lineær regressionsmodel formen,

$$y_i = (1 + \beta_2 x_{i2} + \beta_3 x_{i3} + \epsilon_i), \quad i = 1, \dots, n.$$

For $i = 1, \dots, n_0$ fås,

$$y_i = (1 + \beta_2 x_{i2} + \epsilon_i),$$

og for $i = n_0 + 1, \dots, n$ fås,

$$y_i = (1 + \beta_2 x_{i2} + \beta_3 + \epsilon_i) = ((1 + \beta_3) + \beta_2 x_{i2} + \epsilon_i).$$

Koefficienten til den binære variabel med værdierne 0 og 1 vil repræsentere den forventede ændring i responsvariablen, når x_3 ændres fra den første til den anden kategori, en ændring der er uafhængig af værdien af x_2 .

På tilsvarende måde kan man introducere en kategoriseret variabel med K kategorier, f.eks. K landsdele, i form af $K - 1$ binære variable. Modellen skrives som,

$$y_i = (1 + \beta_2 x_{i2} + \beta_3 z_{i3} + \dots + \beta_K z_{iK} + \epsilon_i).$$

Regressionskoefficienten β_k fortolkes i denne model som afstanden mellem regressionsfunktionerne for kategorierne k og 1, der opfattes som en basiskategori. Hvis man skal vurdere om den kategoriserede variabel yder et væsentligt bidrag til beskrivelsen af responsvariablen, må man ved et F -test vurdere, om samtlige $K - 1$ regressionskoefficienter (β_k) samtidig kan sættes til 0.

Hvis effekten på responsvariablen af en ændring i den forklarende variabel, x_2 afhænger af niveauet af en anden forklarende variabel, x_3 , kan man indføre produktleddet, $x_2 (x_3)$

modellen,

$$y = (1 + (2x_2 + (3x_3 + (4(x_2 (x_3) + e .$$

Sættes $x_4 = x_2 (x_3$ er modellen en sædvanlig lineær regressionsmodel, i hvert fald ud fra en rent estimationsteknisk betragtning. Man siger, at modellen indeholder en vekselvirkning mellem x_2 og x_3 .

Modeller med produktled anvendes til at vurdere, om to eller flere regressionsfunktioner er parallelle. Lad x_2 være en kvantitativ variabel og x_3 en binær variabel, hvis kategorier tildeles scorerne 0 og 1. Nu opstilles en simpel lineær regressionsmodel for $x_3 = 0$ og $x_3 = 1$:

I modsætning til modellen tidligere forudsættes det altså ikke, at de to regressionslinier har samme hældning. Ved anvendelse af produktledet $x_2 (x_3$ kan de to linier skrives på formen.

$$y = (1 + (2x_2 + (3x_3 + (4(x_2 (x_3) + e .$$

Sættes x_3 til henholdsvis 0 og 1 ses at,

$$(10 = (1$$

$$(20 = (2$$

$$(11 = (1 + (3$$

$$(21 = (2 + (4 .$$

Hypotesen $H_0: (20 = (21$ om at de to linier har samme hældning, er altså i modellen ensbetydende med $H_0: (4 = 0$. Accepteres hypotesen om identiske hældninger, kan man fortsætte med at teste om de to regressionslinier kan anses for at være sammenfaldende. Dette kan enten gøres ved at teste $H_0: (3 = 0$ efter at $(4$ er sat til 0, eller ved at teste den sammensatte hypotese $H_0: (3 = (4 = 0$.

En lignende teknik kan naturligvis benyttes til at teste om K regressionslinier er parallelle eller om K regressionsplaner er parallelle. Et problem ved modeller med mange dummyvariable er, at der kan optræde kollinearitetsproblemer. Anvendes f.eks. dummyvariable for landsdele vil, de nemlig samvariere med forklarende variable som f.eks. beskatningsgrundlaget, der jo er størst i bykommunerne og i Københavns forstæder.

En oplagt anvendelse af dummyvariable i data om danske kommuner er at sikre, at de mekanismer, f.eks. sammenhængen mellem udgiften til folkeskolen pr. barn som funktion af andelen enlige forsørgere, regressionsmodellerne søger at afdække, er de samme i by som på land, altså at regressionsplanerne er parallelle. Disse tests udføres ved at teste om visse regressionskoefficienter til dummyvariablene og produktvariablene er nul. Kun hvis det accepteres, at mekanismerne er ens i de forskellige områder, er det rimeligt at estimere helt uden dummyvariable for at danne skøn over de koefficienter, der bør anvendes i udligningen.

1.6

Kollinearitet

Hvis der optræder tilnærmelsesvis lineære relationer mellem værdierne af de forklarende variable, siges at der er kollinearitet eller multikollinearitet i data.

Et hyppigt forekommende symptom på kollinearitet er, at en variabel, man på forhånd havde forventet skulle spille en væsentlig rolle for beskrivelsen af responsvariablen, viser sig at være insignifikant. Årsagen til den manglende signifikans kan nemlig være, at den estimeres med en meget stor varians som følge af, at den variable er korreleret med en eller flere af de øvrige forklarende variable. Den kan imidlertid også skyldes, at estimatet for fejlledsvariansen er stort, fordi værdierne af den pågældende variabel har udvist en for ringe variation, eller simpelthen at forhåndsantagelsen om den variables betydning var forkert.

Et symptom, der ofte fremhæves, består i at en regressionskoefficient estimeres med et fortegn, der er det modsatte, af hvad man på forhånd havde forventet. Det forkerte fortegn kan nemlig skyldes, at kollineariteten gør usikkerheden på den estimerede koefficient meget stor.

En stor værdi af R^2 , sammen med mange insignifikante regressionskoefficienter, kan også skyldes kollinearitet. Da en t -værdi afspejler betydningen af en variabel, efter at der er justeret for værdierne af de øvrige variable, kan årsagen til den manglende signifikans nemlig være, at de variable i et vist omfang kan erstatte hinanden, uden at det går ud over forklaringsgraden. Selvfølgelig kan årsagen til dette også blot være, at en del af de forklarende variable faktisk er uden væsentlig betydning.

Et sikkert symptom på kollinearitet er høj korrelation mellem to forklarende variable. Derfor benyttes korrelationsmatricen for de forklarende variable ofte som grundlag for kollinearitetsdiagnosticeringen, men desværre kan et fravær af høje korrelationer ikke tages som et udtryk for fravær af kollinearitet.

Endelig kan kollinearitet give sig til kende ved, at udeladelsen af en forklarende variabel radikalt ændrer estimaterne for koefficienterne til en eller flere af de tilbageværende variable. Også ændringer i MK-estimaterne for regressionskoefficienterne ved udeladelse af et enkelt datapunkt kan være et tegn på kollinearitet.

1.6.1 Den variansinflaterende faktor

Kollinearitet medfører bl.a. at det er muligt at reproducere værdierne af visse af de variable rimeligt præcist ved lineære funktioner af en eller flere af de øvrige forklarende variable. I hvilket omfang det er tilfældet, kan vurderes ved faktisk at udføre regressioner af hver af de forklarende variable på de øvrige forklarende variable og beregne determinationskoefficienter og t-værdier for koefficienterne i de enkelte relationer. Selv om t-værdierne ikke kan tillægges nogen statistisk betydning, da de forklarende variable opfattes som faste tal og ikke som stokastiske variable, kan de dog benyttes som indikatorer for hvilke af de variable, der især samvarierer.

Betegner R_j^2 determinationskoefficienten for en beskrivelse af x_j ved en lineær funktion af de øvrige forklarende variable, kan en høj værdi af R_j^2 fortolkes som tegn på en tilnærmelsesvis lineær relation mellem x_j og en eller flere af de øvrige forklarende variable.

I stedet for direkte at benytte R_j^2 ved kollinearitetsdiagnosticeringen, anvender man ofte,

der kaldes den variansinflaterende faktor. Denne betegnelse skyldes, at VIF_j viser, hvor meget variansen er forøget af kollineariteten, i forhold til en hypotetisk situation, hvor den variable var ukorreleret med alle de øvrige forklarende variable. Den variansinflaterende faktor vil være stor for alle forklarende variable, der indgår i kollineariteter.

Der findes ingen faste regler for hvor stor VIF skal være for at kollineariteten er væsentlig, men da VIF har en konkret fortolkning, kan man i hvert enkelt tilfælde vurdere, om f.eks. en 5-dobling af variansen på en estimeret parameter som følge af kollinearitet er meget eller lidt. Desuden findes andre, mere matematisk komplicerede, metoder til at afdække kollinearitetsforholdene.

1.6.2 Metoder til afhjælpning af kollinearitet

Når man skal forsøge at afhjælpe konsekvenserne af kollinearitet, er det vigtigt at huske, at kollineariteten ikke er en følge af at modellen er forkert eller er fejlspecificeret. Derimod skyldes kollineariteten, at data ikke indeholder tilstrækkelig information til at belyse alle relevante aspekter af modellen, da virkningerne af de enkelte forklarende variable på responsvariablen ikke kan adskilles. Det er derfor nødvendigt at supplere de foreliggende data med yderligere information om regressionskoefficienterne.

En kilde til supplerende information er indsamling af yderligere datapunkter; men det er ikke relevant her, hvor datamaterialet er alle landets kommuner. En anden mulighed er tilføjelsen af a priori viden om værdierne af regressionskoefficienterne, hvilket leder frem til forskellige former for Bayes estimation. En tredje mulighed er Ridge metoden, hvorved der kan opnås en estimator, der er mere præcis end MK-estimatoren mod den pris, at der opstår en skævhed i estimationen. Disse muligheder anvendes i praksis ikke i Danmark, mens de i den i angelsaksiske statistiske tradition er mere udbredt. Det vil derfor ikke være nogen idé at introducere dem i Indenrigsministeriets estimationer.

1.6.3 Udeladelse af en forklarende variabel

En metode, der ofte foreslås til afhjælpning af konsekvenserne af kollinearitet, er at udelade en forklarende variabel fra den opstillede model, selvom den udeladte variabel bidrager signifikant til forklaringen af responsvariablen. Antag f.eks. at de forklarende variable x_2 og x_3 indgår i en kollinear relation, og at derfor både (2 og (3 estimeres med relativt store varianser. Udelades f.eks. x_3 af modellen kan man håbe på at variansen på MK-estimatoren for (2 reduceres. Hvis samtidig modellen uden x_3 giver en næsten ligeså god beskrivelse af data som modellen med x_3 , kan det umiddelbart se ud til at være en god idé at udelukke x_3 fra modellen, især hvis kollineariteten i den reducerede model er ubetydelig.

Hvis man kun er interesseret i på en simpel måde at beskrive sammenhængen i data mellem responsvariablen og de forklarende variable, kan den reducerede model måske anses for at være tilfredsstillende. Er man derimod interesseret i at estimere regressionskoefficienterne med henblik på at opnå indsigt i hvorledes hver af de forklarende variable påvirker responsen, dvs. at bestemme den datagenererende mekanisme, vil den reducerede model være utilfredsstillende. Dels estimeres (3 overhovedet ikke i denne model, og den eneste begrundelse for at udelukke x_3 er, at den er involveret i en kollinearitet, ikke at den anses for at være uden indflydelse på responsen. Vi mister således muligheden for at vurdere hvorledes x_3 påvirker responsen ved helt at udelade x_3 af analysen. Også indflydelsen fra x_2 på responsen kan imidlertid være vanskelig at vurdere i den reducerede model. Det skyldes, at den formindskede varians på MK-estimatoren for (2 kan være betalt med en betydelig skævhed, således at , bestemt i den reducerede model, kan give et fortegnede billede, af hvorledes x_2 påvirker responsvariablen. Også hvis den estimerede model skal benyttes til beregning af forudsigelser af responsvariablen, kan den lille model komme til kort på grund af skævheden på . Ved beregningen af forudsigelser er det nemlig ikke præcisionen på de enkelte estimatorer, der har interesse, men derimod præcisionen på den samlede regressionsfunktion. Store varianser på de enkelte estimerede regressionskoefficienter kan opvejes af korrelationen mellem dem, og det samlede resultat af en forudsigelse ved den store model kan derfor vise sig at være bedre end resultatet af en forudsigelse ved hjælp af den reducerede model, hvor man så oven i købet kan risikere, at forudsigelsen er behæftet med en betydelig skævhed.

Konklusionen af disse betragtninger bliver, at variabeludeladelse som et middel til at fjerne konsekvenserne af kollinearitet i bedste fald er værdiløs, i værste fald skadelig. Da kollinearitetsproblemet opstår på grund af manglende information i data, er der ingen grund til at forvente, at problemet fjernes ved at reducere den i forvejen sparsomme mængde information.

I mange tilfælde skyldes kollineariteten, at de forklarende variable beskriver forskellige

aspekter af den samme egenskab ved kommunen, f.eks. at dens rigdom beskrives ved mange forklarende variable. I disse tilfælde er det muligt at sige, at kun én af de forklarende variable for rigdom medtages, dvs. egentlig at udelade de øvrige. En anden mulighed er at samle de mange forklarende variable til én, en såkaldt principalkomponent, der samler information fra alle de potentielle forklarende variable. Denne sidste mulighed vil dog være umulig at præsentere udadtil, da den forklarende variable bliver umulig at fortolke.

I mange eksempler er kollinearitet en "selvforskyldt plage", der skyldes den måde, man har valgt de forklarende variable. F.eks. vil polynomial regression ofte give kollinearitetsproblemer, da der er en kollinear relation mellem en forklarende variabel og den samme variabel kvadreret. Ligeledes vil der ofte være kollinearitet i modeller med kategoriserede forklarende variable. I disse tilfælde løses intet problem ved at udelade en forklarende variabel. Derimod giver kollineariteten anledning til at revurdere om modelspecifikationen nu også er rimelig. Problemet er, at hvis dummyvariable og kontinuerte forklarende variable forklarer den samme del af responsvariablens variation, kan data ikke afgøre hvilke der forklarer hvad, så det op til andre at afgøre dette. Hvis enten dummyvariable for landsdele eller beskatningsgrundlaget som kontinuert forklarende variabel forklarer variationen i en udgiftspost må analytikerne beslutte, om variationen skyldes, at der er forskelle i beskatningsgrundlaget mellem by og land eller om den skyldes forskelle i urbaniseringsgrad.

1.6.4 Forudsigelse

Vi benytter estimatet,

,

som forudsigelse. En forudsigelse beregnet på grundlag af en estimeret regressionsfunktion er behæftet med usikkerhed. En del af denne usikkerhed skyldes anvendelsen af de estimerede regressionskoefficienter ved beregningen i stedet for de sande parameterverdier (. Desuden er der den usikkerhed, der skyldes at den observerede værdi varierer omkring forudsigelsen som udtrykt ved fejllæddet e . Disse statistiske usikkerheder lader sig let kvantificere i form af varianser, forudsat naturligvis at den betragtede model giver en passende beskrivelse af responsvariablen.

Usikkerheden kan imidlertid også skyldes andre forhold. Den kan afhænge, af hvorledes den benyttede model er udvalgt og hvilke data, der har ligget til grund for estimationen af regressionskoefficienterne. Endvidere har det betydning at de forhold, under hvilke forudsigelsen skal beregnes, er sammenlignelige med de forhold under hvilke selve datamaterialet er indsamlet. I modsætning til den statistiske usikkerhed lader sådanne problemer sig imidlertid kun vanskeligt kvantificere.

Når en estimeret model anvendes til forudsigelse, bør modellens form være valgt uafhængigt af estimationsmaterialet. Endvidere skal estimationsmaterialet helst udgøre en repræsentativ stikprøve fra en veldefineret population, indenfor hvilken forudsigelsen skal foretages. Dette udtrykkes også ved at sige, at de betingelser, under hvilke forudsigelsen foretages, ikke må adskille sig væsentligt fra de betingelser, under hvilke estimationsmaterialet er indsamlet. Antag at man på grundlag af sammenhørende observationer af en responsvariabel y og en enkelt forklarende variabel x , dvs. $p = 2$, har estimeret en simpel lineær regressionsmodel. De observerede værdier af den forklarende variabel er alle indeholdt i intervallet $[a,b]$, hvor a angiver den mindste og b den største observerede værdi af x . Ved en residualanalyse kan man undersøge om modellen giver en acceptabel beskrivelse af relationen mellem x og y for værdier af x indeholdt i $[a,b]$. Dette kan begrunde anvendelsen af den estimerede model til forudsigelse af y for værdier af x i intervallet. En sådan forudsigelse kaldes en interpolation. Hvis man ønsker at benytte den estimerede model til ekstrapolation, dvs. til forudsigelse for værdier af x udenfor $[a,b]$, vil man imidlertid være på mindre sikker grund. Udenfor dette interval er der nemlig ikke noget empirisk grundlag for at beskrive responsvariablen ved den estimerede model.

Betragtes en regressionsmodel med to forklarende variable, dvs. $p = 3$, vil man empirisk kunne begrunde sammenhængen mellem responsvariablen og de forklarende variable for værdier af de forklarende variable, der ligner dem, der forekommer i estimationsmaterialet. Kombinationer af de forklarende variable udenfor dette område vil derimod være ekstrapolationer. En forudsigelse kan godt være en ekstrapolation, selv om værdierne af de forklarende variable hver for sig er centralt placerede i forhold til værdierne af de forklarende variable i estimationsmaterialet. Beregnes forudsigelsen for en kombination, der ikke forekommer i estimationsmaterialet, vil det være en ekstrapolation.

I modeller med flere end $p = 3$ forklarende variable er det ikke muligt at skelne mellem ekstrapolationer og interpolationer på grundlag af grafiske fremstillinger af estimationsmaterialet. For at karakterisere placeringen af et nyt sæt af værdier af de forklarende variable i forhold til værdierne af de forklarende variable i estimationsmaterialet, anvendes i stedet et numerisk mål svarende til hat-værdierne h_{ii} for afstanden fra det nye sæt til gennemsnittene af de forklarende variables værdier i datamaterialet. Denne afstand sammenlignes med de tilsvarende afstande i datamaterialet og hvis den er mindre end den største afstand i datamaterialet kan situationen opfattes som en interpolation.

Den kommunale udligning foregår i praksis efter metoder, der har store fællestræk med beregning af forudsigelser. Det vil derfor være en god idé, at man ved konsekvensberegninger af forskellige udligningsordninger ser nærmere på de kommuner, der har de største hat-værdier, idet det vil være de kommuner, der sandsynligvis vil blive mest påvirket af ændringer i beregningsformlerne.

1.7

Vægtet MK-regression

En af betingelserne for, at MK-metoden frembringer variansminimale estimatorer for regressionskoefficienterne, er varianshomogenitet eller homoskedasticitet, dvs. at alle fejllad har samme varians. Er denne betingelse ikke opfyldt, siges der at være heteroskedasticitet. Heteroskedasticitet medfører, at regressionskoefficienterne ikke estimeres på optimal måde eller endda, at modellen fejlspecificeres ved mindste kvadraters metode og desuden vil konklusioner på tests kunne blive fejlagtige.

Man kan i visse tilfælde transformere de størrelser, der indgår i modellen, især responsvariablen, for at opnå varianshomogenitet i den transformerede model. En anden mulighed er at anvende en alternativ estimationsmetode, såfremt man har kendskab til størrelsesforholdene mellem de enkelte fejlladsvarianser. Denne fremgangsmåde er at foretrække, når den forventede værdi af responsvariablen rent faktisk er lineær i de forklarende variable. Her kan transformationer af regressionsmodellen nemlig ødelægge lineariteten og desuden vanskeliggøre fortolkningen af de estimerede regressionskoefficienter. Dette sidste argument er af stor betydning i analyser af kommunale udgifter, da udgifter jo måles i kroner og forklarende variable i antal individer etc.

Antag at,

$$\text{var}[e_i] = (i_2 = (2/w_i),$$

hvor mindst to af vægtene w_i 'erne er forskellige. Ved tilpasningen af regressionsfunktionen er det da naturligt, at datapunkter med en lille fejlladsvarians (i_2 (eller en stor værdi af w_i)) tillægges større vægt end datapunkter med en stor fejlladsvarians. Begrundelsen herfor er, at datapunkter med små fejlladsvarianser forventes at ligge tættere ved den sande regressionsfunktion end datapunkter med store fejlladsvarianser. Datapunkterne med lille fejlladsvarians (i_2 har derfor stor vægt w_i . Man minimerer derfor,

Den værdi, der minimerer dette udtryk, kaldes et vægtet MK-estimat eller et VMK-estimat med vægtene w_1, \dots, w_n .

Den vægtede kvadratafvigelsessum kan også, idet der ses bort fra den fælles faktor $1/(2$, skrives som,

$$((y_i^* - (1(w_i - (2x_{i2}^* - \dots - (p x_{ip}^*)^2),$$

hvor

Det vægtede MK-estimat er derfor identisk med MK-estimatet for (i den transformerede model, hvor x^* -erne anvendes om forklarende variable. Hvis modellen indeholder et intercept, skal den første forklarende variabel være kvadratroden af w_i .

Estimatet for (2 beregnes ved anvendelse af residualerne fra den transformerede model som

Som grundlag for modelkontrollen anvendes de standardiserede residualer i den transformerede model. Ligeledes skal de forskellige diagnosticeringsstørrelser for enkeltobservationers indflydelse beregnes heri.

Hvis man antager, at fejlladene er normalfordelte, vil den vægtede MK-estimator være identisk med maksimum likelihood estimatoren for (, og den vil derfor være mindst lige så præcis som enhver anden middelret estimator, dvs. at den vægtede estimator for (j har en præcision, der vil være større end præcisionen på MK-estimatoren j.

1.7.1 Behov for vægtning ud fra teoretiske kriterier

Hvis responsen y_i er beregnet som et gennemsnit over m_i individer, der er uafhængige er ($i_2 = (2/m_i$, hvor (2 opfattes som variansen knyttet til ét individ. Benyttes i stedet for gennemsnittet summen over de m_i individer som responsvariabel fås, at $\text{var}[e_i] = (2m_i$, dvs. $w_i = 1/m_i$.

Anvendes den gennemsnitlige udgift til skoler pr. barn som responsvariabel er m_i lig med antal skolebørn i kommunen. Disse beregninger forudsætter imidlertid, at udgiften pr. skolebarn i en kommune varierer med en middelværdi, der er bestemt ved hjælp af de forklarende variable og med samme varians. Desuden kræver de, at udgifterne pr. barn varierer uafhængigt fra barn til barn, hvilket kan være en tvivlsom antagelse, da søskende eller mere generelt børn i samme del af kommunen ofte har ens udgiftsbehov. Det medfører, at variansen ($i_2 = (2/m_i$ for et gennemsnit, er for "lille", så f.eks.,

,
er mere passende. Tilsvarende vil ($i_2 = (2m_i$, når en total betragtes, give for store vægte, så f.eks.,

,
bedre beskriver heteroskedasticiteten.

Mere generelt vil det være naturligt at anvende vægtene med en værdi af (over nul for en total og en værdi af (under nul, når responsvariablen er et gennemsnit.

Vil man søge at bestemme vægtene teoretisk har man følgende muligheder:

- a) Ingen vægtning.
- b) Vægt $1/m_i$ eller m_i for gennemsnit resp. totaludgift.
- c) En vægt der afhænger af m_i , f.eks. , hvor den præcise form bestemmes af data.

I a) anvendes den enkelte kommune som analyseenhed, fordi man siger, at hver kommune ud fra de nødvendige krav, befolkningssammensætning etc. udtrykt ved de forklarende variable stiller, selv bestemmer sit udgiftsniveau ved en procedure, som i denne forbindelse anses at være stokastisk.

I b) fokuseres på det enkelte individ som analyseenhed. I sin yderste konsekvens betyder synspunkt b), at kommunerne ikke tillægges indflydelse på skoleudgifterne for det enkelte barn, men at udgiftsbehovet beregnes for hvert barn i landet ud fra de forklarende variables værdier for et enkelte barn. Kommunernes udgifter findes da som summen af børnenes udgiftsbehov.

Mulighed c) er ofte mest realistisk. Idet anvendelse af vægtene 1 (ingen vægtning) m eller $1/m$ alle vil give sig udslag i heteroskedasticitet i residualerne. Valget af vægte foregår i praksis ved hjælp af en række diagrammer som beskrevet nedenfor.

1.7.2 Bestemmelse af vægte ud fra data

I mange eksempler vil variansen vokse med responsvariablens niveau , idet der populært sagt er mere at variere på for store værdier end for små. I anvendelser på kommunale udgifter er det naturligst at tænke sig en sammenhæng mellem variansen og kommunens størrelse. Sammenhængen kan naturligvis være med forskellige mål for kommunens størrelse - dens samlede indbyggertal, det samlede skattegrundlag eller et andet mål for kommunens velstand.

På en figur, hvor $\frac{1}{m_i}$ er afsat mod den størrelse, der kunne bestemme vægtningen f.eks. , kan man ved anvendelse af en udglatningsmetode få et indtryk af ændringen i fejllædsspredningen som funktion af , idet $\frac{1}{m_i}$ er et udtryk for spredningen på m_i . Man kan også inddele den vandrette akse i en række intervaller og i hvert interval beregne gennemsnittet af den tilpassede respons og gennemsnittet af de tilsvarende numeriske standardiserede residualer. Derefter afsættes gennemsnittet af residualerne mod gennemsnittet af de tilpassede responser for hvert af intervallerne. Ved at forbinde disse punkter fås ligeledes en beskrivelse af sammenhængen mellem fejllædsspredningen og den forventede respons. For at dæmpe det visuelle indtryk af de få ekstreme residualer, der altid vil optræde, kan man i stedet afsætte kubikroden af $\frac{1}{m_i}$ på den lodrette akse. Derved vil de ekstreme værdier af $\frac{1}{m_i}$ blive trykket sammen, så de ikke fremstår så kraftigt, så det er lettere at se et overordnet billede af variationens størrelse.

Ofte er det en fordel at afsætte $\log(\frac{1}{m_i})$ mod eller mere generelt med m_i , da hældningen på en eventuel retlinet sammenhæng på dette plot vil være et estimat for (, i en model med varianser givet ved .

Når man anvender en edb-procedure til gennemførelsen af en vægtet MK-analyse, skal man være omhyggelig med, at vægtene (w_i 'erne) er defineret på den korrekte måde. Endvidere skal man undersøge hvilke residualer, der beregnes, idet såvel definitionen af vægte som af beregnede residualer kan variere fra procedure til procedure. Man bør også være opmærksom på, hvorledes determinationskoefficienten R^2 beregnes. Hvis R^2 beregnes direkte i den transformerede model, vil den ikke kunne sammenlignes med determinationskoefficienten fra en MK-analyse, idet responsvariablen i de to situationer ikke er den samme.

1.8

Robust og resistent regression

Det er kun, hvis fejllæddene kan beskrives ved en normalfordeling og der er kontrol over indflydelsen fra samtlige datapunkter, at mindste kvadraters metode fungerer optimalt. Derfor er der udviklet en række alternative metoder til estimation af koefficienterne i en lineær regressionsfunktion.

I den eksplorative fase af analysen søger man at opnå et overblik over de væsentligste træk ved data. Man er interesseret i at finde eventuelle ekstreme observationer, fejl og andre inhomogeniteter i data, f.eks. om der findes mindre grupper af datapunkter, der adskiller sig fra de øvrige. I denne fase har man brug for en tilpasning af regressionsfunktionen, der primært afspejler forholdene i hovedparten af data. Ved anvendelse af en sådan tilpasning vil det være muligt at identificere såvel enkelte ekstreme datapunkter samt lidt større grupper af datapunkter, der på et eller flere punkter adskiller sig fra de "normale" datapunkter. Metoder, der ikke påvirkes væsentligt af ændringer i mindre dele af datamaterialet, siges at være resistente.

Ved mindste kvadraters bestemmes tilpasningen til data, således at store residualer undgås, dvs. således at man så vidt muligt undgår en meget dårlig tilpasning til noget datapunkt, idet en eller flere meget dårlige tilpasninger vil medføre, at residualkvadratsummen bliver meget stor. Konsekvensen heraf er imidlertid, at det bliver vanskeligt at identificere enkelte afvigende datapunkter eller mindre grupper af datapunkter, der på en ensartet måde adskiller sig fra hovedparten af data. Ved hjælp af de diagnostics er det muligt at identificere isolerede datapunkter med en ekstrem beliggenhed i forhold til de øvrige datapunkter, og indflydelsen fra sådanne punkter på selve analysen kan kvantificeres. Eventuelle ulemper ved MK-metoden som følge af enkeltobservationers indflydelse kan derfor erkendes, hvorved skaderne begrænses.

Når det gælder identifikationen af mindre grupper af afvigende datapunkter, opstår der imidlertid problemer. Man kan ganske vist generalisere enkeltpunktsdiagnostics som f.eks. Cook's afstand til mål for den samtidige indflydelse fra et større antal punkter. Herved øges imidlertid antallet af beregnede størrelser i et sådant omfang, at det kan nærme sig det uoverskuelige. Alt i alt må det derfor konkluderes, at MK-metoden ikke fungerer så hensigtsmæssigt i den eksplorative fase af analysen, da enhver anvendelse af metoden skal suppleres med et stort ekstraarbejde med diagnostics etc..

I den konkluderende fase af en statistisk analyse søger man præcise estimater for regressionskoefficienterne, der testes hypoteser og der beregnes forudsigelser og man fortolker betydningen af de enkelte forklarende variable. I denne fase er man interesseret i at udnytte informationen i data optimalt. Under forudsætning af at selve regressionsfunktionens form er korrekt, gøres dette ved at give en detaljeret beskrivelse af fejlledsfordelingen og derefter udnytte denne beskrivelse optimalt, f.eks. ved hjælp af maksimum likelihood metoden.

Hovedproblemet i den konkluderende del af analysen er således fastlæggelsen af fejlledsfordelingen, specielt hvor præcist det er muligt at beskrive denne fordeling og om hvilken betydning, det har for den valgte analysemetode, at beskrivelsen af fejlledsfordelingen eventuelt ikke er helt korrekt.

MK-metoden udnytter kun informationen i data optimalt, når fejlleddene er normalfordelte (forudsat at standardforudsætningerne er opfyldt). Det kan imidlertid vises, at afvigelser fra normalfordelingen forringer MK-estimatorens præcision væsentligt. Heller ikke i den konkluderende fase er det derfor ubetinget hensigtsmæssigt at anvende MK-metoden.

I stedet kan man anvende metoder, hvis tilpasning primært afspejler forholdene i hovedparten af data, og hvis egenskaber ikke er knyttet til normalfordelingen. Sådanne metoder kaldes robuste, hvilket både betyder, at de er robuste overfor påvirkningen fra ekstreme datapunkter, uanset om de ekstreme værdier findes i responsvariablen eller i de forklarende variable, og at metodens præcision, når det gælder estimationen af regressionskoefficienterne, ikke er stærkt afhængig af snævre fordelingsmæssige antagelser om fejlledsfordelingen.

1.8.1 M-estimatorer

De afvigelser fra normalitetsantagelsen, der først og fremmest skaber problemer ved anvendelsen af MK-metoden, består i at fejlledsfordelingens haler er tungere end halerne i normalfordelingen, dvs. at der optræder flere ekstreme observationer af responsvariablen, end det forventes under normalitetsantagelsen. For at minimere residualkvadratsummen må man begrænse residualerne fra de enkelte datapunkter, idet blot et enkelt stort residual, når det kvadreres, giver en stærk forøgelse af residualkvadratsummen. MK-metodens manglende robusthed overfor ekstreme værdier af responsvariablen skyldes således, at residualernes kvadrater indgår direkte i den sum, der søges minimeret.

En estimator, der i højere grad end MK-estimatoren er robust overfor afvigelser fra normalitetsantagelsen, fås ved i stedet for at minimere summen af kvadratet på residualerne at minimere en funktion, der vokser langsommere end en kvadratisk funktion. Lad derfor ρ være en ikke-negativ funktion, der er symmetrisk omkring 0 og antager sit minimum i 0. Et M-estimat minimerer,

$$\sum (y_i - (1 - (2x_i^2 - \dots - (px_i)^p))$$

MK metoden svarer til at sætte $\rho(t) = t^2/2$. En oplagt mulighed er, at vælge $\rho(t) = \frac{1}{2}t^2$, og dermed minimere,

$$\sum \frac{1}{2}y_i - (1 - (2x_i^2 - \dots - (px_i)^{\frac{1}{2}}),$$

dvs. summen af de numeriske residualer. Denne sum kan umiddelbart fortolkes som en værdi i kroner, hvis responsvariablen er en udgift. Datapunkter med ekstreme værdier af responsvariablen får mindre indflydelse på estimatet for β end ved summen af de kvadrerede residualer. Metoden kaldes Mindste Absolutte Residualers eller kort MAR metoden eller LAR (Least Absolute Residuals). Det kan vises, at MAR estimatet er maksimum likelihood estimatet for β , når regressionsmodellens restled følger en dobbelt eksponentialfordeling (også kaldet Laplace-fordelingen), en fordeling hvis haler er tungere end normalfordelingens haler.

Fejlleddsspredningen kan estimeres ved,

$$= \text{med} \frac{1}{2}y_i - (1 - (2x_i^2 - \dots - (px_i)^{\frac{1}{2}}),$$

for de estimerede værdier af β -erne. Dette estimat afhænger, i modsætning til det sædvanlige estimat s for fejlleddenes standardafvigelse, ikke af ekstremt store residualer.

M-estimatorer er i stand til at dæmpe indflydelsen fra sæt med ekstreme værdier af responsvariablen. Derimod kan de kun i et vist omfang dæmpe indflydelsen fra sæt med ekstreme værdier af de forklarende variable, dvs. at de er mere robuste end resistente. I princippet kan et enkelt sæt påvirke også et M-estimat vilkårligt meget, og derfor har man foreslået anvendelsen af generaliserede M-estimatorer eller M-estimatorer med begrænset indflydelse. Her bestemmes estimatet ved at minimere en vejet sum af en funktion ρ af de "standardiserede" residualer. Herved undgår man at enkelte sæt med ekstreme værdier af de forklarende variable og/eller ekstreme værdier af responsvariablen udøver en dominerende indflydelse på resultatet af analysen.

1.8.2 Mindste kvadrerede medians metode

Årsagen til at MK estimatorerne påvirkes så kraftigt af ekstreme observationer er, at man ved at

minimere summen af de kvadrerede residualer opnår jævnt god tilpasning til samtlige sæt. Forekommer der "dårlige" sæt, dvs. sæt, der indeholder måle- eller indtastningsfejl, eller sæt, der på en eller anden måde adskiller sig fra hovedparten af sættene, vil de derfor ikke nødvendigvis give sig til kende i form af ekstreme residualer. Den dårlige tilpasning til sådanne sæt vil nemlig blive tværet ud over de øvrige sæt. Når man benytter MK metoden, kan det derfor blive nødvendigt at beregne et stort antal diagnostics for at isolere mindre grupper af afvigende sæt, og selv da kan identifikationen af sådanne sæt være vanskelig. Som et alternativ hertil kan man anvende estimationsmetoder, der i højere grad end MK metoden er resistente overfor tilstedeværelsen af sæt med ekstreme observationer, i det følgende betegnet som dårlige sæt. Ideen bag disse metoder er at sættene kan opdeles i gode og dårlige sæt, og tilpasningen bestemmes udelukkende af de gode sæt. Ved en efterfølgende residualberegning vil de dårlige observationer så forhåbentligt give sig til kende i form af ekstreme residualer.

Det er ønskværdigt, at metoden primært lader de gode sæt få indflydelse på estimatet for regressionsfunktionen. Jo større andel af dårlige sæt metoden kan tåle, uden at det får voldsom indflydelse på den estimerede regressionsfunktion, jo mere resistent siges den at være. Sammenbrudspunktet for en estimationsmetode defineres som den maksimale andel af dårlige sæt, der kan tillades, uden at det får afgørende betydning for estimationen af regressionsfunktionen, og jo højere sammenbrudspunktet er, jo mere resistent siges metoden at være. Hvis formålet med anvendelsen af en resistent metode først og fremmest er at udskille eventuelle afvigende observationer, vil en metode med et højt sammenbrudspunkt være mest hensigtsmæssig.

Resistente estimationsmetoder har imidlertid en række ulemper. Først og fremmest er de beregningsmæssigt set langt mere komplicerede end MK metoden. Desuden kan især metoder med et højt sammenbrudspunkt være inefficente, d.v.s. estimatorerne for regressionsparametre kan være meget upræcise. Endelig vil inferensteorien for metoderne som oftest være baseret på asymptotiske resultater. Derfor finder disse metoder primært anvendelse i den indledende, eksplorative, fase af analysen.

Mindste kvadrerede medians metode eller MKM-metoden bestemmer regressionsfunktionen ved at minimere medianen for de kvadrerede residualer, idet MKM-estimatet minimerer medianen af de kvadrerede afvigelser,

med $(y_i - (1 - (2x_i^2 - \dots - (px_i)^2),$

over alle i . I en situation med kun en enkelt forklarende variabel har linien estimeret ved MKM metoden en simpel geometrisk fortolkning. Det kan nemlig vises, at metoden bestemmer den smalleste stribe, afgrænset af to parallelle linier, der indeholder halvdelen af observationerne. Afstanden mellem linierne måles i ordinataksens retning, og MKM-linien vil være placeret midt imellem de to linier. MKM-metoden har et sammenbrudspunkt tæt ved 50 %, dvs. at tilpasningen af regressionsfunktionen stort set kun bestemmes af de gode sæt, også selv om disse kun udgør 50 % af det samlede antal sæt. Dette betyder, at metoden er i stand til at udskille op imod halvdelen af sættene som værende dårlige.

Desværre er metoden meget tidskrævende, så i stedet anvendes en søgeprocedure, der er meget beregningstung i datamaterialer med mange forklarende variable. Denne procedure virker uheldigvis meget dårligt, hvis der optræder dummyvariable eller andre variable, der kun antager få værdier blandt de forklarende variable.

Når approksimationen til MKM-estimatet er bestemt, kan MKM-residualerne (eller rettere approksimationer hertil) beregnes som på sædvanlig måde, og sættene med ekstreme residualer kan gøres til genstand for en nærmere undersøgelse.

Desværre estimerer MKM-metoden regressionsparametrene meget upræcist. Hvis man imidlertid først opdeler data i gode og dårlige sæt ved hjælp af MKM-metoden og dernæst bestemmer et estimat for (med MK-metoden anvendt på kun de gode sæt, dvs. sættene med de numerisk mindste residualer, opnås alt i alt et resistent skøn med en tilfredsstillende præcision.

Denne opdeling foretages ved at standardisere residualerne og anvende en grænse c , således at sæt med standardiserede residualer med numerisk værdi mindre end c siges at være gode, mens sæt med standardiserede residualer med en numerisk større værdi siges at være dårlige. Det er foreslået, at anvendelse $c = 2.5$, en værdi tæt ved 99.5%-fraktilen i u -fordelingen, men med 275 observationer bør en større værdi, f.eks. 3,5 snarere anvendes.

På grundlag af de standardiserede residualer for den nye MK analyse kan man nu udvælge eventuelle yderligere sæt, der bør gøres til genstand for en nærmere undersøgelse før den endelige estimation af modellens parametre.

Kapitel 2. Modelkontrol af de primærkommunale udgiftsanalyser

2.1 Biblioteks-, fritids- og kulturudgifter

Primærkommunernes biblioteks-, fritids- og kulturudgifter pr. indbygger er i udgangspunktet søgt forklaret i en lineær model, estimeret med mindste kvadraters metoden, hvor den afhængige variabel, y , (kommunernes biblioteks-, fritids- og kulturudgifter), er en funktion af 4 forklarende variable, givet ved landdistriktsgraden, udskrivningsgrundlaget, andelen af upendlere og andelen af udlændinge fra 3. verdenslande, samt et konstantled :

(2.1.1) , $i = 1, 2, \dots, 275$.

En vigtig antagelse i denne model er, at residualerne er uafhængige af modellens forklarende variable, d.v.s. at der ikke er heteroskedasticitet. Test for heteroskedasticitet kan ske ved Parks test, ligning (2.1.2), hvor der foretages regression på logaritmen til de kvadrerede residualer fra estimation af ligning (2.1.1) på baggrund af hver enkelt af de forklarende variable i modellen. Nulhypotesen tester, hvorvidt parameteren til den forklarende variabel er lig med nul. Såfremt enkelte eller flere af disse variable er i stand til at forklare variationen i de kvadrerede residualer, dvs. hvis de variable har et signifikant parameterestimat, vil det være indikation på heteroskedasticitet:

$$(2.1.2) : \quad , k = 1, \dots, 4.$$

I tabel 2.1.1 er vist resultatet fra estimation af modellen i ligning (2.1.1) med mindste kvadraters metoden, samt beregnet Parks test for hver af de forklarende variable. Ved gennemgang af sidstnævnte test ses, at landdistriktsgraden, udskrivningsgrundlaget og andelen af udlændinge fra 3. verdenslande har signifikante parametre, dvs. i disse tilfælde forkastes hypotesen om homoskedasticitet og den alternative hypotese om heteroskedasticitet accepteres. Det kan således konstateres, at modellen i ligning (2.1.1) ikke opfylder antagelsen om uafhængighed mellem residualerne og de forklarende variable, men er plaget af heteroskedasticitet.

En konsekvens af heteroskedasticitet er, at modellens variansestimater ikke er middeltret og, at teststørrelserne for parametrene er utroværdige. Hermed er der risiko for at medtage variable i modellen, der under et korrekt varians-estimat ikke ville have signifikante parametre, mens andre variable, der under et korrekt varians-estimat ville have signifikante parametre, udelukkes fra modellen. I tabel 2.1.1 angiver de runde parenteser teststørrelsesværdien fra et t-test, mens de firkantede parenteser angiver de tilhørende signifikans-sandsynligheder fra t-fordelingen.

Tabel 2.1.1

Mindste kvadraters estimation og Parks test af model

Lineær

Regression

Parks test for

heteroskedasticitet

Responsvariabel

y

log(e²)

R² - værdi

64,59 %

-

- Konstantled

479,74

(-3,29)

[0,0011]

-

- Landdistriktsgrad

-5,03

(-5,82)

[0,0001]

-0,02
 (-3,91)
 [0,0001]

- Udskrivningsgrundlag

0,010
 (6,85)
 [0,0001]
 0,00003
 (3,43)
 [0,0001]

- Andel udpendlere

-5,56
 (-5,68)
 [0,0001]
 0,01
 (1,43)
 [0,1539]

- Andel udlændinge

65,42
 (6,81)
 [0,0001]
 0,30
 (3,83)
 [0,0002]

En estimationsmetode, som tager højde for afhængigheden mellem modellens residualer og de forklarende variable, er således påkrævet og alternativt opstilles en loglikelihoodfunktion, der under estimation af modellens parametre samtidig korrigerer for heteroskedasticitet ved at vægte med en eller flere af de variansstyrende forklarende variable opløftet i potenser, der ligeledes estimeres under maksimering af loglikelihoodfunktionen.

I det normalfordelte og heteroskedastiske tilfælde kan loglikelihoodfunktionen defineres ved,
 (2.1.3) ,

hvor variansen forventes at være afhængig af landdistriktsgraden, udskrivningsgrundlaget og andelen af udlændinge, jf. Parks test, enten enkeltvis eller i kombinationer af to eller tre.

Under optimering af loglikelihoodfunktionen med forskellige kombinationer af de tre variansstyrende forklarende variable opnås den højeste loglikelihoodværdi ved at lade variansen være en funktion af blot landdistriktsgraden og dermed givet ved,

(2.1.4) , $i = 1, 2, \dots, 275$.

Som estimat for anvendes MK-estimatet. Loglikelihoodfunktionen kan derfor defineres ved,

(2.1.5)

I det normalfordelte og homoskedastiske tilfælde er maximum likelihood metodens estimerede parametre identiske med parametrene estimeret under mindste kvadraters metoden, og

loglikelihoodfunktionen er i dette tilfælde givet ved,

(2.1.6) .

Estimation af loglikelihoodfunktionerne udføres i matriceprogrammet IML i SAS. Den anvendte procedure tager udgangspunkt i et beregningsmodel, hvor henholdsvis modellen, variansfunktionen og loglikelihoodfunktionen specificeres. Dette beregningsmodul kaldes af en ikke-lineær optimeringsrutine, NPLDD (Non-Linear Double Dogleg Optimization), der på baggrund af initialpunkter, eventuelle parameterrestriktioner, determinationskriterier og parameterkontrol finder maksimum for loglikelihoodfunktionerne.

Test af, hvorvidt ML-estimerne er lig med nul foretages ved Wald-teststørrelsen,

(2.1.7) .

Et estimat af kovariansmatricen beregnes ved hjælp af en underrutine i IML, NLPFDD (Non-Linear Programming Finite Difference Approximation), der på baggrund af loglikelihood-funktionen og de estimerede parametre beregner de numeriske 1. ordens afledede og Hessematricen. Estimatet for kovariansmatricen, , er herefter givet ved den inverterede og negative Hessematrice.

I to-sidet test af, hvorvidt den enkelte parameter er lig med nul, er Wald-testet givet ved,

(2.1.8) : ,

der er standard normalfordelt. I tabel 2.1.2 angiver de runde parenteser teststørrelsesværdien fra testet i ligning (2.1.8), mens de firkantede parenteser angiver de tilhørende signifikanssandsynligheder fra standard normalfordelingen. Det skal bemærkes, at såfremt givne parametre ligger på grænsen til det signifikante eller hvis potensparametrene har numerisk store værdier understøttes Wald-teststørrelsen af et likelihood ratio test.

Tabel 2.1.2

Maximum likelihood estimation af uvægtet og vægtet model

Loglikelihood

under

normalfordelingen

R2 - værdi

64,59 %

59,54 %

Loglikelihoodværdi

-1881,78

-1863,18

- Konstantled

479,74

(-3,29)

[0,0011]

389,18

(-2,19)

[0,0143]

- Landdistriktsgrad

-5,03

(-5,82)

[0,0001]

-4,52

(-5,34)
 [0,0001]
 - Udskrivningsgrundlag

0,010
 (6,85)
 [0,0001]

0,012
 (6,14)
 [0,0001]

- Andel udpendlere

-5,56
 (-5,68)
 [0,0001]

-6,31
 (-6,50)
 [0,0001]

- Andel udlændinge

65,42
 (6,81)
 [0,0001]

50,23
 (4,02)
 [0,0001]

- Potens : landdistriktsgr.

-
 -0,06
 (-5,03)
 [0,0001]

$$LR = 2(-1863,18 - (-1881,78)) = 37,20 < 0,00001$$

I tabel 2.1.2 er angivet resultaterne fra estimation af loglikelihoodfunktionen under en antagelse om henholdsvis homoskedasticitet, , og heteroskedasticitet, . Som tidligere nævnt er maximum likelihood metoden i det homoskedastiske og normalfordelte tilfælde identisk med mindste kvadraters metoden, hvilket resulterer i at parametre, teststørrelsesværdier og signifikanssandsynligheder i tabel 2.1.1 (2. kolonne) og tabel 2.1.2 (2. kolonne) er identiske.

Det bemærkes, at estimationen under antagelse om homoskedasticitet giver den højeste R²-værdi, hvilket imidlertid ikke gør denne model relativt mere attraktiv, idet den samtidig er udstyret med et skævt variansestimater.

Den højeste loglikelihoodværdi, givet ved -1863,18, opnås i estimationen under antagelsen om heteroskedasticitet, mens loglikelihoodværdien i det homoskedastiske tilfælde er på -1881,78. I tabellens nederste række testes med et likelihood ratio test om disse to loglikelihoodværdier er lig med hinanden, hvilket med en signifikanssandsynlighed på mindre end 0,0001 afvises. Det kan således konstateres, at loglikelihoodfunktionen under antagelse om heteroskedasticitet har den markant bedste loglikelihoodværdi og dermed den bedste tilpasning.

I det heteroskedastiske tilfælde er variansspecifikationen som vist givet ved og i tabellens næstsidsste række ses, at potensparameteren, , er estimeret til -0,06, hvorved variansspecifikationen mere præcist er givet ved, . Estimation under denne formulering medfører, i forhold til estimation under det homoskedastiske tilfælde, til ændringer i parameterestimaterne, mest markant illustreret i konstantleddet og andelen af udlændinge.

Test for homoskedasticitet i de to ML-modeller er vist i tabel 2.1.3 og sker ved henholdsvis

Breusch-Pagan og Koenker-Basset Lagrange multiplikator test. Hypotesen er , hvor z er en vektor af uafhængige variable. Modellen er homoskedastisk, hvis . Testet kan gennemføres ved,

$$(2.1.9) \text{ LM} = .$$

Defineres Z ved en n -matrix bestående af n observationssæt af og defineres g som en vektor bestående af kan Breusch-Pagan LM-testet specificeres ved,

$$(2.1.10) \text{ LM} = .$$

- = .

-.

I Koenker-Basset forsøges at definere en estimator for variansen af , der er mindre følsom overfor opretholdelse af normalfordelingsantagelsen end estimatoren i Breusch-Pagan. Variansen af er nødvendigvis ikke lig , hvis ikke er normalfordelt. Under normalfordelingen vil Koenker-Basset have den samme asymptotiske fordeling som Breusch-Pagan, men såfremt normalfordelingen ikke er opfyldt kan Koenker-Basset være et stærkere test.

$$(2.1.11) \text{ LM} = .$$

- .

- .

- .

- .

Under nulhypotesen om homoskedasticitet er LM-testene asymptotisk χ^2 -fordelt med antal frihedsgrader, svarende til antallet af variable i z , givet ved p .

$$(2.1.12) \text{ Under er LM} .$$

Ved gennemgang af tabel 2.1.3's nederste række kan konstateres, at korrektion af variansen ved fjerner den konstaterede heteroskedasticitet fra modellen, og hypotesen om homoskedasticitet accepteres med signifikanssandsynligheder på henholdsvis 73,42 % og 78,63 %. I tilfældet hvor variansen ikke korrigeres for afhængigheden til de forklarende variable, d.v.s. hvor , afvises hypotesen om homoskedasticitet stærkt, idet signifikanssandsynligheden er mindre en 0,01 % i begge test og den alternative hypotese om heteroskedasticitet accepteres.

Da variansestimateret i modellen med implicit korrektion for heteroskedasticitet vil have den højeste grad af middelrethed foretrækkes at anvende denne model i analysen.

Tabel 2.1.3

Test for homoskedasticitet

Breusch-Pagan

LM

Koenker-Basset

LM

$$(\text{Log}l = -1881,8)$$

59,43

[<0,0001]

47,03

[<0,0001]

$$(\text{Log}l = -1881,8)$$

2,78

[0,7342]

2,43

[0,7863]

For at estimererne fra modellen med implicit korrektion for heteroskedasticitet har optimale egenskaber skal de standardiserede residualer være normalfordelte. Til undersøgelse af denne antagelse viser figur 2.1.1 den empiriske fordeling for de standardiserede residualer illustreret ved et blokdiagram, hvorpå der er lagt kurven for en standard normalfordeling. Ved gennemgang af figuren ses en pæn overensstemmelse mellem den empiriske og teoretiske fordeling med blot enkelte afvigelser.

I formelle test accepteres normalfordelingsantagelsen for de standardiserede residualer ved det kvadrerede Chi-Goodness-of-fit-test (= 4,85, $p = 0,85$), og Kolmogorov-Smirnov ($D = 0,04$, $p > 0,25$)-, Anderson-Darling ($A_2 = 0,46$, $p > 0,25$)- og Cramer-von Mises ($W_2 = 0,05$, $p > 0,25$)-testene. Det kan derfor konkluderes, at normalfordelingsantagelsen er opfyldt for modellens standardiserede residualer.

Figur 2.1.1

Blokdiagram for standardiserede residualer i vægtet model

2.2 Kontanthjælpsudgifter

Primærkommunernes kontanthjælpsudgifter pr. aldersbestemt udgift er i udgangspunktet søgt forklaret i en lineær model, estimeret med mindste kvadraters metoden, hvor den afhængige variabel, y , (kommunernes kontanthjælpsudgifter), er en funktion af 4 forklarende variable, givet ved andelen af børn af enlige forsørgere, andelen af 20-59-årige uden beskæftigelse over 5 %, andelen af 30-59-årige ikke-forsikrede ledige og boligkriteriet, samt et konstantled :

(2.2.1) , $i = 1, 2, \dots, 275$.

En vigtig antagelse i denne model er, at residualerne er uafhængige af modellens forklarende variable, d.v.s. at der ikke er heteroskedasticitet. Test for heteroskedasticitet kan ske ved Parks test, ligning (2.2.2), hvor der foretages regression på logaritmen til de kvadrerede residualer fra estimation af ligning (2.2.1) på baggrund af hver enkelt af de forklarende variable i modellen. Nulhypotesen tester, hvorvidt parameteren til den forklarende variabel er lig med nul. Såfremt enkelte eller flere af disse variable er i stand til at forklare variationen i de kvadrerede residualer, dvs. hvis de variable har et signifikant parameterestimat, vil det være indikation på heteroskedasticitet:

(2.2.2) : , $k = 1, \dots, 4$.

I tabel 2.2.1 er vist resultatet fra estimation af modellen i ligning (2.2.1) med mindste kvadraters metoden, samt beregnet Parks test for hver af de forklarende variable. Ved gennemgang af sidstnævnte test ses, at samtlige de forklarende variable har signifikante parametre på et 5 % signifikansniveau, dvs. i disse tilfælde forkastes hypotesen om homoskedasticitet og den alternative hypotese om heteroskedasticitet accepteres. Det kan således konstateres, at modellen i ligning (2.1.1) ikke opfylder antagelsen om uafhængighed mellem residualerne og de forklarende variable, men er plaget af heteroskedasticitet. Det skal dog bemærkes, at afhængigheden er af forholdsvis beskednen karakter, idet ingen af parametrene til de forklarende variable har t -værdier på over 3, d.v.s. accept af de enkelte hypoteser om, at parametrene ikke er lig med nul er forholdsvis niveaufølsomme for ændringer i signifikansniveauet.

En konsekvens af heteroskedasticitet er, at modellens variansestimat ikke er middelret, og at teststørrelserne for parametrene er utroværdige. Hermed er der risiko for at medtage variable i modellen, der under et korrekt variansestimat ikke ville have signifikante parametre, mens andre variable, der under et korrekt variansestimat ville have signifikante parametre, udelukkes fra modellen. I tabel 2.2.1 angiver de runde parenteser teststørrelsesværdien fra et t -test, mens de firkantede parenteser angiver de tilhørende signifikanssandsynligheder fra t -fordelingen.

Tabel 2.2.1

Mindste kvadraters estimation og Parks test af model

Lineær

Regression

Parks test for

heteroskedasticitet

Responsvariabel

y

$\log(e^2)$

R2 - værdi

74,27 %

-

- Konstantled

-44,88

(-3,07)

[0,0051]

-

- Børn af enlige forsørgere

14,27

(8,79)

[0,0001]

0,01

(2,89)

[0,0042]

- 20-59-årige u. beskæft.

9,05

(8,50)

[0,0001]

0,09

(2,74)

[0,0065]

- Ikke-forsikrede ledige

5,41

(5,52)

[0,0001]

0,05

(2,74)

[0,0448]

- Boligkriteriet

1,91

(2,84)

[0,0087]

0,05

(2,81)

[0,0052]

På trods af, at afhængigheden modellens residualer og de forklarende variable er af forholdsvis beskedne karakter forsøges alternativt anvendt en estimationsmetode, der i højere grad tager højde for afhængigheden i variansen. Alternativt opstilles en loglikelihoodfunktion, som under estimation af modellens parametre samtidig korrigerer for heteroskedasticitet ved at vægte med en eller flere af de variansstyrende forklarende variable opløftet i potenser, der ligeledes estimeres under maksimering af loglikelihoodfunktionen. I det normalfordelte og heteroskedastiske tilfælde kan loglikelihoodfunktionen defineres ved,

(2.2.3) ,

hvor variansen forventes at være afhængig af samtlige fire forklarende variable, jf. Parks test, enten enkeltvis eller i kombinationer af to, tre eller fire.

Under optimering af loglikelihoodfunktionen med forskellige kombinationer af de fire variansstyrende forklarende variable opnås den højeste loglikelihoodværdi ved at lade variansen være en funktion af andelen af børn af enlige forsørgere, andelen af 20-59-årige uden beskæftigelse over 5 % og andelen af 30-59-årige ikke-forsikrede ledige og dermed givet ved,

(2.2.4) ,

hvor β_1 er andelen af børn af enlige forsørgere, β_2 er andelen af 20-59-årige uden beskæftigelse over 5 % og β_3 er andelen af 30-59-årige ikke-forsikrede ledige, og hvor estimatet for β_1 er givet ved MK-estimatet. Loglikelihoodfunktionen kan derfor defineres ved,

(2.2.5)

.

I det normalfordelte og homoskedastiske tilfælde er maximum likelihood metodens estimerede parametre identiske med parametrene estimeret under mindste kvadraters metoden, og loglikelihoodfunktionen er i dette tilfælde givet ved,

(2.2.6) .

Estimation af loglikelihoodfunktionerne udføres i matriceprogrammet IML i SAS. Den anvendte procedure tager udgangspunkt i et beregningsmodel, hvor henholdsvis modellen, variansfunktionen og loglikelihoodfunktionen specificeres. Dette beregningsmodul kaldes af en ikke-lineær optimeringsrutine, NPLDD (Non-Linear Double Dogleg Optimization), der på baggrund af initialpunkter, eventuelle parameterrestriktioner, determinationskriterier og parameterkontrol finder maksimum for loglikelihoodfunktionerne.

Test af, hvorvidt ML-estimererne er lig med nul foretages ved Wald-teststørrelsen,

(2.2.7) .

Et estimat af kovariansmatricen beregnes ved hjælp af en underrutine i IML, NLPFDD (Non-Linear Programming Finite Difference Approximation), der på baggrund af loglikelihoodfunktionen og de estimerede parametre beregner de numeriske 1. ordens afledede og Hessematricen. Estimatet for kovariansmatricen, $\hat{\Sigma}$, er herefter givet ved den inverterede og negative Hessematrice.

I to-sidet test af, hvorvidt den enkelte parameter er lig med nul, er Wald-testet givet ved,

(2.2.8) : ,

der er standard normalfordelt.

Tabel 2.2.2

Maximum likelihood estimation af uvægtet og vægtet model

Loglikelihood

under

normalfordelingen

R2 - værdi

74,27 %

74,77 %

Loglikelihoodværdi

-1540,07

-1536,75

- Konstantled

-44,88

(-3,07)

[0,0051]

-49,95

(-3,36)

[0,0004]

- Børn af enlige forsørgere

14,27

(8,79)

[0,0001]

14,32

(8,90)

[0,0001]

- 20-59-årige u. beskæftigelse

9,05

(8,50)

[0,0001]

9,52

(9,76)

[0,0048]

- Ikke-forsikrede ledige

5,41

(5,52)

[0,0001]

5,07

(5,49)

[0,0001]

- Boligkriteriet

1,91

(2,84)

[0,0087]

1,92

(3,00)

[0,0014]

- Potens : Enlige forsørgere

-

-0,64

(2,07)

[0,0191]

- Potens : Uden beskæftigelse

-

0,42

(1,69)

[0,0456]

- Potens : Ikke-forsikrede

-

0,25

(2,24)

[0,0127]

LR = $2(-1536,75 - (-1540,07)) = 6,64 < 0,0362$

I tabel 2.2.2 ses resultaterne fra estimation af loglikelihoodfunktionen under en antagelse om henholdsvis homoskedasticitet, , og hetero-skedasticitet, . Som tidligere nævnt er maximum likelihood metoden i det homoskedastiske og normalfordelte tilfælde identisk med mindste kvadraters metoden, hvilket resulterer i at parametre, teststørrelsesværdier og signifikanssandsynligheder i tabel 2.2.1 (2. kolonne) og tabel 2.2.2 (2. kolonne) er identiske. I tabel 2.2.2 angiver de runde parenteser teststørrelsesværdien fra testet i ligning (2.2.8), mens de firkantede parenteser angiver de tilhørende signifikanssandsynligheder fra standard normalfordelingen. Det skal bemærkes, at såfremt givne parametre ligger på grænsen til det signifikante eller hvis potensparametrene har numerisk store værdier understøttes Wald-teststørrelsen af et likelihood ratio test.

Den højeste loglikelihoodværdi, givet ved -1536,75, opnås i estimationen under antagelse om heteroskedasticitet, mens loglikelihoodværdien i det homoskedastiske tilfælde er på -1540,07. I tabellens nederste række testes med et likelihood ratio test om disse to loglikelihoodværdier er lig med hinanden, hvilket med en signifikanssandsynlighed på 0,0362 afvises. Det kan således konstateres, at loglikelihoodfunktionen under antagelse om heteroskedasticitet har en anelse bedre loglikelihoodværdi, og dermed den forholdsvis bedste tilpasning. Forbedringen er dog beskeden, hvilket kan henføres til den beskedne grad af heteroskedasticitet og dermed det beskedne behov for korrektion af modellen.

I det heteroskedastiske tilfælde er variansspecifikationen som vist givet ved og i tabellens næstsidste række ses, at potens-parametrene er estimeret til henholdsvis -0,64, 0,42 og 0,25, hvorved variansspecifikationen mere præcist er givet ved,

(2.2.9)

.

Estimation under denne formulering medfører, i forhold til estimation under det homoskedastiske tilfælde, til mindre ændringer i parameterestimaterne, mest markant illustreret i konstantleddet.

Test for homoskedasticitet i de to loglikelihoodmodeller er vist i tabel 2.2.3 og sker ved henholdsvis Breusch-Pagan og Koenker-Basset Lagrange multiplikator test. Hypotesen er , hvor z er en vektor af uafhængige variable. Modellen er homoskedastisk, hvis . Testet kan gennemføres ved,

(2.2.10) $LM = .$

Defineres Z ved en n -matrix bestående af n observationssæt af og defineres g som en vektor bestående af kan Breusch-Pagan LM-testet specificeres ved,

(2.2.11) $LM = .$

- = .

- .

I Koenker-Basset forsøges at definere en estimator for variansen af , der er mindre følsom overfor opretholdelse af normalfordelingsantagelsen end estimatoren i Breusch-Pagan. Variansen

af er nødvendigvis ikke lig , hvis ikke er normalfordelt. Under normalfordelingen vil Koenker-Basset have den samme asymptotiske fordeling som Breusch-Pagan, men såfremt normalfordelingen ikke er opfyldt kan Koenker-Basset være et stærkere test.

(2.2.12) LM = .

- .
- .
- .
- .

Under nulhypotesen om homoskedasticitet er LM-testene asymptotisk -fordelt med antal frihedsgrader, svarende til antallet af variable i z, givet ved p.

(2.2.13) Under er LM .

Ved gennemgang af tabel 2.2.3's nederste række kan konstateres, at korrektion af variansen ved ligning (2.2.9) fjerner en del, men ikke alt af den konstaterede heteroskedasticitet fra modellen og hypotesen om homoskedasticitet accepteres ikke på 5 % signifikansniveau. I tilfældet hvor variansen ikke korrigeres for afhængigheden til de forklarende variable, d.v.s. hvor , afvises hypotesen om homoskedasticitet imidlertid endnu stærkere.

Tabel 2.2.3

Test for homoskedasticitet

Breusch-Pagan

LM

Koenker-Basset

LM

(Logl = -1540,07)

37,04

[<0,0001]

23,19

[<0,0001]

(Logl = -1536,75)

28,12

[<0,0001]

17,50

[0,0040]

Da variansestimateret i modellen med implicit korrektion for heteroskedasticitet relativt har den mindste grad af afhængighed i residualerne og dermed den højeste grad af middelrethed i variansestimateret foretrækkes at anvende denne model i analysen.

For at estimererne fra modellen med implicit korrektion for heteroskedasticitet har optimale egenskaber skal de standardiserede residualer være normalfordelte. Til undersøgelse af denne antagelse viser figur 2.2.1 den empiriske fordeling for de standardiserede residualer illustreret ved et blokdiagram, hvorpå der er lagt kurven for en standard normalfordeling. Ved gennemgang af figuren ses en nogenlunde pæn overensstemmelse mellem den empiriske og teoretiske fordeling, dog med en markant afvigelse i 0,0-blokken.

Figur 2.2.1

Blokdiagram for standardiserede residualer i vægtet model

I formelle test af normalfordelingsantagelsen for de standardiserede residualer afvises hypotesen ved det kvadrerede Chi-Goodness-of-fit-test (= 41,39, $p < 0,0001$), men accepteres ved Kolmogorov-Smirnov ($D = 0,07$, $p = 0,1124$)-testet, Anderson-Darling ($A_2 = 1,29$, $p = 0,2396$)-testet og Cramer-von Mises ($W_2 = 0,07$, $p = 0,2038$)-testet. Det må derfor anses for mest sandsynligt, at normalfordelingsantagelsen er opfyldt for modellens standardiserede residualer.

2.3 Ældreudgifter

Primærkommunernes ældreudgifter pr. vægtet ældre er i udgangspunktet søgt forklaret i en lineær model, estimeret med mindste kvadraters metoden, hvor den afhængige variabel, y , (kommunernes ældreudgifter), er en funktion af 3 forklarende variable, givet ved dummy-variablen for små/store bykommuner, andelen af personer i udlejningsboliger og andelen af personer over 65 år, samt et konstantled:

$$(2.3.1) \quad y_i = \beta_0 + \beta_1 x_{1i} + \beta_2 x_{2i} + \beta_3 x_{3i} + \epsilon_i, \quad i = 1, 2, \dots, 275.$$

En vigtig antagelse i denne model er, at residualerne er uafhængige af modellens forklarende variable, d.v.s. at der ikke er heteroskedasticitet. Test for heteroskedasticitet kan ske ved Parks test, ligning (2.3.2), hvor der foretages regression på de kvadrerede residualer fra estimation af ligning (2.3.1) på baggrund af hver enkelt af de forklarende variable i modellen, dummy-variable dog undtaget. Nulhypotesen tester, hvorvidt parameteren til den forklarende variabel er lig med nul. Såfremt enkelte eller flere af disse variable er i stand til at forklare variationen i de kvadrerede residualer, dvs. hvis de variable har et signifikant parameterestimat, vil det være indikation på heteroskedasticitet:

$$(2.3.2) \quad y_{k^2} = \beta_0 + \beta_1 x_{1k} + \beta_2 x_{2k} + \beta_3 x_{3k} + \epsilon_k, \quad k = 1, 2.$$

I tabel 2.3.1 er vist resultatet fra estimation af modellen i ligning (2.3.1) med mindste kvadraters metoden, samt beregnet Parks test for hver af de forklarende variable. Ved gennemgang af sidstnævnte test ses, at andelen af personer over 65 år har en signifikant parameter på 5 % signifikansniveau, og det kan således konstateres, at modellen i ligning (2.3.1) ikke umiddelbart opfylder antagelsen om uafhængighed mellem residualerne og de forklarende variable.

Tabel 2.3.1

Mindste kvadraters estimation og Parks test af model

Lineær

Regression

Parks test for

heteroskedasticitet

Responsvariabel

y

e^2

R^2 - værdi

39,34 %

-

- Konstantled

36.787,00

(40,33)

[0,0001]

-

- Dummy-bykommuner

1.1735,98

(3,20)

[0,0016]

-

- Personer i udlejningsboliger

54,85

(3,36)

[0,0009]

6.298,25

(0,09)

[0,9294]

- Ældre over 65 år

-62.771,00

(-11,99)

[0,0001]

-6.E7

(-2,61)

[0,0097]

Yderligere test for homoskedasticitet er vist i tabel 2.3.2 og sker ved henholdsvis Breusch-Pagan og Koenker-Basset Lagrange multiplikator test. Hypotesen er , hvor z er en vektor af uafhængige variable. Modellen er homoskedastisk, hvis . Testet kan gennemføres ved,

(2.3.3) $LM = .$

Defineres Z ved en n -matrix bestående af n observationssæt af z og defineres g som en vektor bestående af kan Breusch-Pagan LM-testet specificeres ved,

(2.3.4) $LM = .$

- = .

- .

I Koenker-Basset forsøges at definere en estimator for variansen af z , der er mindre følsom overfor opretholdelse af normalfordelingsantagelsen end estimatoren i Breusch-Pagan. Variansen af z er nødvendigvis ikke lig σ^2 , hvis z ikke er normalfordelt. Under normalfordelingen vil Koenker-Basset have den samme asymptotiske fordeling som Breusch-Pagan, men såfremt normalfordelingen ikke er opfyldt kan Koenker-Basset være et stærkere test.

(2.3.5) $LM = .$

- .

- .

- .

- .

Under nulhypotesen om homoskedasticitet er LM-testene asymptotisk χ^2 -fordelt med antal frihedsgrader, svarende til antallet af variable i z , givet ved p .

(2.3.6) Under er $LM = .$

Ved gennemgang af tabel 2.3.2 kan konstateres, at hypotesen om homoskedasticitet ligeledes

ikke accepteres på 5 % signifikansniveau ved Breusch-Pagan testet, idet signifikanssandsynligheden er 3,57 %. Hypotesen om homoskedasticitet accepteres dog af Koenker-Basset testet på 5 % signifikansniveau. Beregnes yderligere et Goldfeldt-Quandt test opnås en F-teststørrelse på 1,41 og en tilhørende signifikanssandsynlighed på 4,82 %. Det kan således ikke udelukkes, at modellen i en vis grad er plaget af heteroskedasticitet.

Tabel 2.3.2

Test for homoskedasticitet

Breusch-Pagan

LM

Koenker-Basset

LM

LM =

10,30

[0,0357]

7,67

[0,1043]

På trods af, at afhængigheden modellens residualer og de forklarende variable givet vis er af forholdsvis beskeden karakter forsøges alternativt anvendt en mere robust estimationsmetode, og der opstilles en loglikelihoodfunktion, som under estimation af modellens parametre, samtidig korrigerer for heteroskedasticitet ved at vægte med en eller flere af de variansstyrende forklarende variable opløftet i potenser, der ligeledes estimeres under maksimering af loglikelihoodfunktionen.

I det normalfordelte og heteroskedastiske tilfælde kan loglikelihoodfunktionen defineres ved,

(2.3.7) ,

hvor variansen kan være afhængig af begge de forklarende variable enten enkeltvis eller i kombination.

Under optimering af loglikelihoodfunktionen med forskellige kombinationer opnås den højeste loglikelihoodværdi ved at lade variansen være en funktion af både andelen af personer i udlejningsboliger og andelen af personer over 65 år og dermed givet ved,

(2.3.8) ,

hvor α er andelen af personer i udlejningsboliger og β er andelen af personer over 65 år, og hvor σ^2 estimeret for er givet ved mindste kvadraters estimeret. Loglikelihoodfunktionen kan derfor defineres ved,

(2.3.9)

.

I det normalfordelte og homoskedastiske tilfælde er maximum likelihood metodens estimerede parametre identiske med parametrene estimeret under mindste kvadraters metoden, og loglikelihoodfunktionen er i dette tilfælde givet ved,

(2.3.10) .

Estimation af loglikelihoodfunktionerne udføres i matriceprogrammet IML i SAS. Den anvendte procedure tager udgangspunkt i et beregningsmodel, hvor henholdsvis modellen, variansfunktionen og loglikelihoodfunktionen specificeres. Dette beregningsmodul kaldes af en ikke-lineær optimeringsrutine, NPLDD (Non-Linear Double Dogleg Optimization), der på baggrund af initialpunkter, eventuelle parameterrestriktioner, determinationskriterier og parameterkontrol finder maksimum for loglikelihoodfunktionerne.

Test af, hvorvidt ML-estimererne er lig med nul foretages ved Wald-teststørrelsen,

(2.3.11) .

Et estimat af kovariansmatricen beregnes ved hjælp af en underrutine i IML, NLPFDD (Non-Linear Programming Finite Difference Approximation), der på baggrund af loglikelihoodfunktionen og de estimerede parametre beregner de numeriske 1. ordens afledede og Hessematricen. Estimatet for kovariansmatricen, , er herefter givet ved den inverterede og negative Hessematrice.

I to-sidet test af, hvorvidt den enkelte parameter er lig med nul, er Wald-testet givet ved,

(2.3.12) : ,

der er standard normalfordelt. I tabel 2.3.3 er angivet resultaterne fra estimation af loglikelihoodfunktionen under en antagelse om henholdsvis homoskedasticitet, , og heteroskedasticitet, . Som tidligere nævnt er maximum likelihood metoden i det homoskedastiske og normalfordelte tilfælde identisk med mindste kvadraters metoden, hvilket resulterer i at parametre, teststørrelsesværdier og signifikanssandsynligheder i tabel 2.3.1 (2. kolonne) og tabel 2.3.3 (2. kolonne) er identiske. I tabel 2.3.3 angiver de runde parenteser teststørrelsesværdien fra testet i ligning (2.3.12), mens de firkantede parenteser angiver de tilhørende signifikanssandsynligheder fra standard normalfordelingen. Det skal bemærkes, at såfremt givne parametre ligger på grænsen til det signifikante eller hvis potensparametrene har numerisk store værdier understøttes Wald-teststørrelsen af et likelihood ratio test.

Tabel 2.3.3

Maximum likelihood estimation af uvægtet og vægtet model

Loglikelihood

under

normalfordelingen

R2 - værdi

39,34 %

39,61 %

Loglikelihoodværdi

-2.581,3

-2.577,5

- Konstantled

36.787,00

(40,33)

[0,0001]

37.125,00

(39,91)

[0,0001]

- Dummy-variabel bykommuner

1.1735,98

(3,20)

[0,0016]

1.1709,04

(3,55)

[0,0002]

- Personer i udlejningsboliger

54,85

(3,36)

[0,0009]

48,69

(3,44)

[0,0003]

- Personer over 65 år

-62.771,00

(-11,99)

[0,0001]

-64.025,00

(-12,19)

[0,0001]

- Potens : Udlejningsboliger

-

-0,43

(2,74)

[0,0031]

- Potens : Personer over 65 år

-

-0,67

(2,69)

[0,0035]

LR = $2(-2.577,5 - (-2.581,3)) = 7,57 < 0,0227$

Den højeste loglikelihoodværdi, givet ved -2.577,5, opnås i estimationen under antagelse om heteroskedasticitet, mens loglikelihoodværdien i det homoskedastiske tilfælde er på -2.581,3. I tabellens nederste række testes med et likelihood ratio test om disse to loglikelihoodværdier er lig med hinanden, hvilket med en signifikanssandsynlighed på 2,27 % afvises på 5 % signifikansniveau. Det kan således konstateres, at loglikelihoodfunktionen under antagelse om heteroskedasticitet har en anelse bedre loglikelihoodværdi og dermed den forholdsvis bedste tilpasning.

I det heteroskedastiske tilfælde er variansspecifikationen som vist givet ved og i tabellens næstsidste række ses, at potens-parametrene er estimeret til henholdsvis -0,42 og -0,67, hvorved variansspecifikationen mere præcist er givet ved,

(2.3.13)

.

Estimation under denne formulering medfører, i forhold til estimation under det homoskedastiske tilfælde, til ændringer i parameterestimaterne.

Tabel 2.3.4

Test for homoskedasticitet i korrigeret analyse

Breusch-Pagan

LM

Koenker-Basset

LM

LM =

2,92

[0,5708]

2,53

[0,6390]

I tabel 2.3.4 testes for homoskedasticitet i den korrigerede model og ved gennemgang kan konstateres, at hypotesen om homoskedasticitet nu accepteres stærkt i begge test. Da variansestimateret i modellen med implicit korrektion for heteroskedasticitet således vil have den højeste grad af middelrethed foretrækkes at anvende denne model i analysen.

For at estimaterne fra modellen har optimale egenskaber skal de standardiserede residualer være normalfordelte. Til undersøgelse af denne antagelse viser figur 2.3.1 den empiriske fordeling for de standardiserede residualer illustreret ved et blokdiagram, hvorpå der er lagt kurven for en standard normalfordeling. Ved gennemgang af figuren ses en pæn overensstemmelse mellem den empiriske og teoretiske fordeling med blot en mindre afvigelse i -0,6-blokken.

Figur 2.3.1

Blokdiagram for standardiserede residualer i vægtet model

I formelle test af normalfordelingsantagelsen for de standardiserede residualer accepteres hypotesen ved det kvadrerede Chi-Goodness-of-fit-test (= 9,61, $p = 0,5654$), Kolmogorov-Smirnov ($D = 0,04$, $p > 0,25$)-testet, Anderson-Darling ($A_2 = 0,28$, $p > 0,25$)-testet og Cramer-von Mises ($W_2 = 0,05$, $p > 0,25$)-testet. Det må derfor anses for mest sandsynligt, at normalfordelingsantagelsen er opfyldt for modellens standardiserede residualer.

2.4 Folkeskoleudgifter

Primærkommunernes folkeskoleudgifter pr 7-16-årig er i udgangspunktet søgt forklaret i en lineær model, estimeret med mindste kvadraters metoden, hvor den afhængige variabel, y , (kommunernes folkeskoleudgifter), er en funktion af 5 forklarende variable, givet ved landdistriktsgraden, udskrivningsgrundlaget, andelen af børn af enlige forsørgere, andelen af udlændinge fra 3. verdenslande og den procentvise ændring i de 7-16-årige mellem 1992 og 1996, samt et konstantled :

(2.4.1) ,

for $i = 1, 2, \dots, 275$.

En vigtig antagelse i denne model er, at residualerne er uafhængige af modellens forklarende variable, d.v.s. at der ikke er heteroskedasticitet. Test for heteroskedasticitet kan ske ved Parks test, ligning (2.4.2), hvor der foretages regression på logaritmen til de kvadrerede residualer fra estimation af ligning (2.4.1) på baggrund af hver enkelt af de forklarende variable i modellen. Nulhypotesen tester, hvorvidt parameteren til den forklarende variabel er lig med nul. Såfremt enkelte eller flere af disse variable er i stand til at forklare variationen i de kvadrerede residualer, dvs. hvis de variable har et signifikant parameterestimat, vil det være indikation på heteroskedasticitet:

(2.4.2) : , $k = 1, \dots, 5$.

I tabel 2.4.1 er vist resultatet fra estimation af modellen i ligning (2.4.1) med mindste kvadraters metoden, samt beregnet Parks test for hver af de forklarende variable. Ved gennemgang af sidstnævnte test ses, at landdistriktsgraden, udskrivningsgrundlaget og andelen af børn af enlige forsørgere har signifikante parametre, dvs. i disse tilfælde forkastes hypotesen om homoskedasticitet og den alternative hypotese om heteroskedasticitet accepteres. Det kan således konstateres, at modellen i ligning (2.4.1) ikke opfylder antagelsen om uafhængighed mellem residualerne og de forklarende variable, men er plaget af heteroskedasticitet.

Tabel 2.4.1

Mindste kvadrater estimation og Parks test af model

Lineær

Regression

Parks test for

heteroskedasticitet

Responsvariabel

y

$\log(e^2)$

R² - værdi

49,40 %

-

- Konstantled

20,610

(7,85)

[0,0011]

-

- Landdistriktsgrad

25,96

(1,77)

[0,0785]

1,82

(3,46)

[0,0006]

- Udskrivningsgrundlag

0,17

(8,28)

[0,0001]

0,00004

(4,18)

[0,0001]

- Børn af enlige forsørgere

442,02

(5,26)

[0,0001]

0,15
(4,20)
[0,0001]

- Andel udlændinge

635,67
(3,50)
[0,0005]

0,16
(1,77)
[0,0773]

- Ændring i 7-16-årige

-235,12
(-4,68)
[0,0001]

-0,002
(-0,08)
[0,9343]

En konsekvens af heteroskedasticitet er, at modellens variansestimater ikke er middeltret, og at teststørrelserne for parametrene er utroværdige. Hermed er der risiko for at medtage variable i modellen, der under et korrekt variansestimater ikke ville have signifikante parametre, mens andre variable, der under et korrekt variansestimater ville have signifikante parametre, udelukkes fra modellen. I tabel 2.4.1 angiver de runde parenteser teststørrelsesværdien fra et t-test, mens de firkantede parenteser angiver de tilhørende signifikanssandsynligheder fra t-fordelingen.

En estimationsmetode, som tager højde for afhængigheden mellem modellens residualer og de forklarende variable, er således påkrævet, og alternativt opstilles en loglikelihoodfunktion, der under estimation af modellens parametre samtidig korrigerer for heteroskedasticitet ved at vægte med en eller flere af de variansstyrede forklarende variable opløftet i potenser, der ligeledes estimeres under maksimering af loglikelihoodfunktionen. I det normalfordelte og heteroskedastiske tilfælde kan loglikelihoodfunktionen defineres ved,

(2.4.3) ,

hvor variansen forventes at være afhængig af landdistriktsgraden, udskrivningsgrundlaget og andelen af børn af enlige forsørgere, jf. Parks test, enten enkeltvis eller i kombinationer af to eller tre.

Under optimering af loglikelihoodfunktionen med forskellige kombinationer af de tre variansstyrede forklarende variable opnås den højeste loglikelihoodværdi ved at lade variansen være en funktion af samtlige de pågældende variable og dermed givet ved,

(2.4.4) ,

hvor λ er landdistriktsgraden, μ er udskrivningsgrundlaget og ν er andelen af børn af enlige forsørgere, og hvor estimatet for σ^2 er givet ved mindste kvadraters estimatet. Loglikelihoodfunktionen kan derfor defineres ved,

(2.4.5)

.

I det normalfordelte og homoskedastiske tilfælde er maximum likelihood metodens estimerede parametre identiske med parametrene estimeret under mindste kvadraters metoden, og loglikelihoodfunktionen er i dette tilfælde givet ved,

(2.4.6) .

Estimation af loglikelihoodfunktionerne udføres i matriceprogrammet IML i SAS. Den anvendte procedure tager udgangspunkt i et beregningsmodel, hvor henholdsvis modellen, variansfunktionen og loglikelihoodfunktionen specificeres. Dette beregningsmodul kaldes af en ikke-lineær optimeringsrutine, NPLDD (Non-Linear Double Dogleg Optimization), der på baggrund af initialpunkter, eventuelle parameterrestriktioner, determinationskriterier og parameterkontrol finder maksimum for loglikelihoodfunktionerne.

Test af, hvorvidt ML-estimererne er lig med nul foretages ved Wald-teststørrelsen,

(2.4.7) .

Et estimat af kovariansmatricen beregnes ved hjælp af en underrutine i IML, NLPFDD (Non-Linear Programming Finite Difference Approximation), der på baggrund af loglikelihoodfunktionen og de estimerede parametre beregner de numeriske 1. ordens afledede og Hessematricen. Estimatet for kovariansmatricen, , er herefter givet ved den inverterede og negative Hessematrice.

I to-sidet test af, hvorvidt den enkelte parameter er lig med nul, er Wald-testet givet ved,

(2.4.8) : ,

der er standard normalfordelt. I tabel 2.4.2 angiver de runde parenteser teststørrelsesværdien fra testet i ligning (2.4.8), mens de firkantede parenteser angiver de tilhørende signifikanssandsynligheder fra standard normalfordelingen. Det skal bemærkes, at såfremt givne parametre ligger på grænsen til det signifikante eller hvis potensparametrene har numerisk store værdier understøttes Wald-teststørrelsen af et likelihood ratio test.

I tabel 2.4.2 er angivet resultaterne fra estimation af loglikelihoodfunktionen under en antagelse om henholdsvis homoskedasticitet, , og heteroskedasticitet, . Som tidligere nævnt er maximum likelihood metoden i det homoskedastiske og normalfordelte tilfælde identisk med mindste kvadraters metoden, hvilket resulterer i at parametre, teststørrelsesværdier og signifikanssandsynligheder i tabel 2.4.1 (2. kolonne) og tabel 2.4.2 (2. kolonne) er identiske.

Den højeste loglikelihoodværdi, givet ved -2.644,07, opnås i estimationen under antagelse om heteroskedasticitet, mens loglikelihoodværdien i det homoskedastiske tilfælde er på -2.657,63. I tabellens nederste række testes med et likelihood ratio test om disse to loglikelihoodværdier er lig med hinanden, hvilket med en signifikanssandsynlighed på 0,00001 % afvises på 5 % signifikansniveau. Det kan således konstateres, at loglikelihoodfunktionen under antagelse om heteroskedasticitet har en bedre loglikelihoodværdi og dermed den forholdsvis bedste tilpasning.

I det heteroskedastiske tilfælde er variansspecifikationen som vist givet ved og i tabellens næstsidste række ses, at potensparametrene er estimeret til henholdsvis -0,05, -0,17 og 0,71, hvorved variansspecifikationen mere præcist er givet ved,

(2.4.9)

.

Estimation under denne formulering medfører, i forhold til estimation under det homoskedastiske tilfælde, til ændringer i parameterestimererne, mest markant illustreret i konstantleddet, landdistriktsgraden og andelen af udlændinge fra 3. verdenslande, og til ændringer i teststørrelsesværdierne.

Tabel 2.4.2

Maximum likelihood estimation af uvægtet og vægtet model

Loglikelihood

under

normalfordelingen

R2 - værdi

49,40 %

52,80 %

Loglikelihoodværdi

-2657,63

-2644,07

- Konstantled

20.610

(7,72)

[0,0001]

16.467

(5,35)

[0,0001]

- Landdistriktsgrad

25,96

(1,73)

[0,0418]

39,65

(2,89)

[0,0019]

- Udskrivningsgrundlag

0,17

(8,20)

[0,0001]

0,22

(7,06)

[0,0001]

- Børn af enlige forsørgere

442,02

(5,22)

[0,0001]

401,61

(4,82)

[0,0001]

- Andel udlændinge

635,68

(3,50)

[0,0005]

484,24

(2,15)

[0,0158]

- Ændring i 7-16-årige

-235,12

(-4,65)

[0,0001]

-221,59

(-4,79)

[0,0001]

- Potens : Landdistriktsgrad

-

-0,05

(-3,07)

[0,0011]

- Potens : Udskrivningsgrundl.

-

-0,17

(-2,64)

[0,0041]

- Potens : Enlige forsørgere

-

0,71

(2,22)

[0,0132]

LR = $2(-2644,07 - (-2657,63)) = 27,12 = 0,00001$

Test for homoskedasticitet i de to likelihoodmodeller er vist i tabel 2.4.3 og sker ved henholdsvis Breusch-Pagan og Koenker-Basset lagrange multiplikator test. Hypotesen er , hvor z er en vektor af uafhængige variable. Modellen er homoskedastisk, hvis . Testet kan gennemføres ved,

(2.4.10) $LM = .$

Defineres Z ved en n -matrix bestående af n observationssæt af og defineres g som en vektor bestående af kan Breusch-Pagan LM-testet specificeres ved,

(2.4.11) $LM = .$

- = .

- .

I Koenker-Basset forsøges at definere en estimator for variansen af , der er mindre følsom overfor opretholdelse af normalfordelingsantagelsen end estimatoren i Breusch-Pagan. Variansen af er nødvendigvis ikke lig , hvis ikke er normalfordelt. Under normalfordelingen vil Koenker-Basset have den samme asymptotiske fordeling som Breusch-Pagan, men såfremt normalfordelingen ikke er opfyldt kan Koenker-Basset være et stærkere test.

(2.4.12) $LM = .$

- .

- .

- .

Under nulhypotesen om homoskedasticitet er LM-testene asymptotisk -fordelt med antal frihedsgrader, svarende til antallet af variable i z , givet ved p .

(2.4.13) Under er LM .

Ved gennemgang af tabel 2.4.3's nederste række kan konstateres, at korrektion af variansen ved ligning (2.4.9) fjerner størstedelen af den konstaterede heteroskedasticitet fra modellen og hypotesen om homoskedasticitet accepteres med signifikanssandsynligheder på henholdsvis 1,36 % og 3,63 %. I tilfældet hvor variansen ikke korrigeres for afhængigheden til de forklarende variable, d.v.s. hvor , afvises hypotesen om homoskedasticitet stærkt, idet signifikanssandsynligheden er mindre en 0,01 % i begge test og den alternative hypotesen om heteroskedasticitet accepteres.

Tabel 2.4.3

Test for homoskedasticitet

Breusch-Pagan

LM

Koenker-Basset

LM

(Logl = -2657,6)

74,99

[<0,0001]

64,85

[<0,0001]

(Logl = -2644,1)

16,03

[0,0136]

13,46

[0,0363]

Da variansestimateret i modellen med implicit korrektion for heteroskedasticitet vil have den højeste grad af middelrethed foretrækkes at anvende denne model i analysen.

For at estimaterne fra modellen med implicit korrektion for heteroskedasticitet har optimale egenskaber skal de standardiserede residualer være normalfordelte. Til undersøgelse af denne antagelse viser figur 2.4.1 den empiriske fordeling for de standardiserede residualer illustreret ved et blokdiagram, hvorpå der er lagt kurven for en standard normalfordeling. Ved gennemgang af figuren ses en nogenlunde pæn overensstemmelse mellem den empiriske og teoretiske fordeling, dog med en markant afvigelse i -0,3 blokken.

Figur 2.4.1

Blokdiagram for standardiserede residualer i vægtet model

I formelle test af normalfordelingsantagelsen for de standardiserede residualer afviser det kvadrerede Chi-Goodness-of-fit-test (= 23,81, $p = 0,0081$), mens antagelsen accepteres på 5 % signifikansniveau ved Kolmogorov-Smirnov ($D = 0,081$, $p = 0,0525$)-testet, Anderson-Darling ($A_2 = 1,70$, $p = 0,1357$)-testet og Cramer-von Mises ($W_2 = 0,337$, $p = 0,1079$)-testet. Det må derfor anses for mest sandsynligt, at normalfordelingsantagelsen er opfyldt for modellens standardiserede residualer.

2.5 Boligsikrings- og boligydelsesudgifter

2.5.1 Boligsikringsudgifter

Primærkommunernes boligsikringsudgifter pr. 20-59-årig er i udgangspunktet søgt forklaret i en lineær model, estimeret med mindste kvadraters metoden, hvor den afhængige variabel, y , (kommunernes boligsikringsudgifter), er en funktion af 5 forklarende variable, givet ved dummy-variable for hovedstadskommuner og små/store bykommuner, andelen af udlændinge fra 3. verdenslande, andelen af børn af enlige forsørgere og boligkriteriet, samt et konstantled :

(2.5.1) ,

$i = 1, 2, \dots, 275.$

En vigtig antagelse i denne model er, at residualerne er uafhængige af modellens forklarende variable, d.v.s. at der ikke er heteroskedasticitet. Test for heteroskedasticitet kan ske ved Parks test, ligning (2.5.2), hvor der foretages regression på logaritmen til de kvadrerede residualer fra estimation af ligning (2.5.1) på baggrund af hver enkelt af de forklarende variable i modellen, dummyvariable dog undtaget. Nulhypotesen tester, hvorvidt parameteren til den forklarende variabel er lig med nul. Såfremt enkelte eller flere af disse variable er i stand til at forklare variationen i de kvadrerede residualer, dvs. hvis de variable har et signifikant parameterestimat, vil det være indikation på heteroskedasticitet :

(2.5.2) : , $k = 1, 2, 3.$

I tabel 2.5.1 er vist resultatet fra estimation af modellen i ligning (2.5.1) med mindste kvadraters metoden, samt beregnet Parks test for hver af de forklarende variable. Ved gennemgang af sidstnævnte test ses, at andelen af børn af enlige forsørgere og boligkriteriet har signifikante parametre på et 5 % signifikansniveau, dvs. i disse tilfælde forkastes hypotesen om homoskedasticitet og den alternative hypotese om heteroskedasticitet accepteres. Det kan således konstateres, at modellen i ligning (2.5.1) ikke opfylder antagelsen om uafhængighed mellem residualerne og de forklarende variable, men er plaget af heteroskedasticitet. Det skal dog bemærkes, at afhængigheden er af forholdsvis beskedne karakter, idet ingen af parametrene til de forklarende variable har t -værdier på over 3, d.v.s. accept af de enkelte hypoteser om, at parametrene ikke er lig med nul er forholdsvis niveuafølsomme for ændringer i signifikansniveauet.

Tabel 2.1

Mindste kvadraters estimation og Parks test af model

Lineær

Regression

Parks test for

heteroskedasticitet

Responsvariabel

y

$\log(e^2)$

R^2 - værdi

77,97 %

-

- Konstantled

-36,22

(-3,05)

[0,0025]

-

- Dummy:Hovedstadskom.

26,13
(2,58)
[0,0105]

-

- Dummy: Bykommuner

38,08
(3,58)
[0,0004]

-

- Andel udlændinge

12,42
(4,77)
[0,0001]

-0,0009

(0,01)

[0,9913]

- Enlige forsørgere

14,62
(11,70)
[0,0001]

0,09

(2,46)

[0,0145]

- Boligkriteriet

3,54
(5,86)
[0,0001]

0,04

(2,26)

[0,0248]

En konsekvens af heteroskedasticitet er, at modellens variansestimater ikke er middelfret, og at teststørrelserne for parametrene er utroværdige. Hermed er der risiko for at medtage variable i modellen, der under et korrekt variansestimater ikke ville have signifikante parametre, mens andre variable, der under et korrekt variansestimater ville have signifikante parametre, udelukkes fra modellen. I tabel 2.5.1 angiver de runde parenteser teststørrelsesværdien fra et t-test, mens de firkantede parenteser angiver de tilhørende signifikanssandsynligheder fra t-fordelingen.

På trods af, at afhængigheden modellens residualer og de forklarende variable er af

forholdsvist beskeden karakter forsøges anvendt en estimationsmetode, der i højere grad tager højde for variansafhængigheden. Alternativt opstilles en loglikelihoodfunktion, som under estimation af modellens parametre samtidig korrigerer for heteroskedasticitet ved at vægte med en eller flere af de variansstyrende forklarende variable opløftet i potenser, der ligeledes estimeres under maksimering af loglikelihoodfunktionen.

I det normalfordelte og heteroskedastiske tilfælde kan loglikelihoodfunktionen defineres ved,

(2.5.3) ,

hvor variansen forventes at være afhængig af andelen af børn af enlige forsørgere og boligkriteriet, jf. Parks test, enten enkeltvis eller i kombination.

Under optimering af loglikelihoodfunktionen med forskellige kombinationer af de tovariansstyrende forklarende variable opnås den højeste loglikelihoodværdi ved at lade variansen være en funktion af såvel andelen af børn af enlige forsørgere som boligkriteriet og dermed givet ved,

(2.5.4) ,

hvor er andelen af børn af enlige forsørgere og er boligkriteriet, og hvor estimatet for er givet ved mindste kvadraters estimatet. Loglikelihoodfunktionen kan derfor defineres ved,

(2.5.5)

.

I det normalfordelte og homoskedastiske tilfælde er maximum likelihood metodens estimerede parametre identiske med parametrene estimeret under mindste kvadraters metoden, og loglikelihoodfunktionen er i dette tilfælde givet ved,

(2.5.6) .

Estimation af loglikelihoodfunktionerne udføres i matriceprogrammet IML i SAS. Den anvendte procedure tager udgangspunkt i et beregningsmodel, hvor henholdsvis modellen, variansfunktionen og loglikelihoodfunktionen specificeres. Dette beregningsmodul kaldes af en ikke-lineær optimeringsrutine, NPLDD (Non-Linear Double Dogleg Optimization), der på baggrund af initialpunkter, eventuelle parameterrestriktioner, determinationskriterier og parameterkontrol finder maksimum for loglikelihoodfunktionerne.

Test af, hvorvidt ML-estimererne er lig med nul foretages ved Wald-teststørrelsen,

(2.5.7) .

Et estimat af kovariansmatricen beregnes ved hjælp af en underrutine i IML, NLPFDD (Non-Linear Programming Finite Difference Approximation), der på baggrund af loglikelihoodfunktionen og de estimerede parametre beregner de numeriske 1. ordens afledede og Hessematricen. Estimatet for kovariansmatricen, , er herefter givet ved den inverterede og negative Hessematrice.

I to-sidet test af, hvorvidt den enkelte parameter er lig med nul, er Wald-testet givet ved,

(2.5.8) : ,

der er standard normalfordelt. I tabel 2.5.2 angiver de runde parenteser teststørrelsesværdien fra testet i ligning (2.5.8), mens de firkantede parenteser angiver de tilhørende signifikanssandsynligheder fra standard normalfordelingen. Det skal bemærkes, at såfremt givne parametre ligger på grænsen til det signifikante eller hvis potensparametrene har numerisk store værdier understøttes Wald-teststørrelsen af et likelihood ratio test.

I tabel 2.5.2 er angivet resultaterne fra estimation af loglikelihoodfunktionen under en antagelse om henholdsvis homoskedasticitet, , og heteroskedasticitet, . Som tidligere nævnt er maximum likelihood metoden i det homoskedastiske og normalfordelte tilfælde identisk med mindste kvadraters metoden, hvilket resulterer i at parametre, teststørrelsesværdier og signifikanssandsynligheder i tabel 2.5.1 (2. kolonne) og tabel 2.5.2 (2. kolonne) er identiske.

De to loglikelihoodværdier i tabel 2.5.2 er næsten identiske, givet ved henholdsvis -1476,55 i estimation i det heteroskedastiske tilfælde og -1476,99 i estimation i det homoskedastiske tilfælde. I tabellens nederste række bekræftes dette med et likelihood ratio test, der tester om de to loglikelihoodværdier er lig med hinanden, hvilket med en signifikanssandsynlighed på 64,4 % klart accepteres.

Det kan således konstateres, at loglikelihoodværdien under en antagelse om heteroskedasticitet statistisk set er lig med loglikelihoodværdien under en antagelse om homoskedasticitet, og dermed opnås ingen forbedring ved anvendelse af modellen i ligning (2.5.5). Dette er endvidere illustreret ved, at de estimerede potensparametre (0,29 og -0,23) i variansspecifikationen,

(2.5.9) ,

ikke er signifikante og dermed statistisk set ikke har nogen forklaringskraft. Estimation under denne formulering medfører, i forhold til estimation under det homoskedastiske tilfælde, til mindre ændringer i parameterestimererne, mest markant illustreret i konstantleddet.

Tabel 2.5.2

Maximum likelihood estimation af uvægtet og vægtet model

Loglikelihood

under

normalfordelingen

R2 - værdi

77,97 %

78,37 %

Loglikelihoodværdi

-1476,98

-1476,55

- Konstantled

-36,22

(-3,05)

[0,0025]

-34,53

(-2,87)

[0,0021]

- Dummy:Hovedstadskom.

26,13

(2,58)

[0,0105]

27,82

(2,66)

[0,0039]

- Dummy:Bykommuner

38,08

(3,58)

[0,0004]

37,98

(3,47)

[0,0003]

- Andel udlændinge

12,42

(4,77)

[0,0001]

12,65

(4,84)

[0,0001]

- Enlige forsørgere

14,62

(11,70)

[0,0001]

15,05

(10,96)

[0,0001]

- Boligkriteriet

3,54

(5,54)

[0,0001]

3,19

(4,44)

[0,0001]

- Potens : Enlige forsørgere

-

0,29

(0,92)

[0,1798]

- Potens : Boligkriteriet

-

-0,23

(0,89)

[0,1862]

LR = $2(-1476,55 - (-1476,99)) = 0,88 < 0,6440$

Da maximum likelihood estimation med implicit korrektion for heteroskedasticitet således ikke forbedrer tilpasningen til de observerede værdier i forhold til modellen i ligning (2.5.1) estimeret med mindste kvadraters estimation bibeholdes MK-modellen, ikke mindst ud fra en betragtning om, at afhængigheden mellem denne models residualer og de forklarende variable er af forholdsvis beskeden karakter.

For at estimaterne fra MK-modellen har optimale egenskaber skal de standardiserede residualer være normalfordelte. Til undersøgelse af denne antagelse viser figur 2.5.1 den empiriske fordeling for de standardiserede residualer illustreret ved et blokdiagram, hvorpå der er lagt kurven for en standard normalfordeling. Ved gennemgang af figuren ses en pæn overensstemmelse mellem den empiriske og teoretiske fordeling.

Figur 2.5.1

Blokdiagram for standardiserede residualer i vægtet model

I formelle test af normalfordelingsantagelsen for de standardiserede residualer afvises hypotesen svagt på 5 % signifikansniveau ved det kvadrerede Chi-Goodness-of-fit-test (= 18,06, $p = 0,0344$), men accepteres ved Kolmogorov-Smirnov ($D = 0,06$, $p > 0,25$)-testet, Anderson-Darling ($A_2 = 0,79$, $p > 0,25$)-testet og Cramer-von Mises ($W_2 = 0,09$, $p > 0,25$)-testet. Det må derfor anses for mest sandsynligt, at normalfordelingsantagelsen er opfyldt for modellens standardiserede residualer.

2.5.2 Boligyldelsesudgifter

Primærkommunernes boligydelsesudgifter pr. pensionist er i udgangspunktet søgt forklaret i en lineær model, estimeret med mindste kvadraters metoden, hvor den afhængige variabel, y , (kommunernes boligydelsesudgifter), er en funktion af 4 forklarende variable, givet ved dummy-variable for hovedstadskommuner og små/store bykommuner, boligkriteriet og andelen af udlejningsboliger samt et konstantled:

$$(2.5.10) \quad , \quad i = 1, 2, \dots, 275.$$

En vigtig antagelse i denne model er, at residualerne er uafhængige af modellens forklarende variable, d.v.s. at der ikke er heteroskedasticitet. Test for heteroskedasticitet kan ske ved Parks test, ligning (2.5.11), hvor der foretages regression på logaritmen til de kvadrerede residualer fra estimation af ligning (2.5.10) på baggrund af hver enkelt af de forklarende variable i modellen, dummy-variable dog undtaget. Nulhypotesen tester, hvorvidt parameteren til den forklarende variabel er lig med nul. Såfremt enkelte eller flere af disse variable er i stand til at forklare variationen i de kvadrerede residualer, dvs. hvis de variable har et signifikant parameterestimat, vil det være indikation på heteroskedasticitet:

$$(2.5.11) \quad : \quad , \quad k = 1, 2.$$

I tabel 2.5.3 er vist resultatet fra estimation af modellen i ligning (2.5.10) med mindste kvadraters metoden, samt beregnet Parks test for hver af de forklarende variable. Ved gennemgang af sidstnævnte test ses, at ingen af de forklarende variable har signifikante parametre på selv meget lave signifikansniveauer, dvs. hypotesen om homoskedasticitet accepteres stærkt, og den alternative hypotese om heteroskedasticitet afvises. Det kan således umiddelbart konstateres, at modellen i ligning (2.5.10) opfylder antagelsen om uafhængighed mellem residualerne og de forklarende variable

Tabel 2.5.3

Mindste kvadraters estimation og Parks test af model

Lineær
Regression

Parks test for
heteroskedasticitet

Responsvariabel

y
 $\log(e^2)$
 R^2 - værdi

69,83 %
-
- Konstantled
268,01
(5,48)
[0,0001]

-

- Dummy:Hovedstadskom.

157,78

(3,55)

[0,0005]

-

- Dummy:Bykommuner

177,38

(3,47)

[0,0006]

-

- Boligkriteriet

13,51

(5,60)

[0,0001]

-0,000

(0,00)

[0,9997]

- Udlejningsboliger

19,79

(12,13)

[0,0001]

-0,014

(-1,178)

[0,2398]

Yderligere test for homoskedasticitet er vist i tabel 2.5.4 og sker ved henholdsvis Breusch-Pagan og Koenker-Basset lagrange multiplikator test. Hypotesen er , hvor z er en vektor af uafhængige variable. Modellen er homoskedastisk, hvis . De to test kan gennemføres ved,

(2.5.12) $LM = .$

Defineres Z ved en $-$ matrix bestående af n observationssæt af og defineres g som en vektor bestående af kan Breusch-Pagan LM-testet specificeres ved,

(2.5.13) $LM = .$

- = .

-.

I Koenker-Basset forsøges at definere en estimator for variansen af , der er mindre følsom

overfor opretholdelse af normalfordelingsantagelsen end estimatoren i Breusch-Pagan. Variansen af er nødvendigvis ikke lig, hvis ikke er normalfordelt. Under normalfordelingen vil Koenker-Basset have den samme asymptotiske fordeling som Breusch-Pagan, men såfremt normalfordelingen ikke er opfyldt kan Koenker-Basset være et stærkere test.

(2.5.14) $LM = .$

- .
- .
- .
- .

Under nulhypotesen om homoskedasticitet er LM-testene asymptotisk -fordelt med antal frihedsgrader, svarende til antallet af variable i z , givet ved p .

(2.5.15) Under er LM .

Ved gennemgang af tabel 2.5.4 kan konstateres, at hypotesen om homoskedasticitet er ligeledes bliver accepteret ved Breusch-Pagan og Koenker-Basset end ved Parks på 5 % signifikansniveau. Der er således accept omkring hypotesen om homoskedasticitet fra de anvendte test og korrektion vurderes derfor ikke nødvendig.

Tabel 2.5.4

Test for homoskedasticitet

Breusch-Pagan

LM

Koenker-Basset

LM

LM =

5,02

[0,1704]

3,88

[0,2748]

For at estimererne fra modellen har optimale egenskaber skal de standardiserede residualer være normalfordelte. Til undersøgelse af denne antagelse viser figur 2.5.2 den empiriske fordeling for de standardiserede residualer illustreret ved et blokdiagram, hvorpå der er lagt kurven for en standard normalfordeling. Ved gennemgang af figuren ses en nogenlunde pæn overensstemmelse mellem den empiriske og teoretiske fordeling, dog med en markant afvigelse i 0,0-blokken.

I formelle test af normalfordelingsantagelsen for de standardiserede residualer accepteres hypotesen ved det kvadrerede Chi-Goodness-of-fit-test (= 17,91, $p = 0,0837$), Kolmogorov-Smirnov ($D = 0,05$, $p > 0,25$)-testet, Anderson-Darling ($A2 = 0,89$, $p > 0,25$)-testet og Cramer-von Mises ($W2 = 0,14$, $p > 0,25$)-testet. Det må derfor anses for mest sandsynligt, at normalfordelingsantagelsen er opfyldt for modellens standardiserede residualer.

Figur 2.5.2

Blokdiagram for standardiserede residualer i vægtet model

2.6 Børnepasningsudgifter

Primærkommunernes børnepasningsudgifter pr. 0-6 årig er i udgangspunktet søgt forklaret i en lineær model, estimeret med mindste kvadraters metoden, hvor den afhængige variabel, y , (kommunernes børnepasningsudgifter), er en funktion af 4 forklarende variable, givet ved dummy-variablen for hovedstadskommuner, andelen af familier med tre eller flere børn, andelen af personer i udlejningsboliger og andelen af 20-66-årige erhvervsaktive kvinder, samt et konstantled:

$$(2.6.1) \quad y_i = \beta_0 + \beta_1 x_{1i} + \beta_2 x_{2i} + \beta_3 x_{3i} + \beta_4 x_{4i} + \epsilon_i, \quad i = 1, 2, \dots, 275.$$

En vigtig antagelse i denne model er, at residualerne er uafhængige af modellens forklarende variable, d.v.s. at der ikke er heteroskedasticitet. Test for heteroskedasticitet kan ske ved Parks test, ligning (2.6.2), hvor der foretages regression på logaritmen til de kvadrerede residualer fra estimation af ligning (2.6.1) på baggrund af hver enkelt af de forklarende variable i modellen, dummy-variable dog undtaget. Nulhypotesen tester, hvorvidt parameteren til den forklarende variabel er lig med nul. Såfremt enkelte eller flere af disse variable er i stand til at forklare variationen i de kvadrerede residualer, dvs. hvis de variable har et signifikant parameterestimat, vil det være indikation på heteroskedasticitet:

$$(2.6.2) \quad \ln(\epsilon_i^2) = \alpha_0 + \alpha_1 x_{1i} + \alpha_2 x_{2i} + \alpha_3 x_{3i} + \alpha_4 x_{4i} + \eta_i, \quad k = 1, \dots, 3.$$

I tabel 2.6.1 er vist resultatet fra estimation af modellen i ligning (2.6.1) med mindste kvadraters metoden, samt beregnet Parks test for hver af de forklarende variable. Ved gennemgang af sidstnævnte test ses, at ingen af de forklarende variable har signifikante parametre på selv meget lave signifikansniveauer, dvs. hypotesen om homoskedasticitet accepteres stærkt, og den alternative hypotese om heteroskedasticitet afvises. Det kan således umiddelbart konstateres, at modellen i ligning (2.6.1) opfylder antagelsen om uafhængighed mellem residualerne og de forklarende variable

Tabel 2.6.1

Mindste kvadraters estimation og Parks test af model

Lineær

Regression

Parks test for

heteroskedasticitet

Responsvariabel

y

$\log(\epsilon^2)$

R^2 - værdi

51,93 %

-

- Konstantled

5.464,99

(0,94)

[0,3491]

-

- Dummy:Hovedstadskom.

2.681,40

(3,51)

[0,0005]

-

- Familier m. over tre børn

-540,24

(-7,43)

[0,0001]

-0,028

(-0,84)

[0,4026]

- Andel udpendlere

91,19

(4,45)

[0,0001]

0,004

(0,40)

[0,6879]

- Erhvervsaktive kvinder

323,02

(4,45)

[0,0001]

0,03

(0,77)

[0,4436]

Yderligere test for homoskedasticitet er vist i tabel 2.6.2 og sker ved henholdsvis Breusch-Pagan og Koenker-Basset lagrange multiplikator test. Hypotesen er , hvor z er en vektor af uafhængige variable. Modellen er homoskedastisk, hvis . Testet kan gennemføres ved,

(2.6.3) $LM = .$

Defineres Z ved en $-$ matrix bestående af n observationssæt af og defineres g som en vektor bestående af kan Breusch-Pagan LM-testet specificeres ved,

(2.6.4) $LM = .$

- = .

-.

I Koenker-Basset forsøges at definere en estimator for variansen af , der er mindre følsom overfor opretholdelse af normalfordelingsantagelsen end estimatoren i Breusch-Pagan. Variansen af er nødvendigvis ikke lig , hvis ikke er normalfordelt. Under normalfordelingen vil Koenker-Basset have den samme asymptotiske fordeling som Breusch-Pagan, men såfremt normalfordelingen ikke er opfyldt kan Koenker-Basset være et stærkere test.

(2.6.5) LM = .

- .

- .

- .

- .

Under nulhypotesen om homoskedasticitet er LM-testene asymptotisk χ^2 -fordelt med antal frihedsgrader, svarende til antallet af variable i z , givet ved p .

(2.6.6) Under er LM .

Ved gennemgang af tabel 2.6.2 kan konstateres, at hypotesen om homoskedasticitet ligeledes accepteres ved Breusch-Pagan og Koenker-Basset testene på 5 % signifikansniveau, idet signifikanssandsynlighederne beregnes til henholdsvis 7,6 % og 15,7 %.

Tabel 2.6.2

Test for homoskedasticitet

Breusch-Pagan

LM

Koenker-Basset

LM

LM =

8,45

[0,0760]

6,62

[0,1571]

For at estimererne fra modellen har optimale egenskaber skal de standardiserede residualer være normalfordelte. Til undersøgelse af denne antagelse viser figur 2.6.1 den empiriske fordeling for de standardiserede residualer illustreret ved et blokdiagram, hvorpå der er lagt kurven for en standard normalfordeling. Ved gennemgang af figuren ses en nogenlunde pæn overensstemmelse mellem den empiriske og teoretiske fordeling, dog med afvigelser, bl.a. i 0,6-blokken.

I formelle test af normalfordelingsantagelsen for de standardiserede residualer afvises hypotesen ved det kvadrerede Chi-Goodness-of-fit-test (= 24,52, $p = 0,0063$), men accepteres på 5 % signifikansniveau ved Kolmogorov-Smirnov ($D = 0,06$, $p = 0,2019$)-testet, Anderson-Darling ($A_2 = 1,47$, $p = 0,1888$)-testet og Cramer-von Mises ($W_2 = 0,21$, $p > 0,25$)-testet. Det må derfor anses for mest sandsynligt, at normalfordelingsantagelsen er opfyldt for modellens standardiserede residualer.

Figur 2.6.1

Blokdiagram for standardiserede residualer i vægtet model

2.6.1 Hovedstadskommunernes børnepasningsudgifter pr. 0-6-årig

Kommunernes børnepasningsudgifter pr. 0-6-årig for hovedstadskommunerne er i udgangspunktet søgt forklaret i en lineær model, estimeret med mindste kvadraters metoden, hvor den afhængige variabel, y , (kommunernes børnepasningsudgifter), er en funktion af 2 forklarende variable, givet ved andelen af 20-44-årige erhvervsaktive kvinder og andelen af udlejningsboliger, samt et konstantled :

(2.6.6) , $i = 1, 2, \dots, 275$.

En vigtig antagelse i denne model er, at residualerne er uafhængige af modellens forklarende variable, d.v.s. at der ikke er heteroskedasticitet. Test for heteroskedasticitet kan ske ved Parks test, ligning (2.6.7), hvor der foretages regression på logaritmen til de kvadrerede residualer fra estimation af ligning (2.6.6) på baggrund af hver enkelt af de forklarende variable i modellen. Nulhypotesen tester, hvorvidt parameteren til den forklarende variabel er lig med nul. Såfremt enkelte eller flere af disse variable er i stand til at forklare variationen i de kvadrerede residualer, dvs. hvis de variable har et signifikant parameterestimat, vil det være indikation på heteroskedasticitet :

(2.6.7) : , $k = 1, 2$.

Tabel 2.6.3

Mindste kvadrater estimation og Parks test af model

Lineær

Regression

Parks test for

heteroskedasticitet

Responsvariabel

y

log(e²)

R² - værdi

40,49 %

-

- Konstantled

-8.223,68

(-0,87)

[0,3908]

-

- Erhvervsaktive kvinder

420,51

(3,92)

[0,0003]

-0,02

(-0,20)

[0,8441]

- Andel udlejningsboliger

170,74

(5,92)
 [0,0001]
 -0,0008
 (-0,384)
 [0,7027]

I tabel 2.6.3 er vist resultatet fra estimation af modellen i ligning (2.6.6) med mindste kvadraters metoden, samt beregnet Parks test for hver af de forklarende variable. Ved gennemgang af sidstnævnte test ses, at ingen af de forklarende variable har signifikante parametre på selv meget lave signifikansniveauer, dvs. hypotesen om homoskedasticitet accepteres stærkt og den alternative hypotese om heteroskedasticitet afvises. Det kan således umiddelbart konstateres, at modellen i ligning (2.6.6) opfylder antagelsen om uafhængighed mellem residualerne og de forklarende variable

Yderligere test for homoskedasticitet er vist i tabel 2.6.4 og sker ved henholdsvis Breusch-Pagan og Koenker-Basset Lagrange multiplikator test. Ved gennemgang af tabellen kan konstateres, at hypotesen om homoskedasticitet ligeledes accepteret stærkt ved Breusch-Pagan og Koenker-Basset, idet signifikanssandsynlighederne er givet ved henholdsvis 83,29 % og 86,50 %.

Tabel 2.6.4

Test for homoskedasticitet

Breusch-Pagan

LM

Koenker-Basset

LM

LM = .

0,87
 [0,8329]
 0,74
 [0,8650]

For at estimatorerne fra modellen har optimale egenskaber skal de standardiserede residualer være normalfordelte. Til undersøgelse af denne antagelse viser figur 2.6.2 den empiriske fordeling for de standardiserede residualer illustreret ved et blokdiagram, hvorpå der er lagt kurven for en standard normalfordeling. Ved gennemgang af figuren ses en nogenlunde pæn overensstemmelse mellem den empiriske og teoretiske fordeling, dog med en enkelt afvigelse i -0,5-blokken.

I formelle test af normalfordelingsantagelsen for de standardiserede residualer accepteres hypotesen ved det kvadrerede Chi-Goodness-of-fit-test (= 3,52, p = 0,6202), Kolmogorov-Smirnov (D = 0,09, p > 0,25)-testet, Anderson-Darling (A2 = 0,39, p > 0,25)-testet og Cramer-von Mises (W2 = 0,07, p > 0,25)-testet. Det må derfor anses for mest sandsynligt, at normalfordelingsantagelsen er opfyldt for modellens standardiserede residualer.

Figur 2.6.1

Blokdiagram for standardiserede residualer i vægtet model

2.7 Døgninstitutionsudgifter

Primærkommunernes døgninstitutionsudgifter pr. 0-20 årig er i udgangspunktet søgt forklaret i en lineær model, estimeret med mindste kvadraters metoden, hvor den afhængige variabel, y, (kommunernes døgninstitutionsudgifter), er en funktion af 2 forklarende variable, givet ved andelen af børn af enlige forsørgere og boligkriteriet i andel af alle boliger, samt et

konstantled :

(2.7.1) , $i = 1, 2, \dots, 275$.

En vigtig antagelse i denne model er, at residualerne er uafhængige af modellens forklarende variable, d.v.s. at der ikke er heteroskedasticitet. Test for heteroskedasticitet kan ske ved Parks test, ligning (2.7.2), hvor der foretages regression på logaritmen til de kvadrerede residualer fra estimation af ligning (2.7.1) på baggrund af hver enkelt af de forklarende variable i modellen. Nulhypotesen tester, hvorvidt parameteren til den forklarende variabel er lig med nul. Såfremt enkelte eller flere af disse variable er i stand til at forklare variationen i de kvadrerede residualer, dvs. hvis de variable har et signifikant parameterestimat, vil det være indikation på heteroskedasticitet :

(2.7.2) : , $k = 1, 2$.

I tabel 2.7.1 er vist resultatet fra estimation af modellen i ligning (2.7.1) med mindste kvadraters metoden, samt beregnet Parks test for hver af de forklarende variable. Ved gennemgang af sidstnævnte test ses, at ingen af de forklarende variable har signifikante parametre på selv meget lave signifikansniveauer, dvs. hypotesen om homoskedasticitet accepteres stærkt og den alternative hypotese om heteroskedasticitet afvises. Det kan således umiddelbart konstateres, at modellen i ligning (2.7.1) opfylder antagelsen om uafhængighed mellem residualerne og de forklarende variable

Tabel 2.7.1

Mindste kvadraters estimation og Parks test af model

Lineær

Regression

Parks test for

heteroskedasticitet

Responsvariabel

y

log(e²)

R² - værdi

37,03 %

-

- Konstantled

473,21

(4,36)

[0,0001]

-

- Børn af enlige forsørgere

93,24

(8,75)

[0,0001]

0,05

(1,44)

[0,1500]

- Boligkriteriet

11,54

(1,98)

[0,0486]

0,02

(1,09)

[0,2781]

Yderligere test for homoskedasticitet er vist i tabel 2.6.2 og sker ved henholdsvis Breusch-Pagan og Koenker-Basset lagrange multiplikator test. Hypotesen er , hvor z er en vektor af uafhængige variable. Modellen er homoskedastisk, hvis . Testet kan gennemføres ved,

(2.7.3) $LM = .$

Defineres Z ved en n -matrix bestående af n observationssæt af og defineres g som en vektor bestående af kan Breusch-Pagan LM-testet specificeres ved,

(2.7.4) $LM = .$

- = .

- .

I Koenker-Basset forsøges at definere en estimator for variansen af , der er mindre følsom overfor opretholdelse af normalfordelingsantagelsen end estimatoren i Breusch-Pagan. Variansen af er nødvendigvis ikke lig , hvis ikke er normalfordelt. Under normalfordelingen vil Koenker-Basset have den samme asymptotiske fordeling som Breusch-Pagan, men såfremt normalfordelingen ikke er opfyldt kan Koenker-Basset være et stærkere test.

(2.7.5) $LM = .$

- .

- .

- .

- .

Under nulhypotesen om homoskedasticitet er LM-testene asymptotisk $-$ fordelt med antal frihedsgrader, svarende til antallet af variable i z , givet ved p .

(2.7.6) Under er $LM .$

Ved gennemgang af tabel 2.7.2 kan konstateres, at hypotesen om homoskedasticitet ligeledes accepteres ved Breusch-Pagan og Koenker-Basset på 5 % signifikansniveau, idet signifikanssandsynlighederne er givet ved henholdsvis 17,10 % og 36,06 %.

Tabel 2.7.2

Test for homoskedasticitet

Breusch-Pagan

LM

Koenker-Basset

LM

LM =

5,01

[0,1710]

3,21

[0,3606]

For at estimererne fra modellen har optimale egenskaber skal de standardiserede residualer være normalfordelte. Til undersøgelse af denne antagelse viser figur 2.7.1 den empiriske fordeling for de standardiserede residualer illustreret ved et blokdiagram, hvorpå der er lagt kurven for en standard normalfordeling. Ved gennemgang af figuren ses en nogenlunde pæn overensstemmelse mellem den empiriske og teoretiske fordeling, dog med afvigelser, bl.a. i -0,6- og 4,2-blokken.

I formelle test af normalfordelingsantagelsen for de standardiserede residualer afvises hypotesen på 5 % signifikansniveau ved det kvadrerede Chi-Goodness-of-fit-test (= 100,66, $p < 0,0001$), Kolmogorov-Smirnov ($D = 0,09$, $p = 0,0161$)-testet og Cramer-von Mises ($W_2 = 0,48$, $p = 0,0464$)-testet, men accepteres lige ved Anderson-Darling ($A_2 = 2,47$, $p = 0,0521$)-testet.

Afvisningen af hypotesen i de tre af testene må formodes at være særligt forbundet med de store positive std. residualer i 4,2-blokken, mens det øvrige data er i bedre overensstemmelse med normalfordelingsantagelsen. Udtagelse af de seks mest ekstreme observationer medfører imidlertid ikke til markante forandringer i parameterestimererne og derved har de ekstreme observationer ikke nogen alvorligt forstyrrende effekt på modellens resultater. På denne baggrund bibeholdes modellen i ligning (2.7.1).

Figur 2.7.1

Blokdiagram for standardiserede residualer i vægtet model

2.8

Beskæftigelses- og uddannelsesudgifter

Primærkommunernes beskæftigelses- og uddannelsesudgifter pr. 18-59-årig er i udgangspunktet søgt forklaret i en lineær model, estimeret med mindste kvadraters metoden, hvor den afhængige variabel, y , (kommunernes beskæftigelses- og uddannelsesudgifter), er en funktion af 3 forklarende variable, givet ved udskrivningsgrundlaget pr. indbygger, andelen af 20-59-årige uden beskæftigelse over 5 % og det bysociale kriterium, samt et konstantled :

(2.8.1) , $i = 1, 2, \dots, 275$.

En vigtig antagelse i denne model er, at residualerne er uafhængige af modellens forklarende variable, d.v.s. at der ikke er heteroskedasticitet. Test for heteroskedasticitet kan ske ved Parks test, ligning (2.8.2), hvor der foretages regression på logaritmen til de kvadrerede residualer fra estimation af ligning (2.8.1) på baggrund af hver enkelt af de forklarende variable i modellen. Nulhypotesen tester, hvorvidt parameteren til den forklarende variabel er lig med nul. Såfremt enkelte eller flere af disse variable er i stand til at forklare variationen i de kvadrerede residualer, dvs. hvis de variable har et signifikant parameterestimat, vil det være indikation på heteroskedasticitet:

(2.8.2) : , $k = 1, \dots, 3$.

I tabel 2.8.1 er vist resultatet fra estimation af modellen i ligning (2.8.1) med mindste kvadraters metoden, samt beregnet Parks test for hver af de forklarende variable. Ved gennemgang af sidstnævnte test ses, at samtlige de forklarende variable har signifikante parametre på et 5 % signifikansniveau, dvs. i disse tilfælde forkastes hypotesen om homoskedasticitet og den alternative hypotese om heteroskedasticitet accepteres. Det kan således konstateres, at modellen i ligning (2.8.1) ikke opfylder antagelsen om uafhængighed mellem residualerne og de forklarende variable, men er plaget af heteroskedasticitet. Dette gør sig specielt gældende for andelen af 20-59-årige uden beskæftigelse over 5 % med en t -værdi på 13,70.

En konsekvens af heteroskedasticitet er, at modellens variansestimater ikke er middelret og, at teststørrelserne for parametrene er utroværdige. Hermed er der risiko for at medtage variable i modellen, der under et korrekt variansestimater ikke ville have signifikante parametre, mens andre variable, der under et korrekt variansestimater ville have signifikante parametre, udelukkes fra modellen. I tabel 2.8.1 angiver de runde parenteser teststørrelsesværdien fra et t -test, mens de firkantede parenteser angiver de tilhørende signifikanssandsynligheder fra t -

fordelingen.

Tabel 2.8.1

Mindste kvadraters estimation og Parks test af model

Lineær

Regression

Parks test for

heteroskedasticitet

Responsvariabel

y

log(e²)

R² - værdi

42,70 %

-

- Konstantled

195,78

(2,10)

[0,0376]

-

- Udskrivningsgrundlaget

-0,002

(-2,55)

[0,0113]

-0,004

(-4,25)

[0,0001]

- 20-59-årige u. beskæftigelse

32,96

(11,45)

[0,0001]

36,83

(13,70)

[0,0001]

- Det bysociale kriterium

84,37

(3,04)

[0,0026]

144,48

(4,33)

[0,0001]

En estimationsmetode, som tager højde for afhængigheden mellem modellens residualer og de forklarende variable, er således påkrævet, og alternativt opstilles en loglikelihoodfunktion, der under estimation af modellens parametre samtidig korrigerer for heteroskedasticitet ved at vægte med en eller flere af de variansstyrende forklarende variable opløftet i potenser, der ligeledes estimeres under maksimering af loglikelihoodfunktionen.

I det normalfordelte og heteroskedastiske tilfælde kan loglikelihoodfunktionen defineres ved,

(2.8.3) ,

hvor variansen forventes at være afhængig af samtlige tre forklarende variable, jf. Parks test, enten enkeltvis eller i kombinationer af to eller tre.

Under optimering af loglikelihoodfunktionen med forskellige kombinationer af de tre variansstyrende forklarende variable opnås den højeste loglikelihoodværdi ved at lade variansen være en funktion af udskrivningsgrundlaget pr. indbygger og andelen af 20-59-årige uden beskæftigelse over 5 % og dermed givet ved,

(2.8.4) ,

hvor er udskrivningsgrundlaget pr. indbygger og er andelen af 20-59-årige uden beskæftigelse over 5 %, og hvor estimatet for er givet ved mindste kvadraters estimatet. Loglikelihoodfunktionen kan derfor defineres ved,

(2.8.5)

.

I det normalfordelte og homoskedastiske tilfælde er maximum likelihood metodens estimerede parametre identiske med parametrene estimeret under mindste kvadraters metoden, og loglikelihoodfunktionen er i dette tilfælde givet ved,

(2.8.6) .

Estimation af loglikelihoodfunktionerne udføres i matriceprogrammet IML i SAS. Den anvendte procedure tager udgangspunkt i et beregningsmodel, hvor henholdsvis modellen, variansfunktionen og loglikelihoodfunktionen specificeres. Dette beregningsmodul kaldes af en ikke-lineær optimeringsrutine, NPLDD (Non-Linear Double Dogleg Optimization), der på baggrund af initialpunkter, eventuelle parameterrestriktioner, determinationskriterier og parameterkontrol finder maksimum for loglikelihoodfunktionerne.

Test af, hvorvidt ML-estimererne er lig med nul foretages ved Wald-teststørrelsen,

(2.8.7) .

Et estimat af kovariansmatricen beregnes ved hjælp af en underoutine i IML, NLPFDD (Non-Linear Programming Finite Difference Approximation), der på baggrund af loglikelihoodfunktionen og de estimerede parametre beregner de numeriske 1. ordens afledede og Hessematricen. Estimatet for kovariansmatricen, er herefter givet ved den inverterede og negative Hessematrice.

I to-sidet test af, hvorvidt den enkelte parameter er lig med nul, er Wald-testet givet ved,

(2.8.8) : ,

der er standard normalfordelt. I tabel 2.8.2 angiver de runde parenteser teststørrelsesværdien fra testet i ligning (2.8.8), mens de firkantede parenteser angiver de tilhørende signifikanssandsynligheder fra standard normalfordelingen. Det skal bemærkes, at såfremt givne parametre ligger på grænsen til det signifikante eller hvis potensparametrene har numerisk store værdier understøttes Wald-teststørrelsen af et likelihood ratio test.

Tabel 2.8.2

Maximum likelihood estimation af uvægtet og vægtet model

Loglikelihood

under

normalfordelingen

R2 - værdi

42,70 %

39,05 %

Loglikelihoodværdi

-1830,98

-1817,54

- Konstantled

195,82

(2,06)

[0,0120]

179,68

(2,44)

[0,0073]

- Udskrivningsgrundlaget

-0,002

(-2,53)

[0,0057]

-0,002

(-2,97)

[0,0015]

- 20-59-årige u. beskæftigelse

32,96

(11,42)

[0,0001]

32,96

(11,28)

[0,0001]

- Det bysociale kriterium

84,38

(3,03)

[0,0012]

76,37

(2,87)

[0,0021]

- Potens : Udskrivninggrundlaget

-

-0,35

(-5,44)

[0,0001]

- Potens : 20-59 årige u. beskæf.

-

1,47

(5,32)

[0,0001]

LR = $2(-1817,54 - (-1830,98)) = 26,88 < 0,00001$

I tabel 2.8.2 er angivet resultaterne fra estimation af loglikelihoodfunktionen under en antagelse om henholdsvis homoskedasticitet, , og heteroskedasticitet, . Som tidligere nævnt er maximum likelihood metoden i det homoskedastiske og normalfordelte tilfælde identisk med mindste kvadraters metoden, hvilket resulterer i at parametre, teststørrelsesværdier og signifikanssandsynligheder i tabel 2.8.1 (2. kolonne) og tabel 2.8.2 (2. kolonne) er identiske.

Den højeste loglikelihoodværdi, givet ved -1817,54, opnås i estimationen under antagelse om heteroskedasticitet, mens loglikelihoodværdien i det homoskedastiske tilfælde er på -1830,98. I tabellens nederste række testes med et likelihood ratio test om disse to loglikelihoodværdier er lig med hinanden, hvilket med en sandsynlighed på mindre end 0,00001 afvises. Det kan således konstateres, at loglikelihoodfunktionen under antagelse om heteroskedasticitet har en markant bedre loglikelihoodværdi og dermed den forholdsvis bedste tilpasning.

I det heteroskedastiske tilfælde er variansspecifikationen som vist givet ved og i tabellens næstsidsste række ses, at potensparametrene er estimeret til henholdsvis -0,35 og 1,47, hvorved variansspecifikationen mere præcist er givet ved, .

(2.8.9) .

Estimation under denne formulering medfører, i forhold til estimation under det homoskedastiske tilfælde, til ændringer i parameterestimaterne, mest markant illustreret i konstantleddet og det bysociale kriterium.

Test for homoskedasticitet i de to loglikelihoodmodeller er vist i tabel 2.8.3 og sker ved henholdsvis Breusch-Pagan og Koenker-Basset lagrange multiplikator test. Hypotesen er , hvor z er en vektor af uafhængige variable. Modellen er homoskedastisk, hvis . Testet kan gennemføres ved,

(2.8.10) $LM = .$

Defineres Z ved en n -matrix bestående af n observationssæt af og defineres g som en vektor bestående af kan Breusch-Pagan testet specificeres ved,

(2.8.11) $LM = .$

- = .

- .

I Koenker-Basset forsøges at definere en estimator for variansen af , der er mindre følsom overfor opretholdelse af normalfordelingsantagelsen end estimatoren i Breusch-Pagan. Variansen af er nødvendigvis ikke lig , hvis ikke er normalfordelt. Under normalfordelingen vil Koenker-Basset have den samme asymptotiske fordeling som Breusch-Pagan, men såfremt normalfordelingen ikke er opfyldt kan Koenker-Basset være et stærkere test.

(2.8.12) $LM = .$

- .

- .

- .

Under nulhypotesen om homoskedasticitet er LM-testene asymptotisk -fordelt med antal frihedsgrader, svarende til antallet af variable i z , givet ved p .

(2.8.13) Under er LM .

Ved gennemgang af tabel 2.8.3's nederste række kan konstateres, at korrektion af variansen ved ligning (2.8.9) fjerner den konstaterede heteroskedasticitet fra modellen og hypotesen om homoskedasticitet accepteres stærkt med signifikanssandsynligheder på henholdsvis 57,64 % og 71,45 %. I tilfældet hvor variansen ikke korrigeres for afhængigheden til de forklarende variable, d.v.s. hvor , afvises hypotesen om homoskedasticitet, idet signifikanssandsynlighederne er mindre end 1 % i begge test og alternativ hypotesen om heteroskedasticitet accepteres.

Da variansestimateret i modellen med implicit korrektion for heteroskedasticitet vil have den højeste grad af middelrethed i variansestimateret foretrækkes at anvende denne model i analysen.

Tabel 2.8.3

Test for homoskedasticitet

Breusch-Pagan

LM

Koenker-Basset

LM

(Logl = -1830,98)

25,09

[0,0004]

14,08

[0,0070]

(Logl = -1817,54)

2,89

[0,5764]

2,12

[0,7145]

For at estimaterne fra modellen med implicit korrektion for heteroskedasticitet har optimale egenskaber skal de standardiserede residualer være normalfordelte. Til undersøgelse af denne antagelse viser figur 2.8.1 den empiriske fordeling for de standardiserede residualer illustreret ved et blokdiagram, hvorpå der er lagt kurven for en standard normalfordeling. Ved gennemgang af figuren ses en nogenlunde pæn overensstemmelse mellem den empiriske og teoretiske fordeling, dog med afvigelser, bl.a. i -0,9- og 3,9-blokken.

Figur 2.8.1

Blokdiagram for standardiserede residualer i vægtet model

I formelle test af normalfordelingsantagelsen for de standardiserede residualer afvises hypotesen ved det kvadrerede Chi-Goodness-of-fit-test (= 45,05, $p < 0,0001$), men accepteres ved Kolmogorov-Smirnov ($D = 0,05$, $p > 0,25$)-testet, Anderson-Darling ($A_2 = 1,38$, $p = 0,2144$)-testet og Cramer-von Mises ($W_2 = 0,19$, $p > 0,25$)-testet. Det må derfor anses for mest sandsynligt, at

normalfordelingsantagelsen er opfyldt for modellens standardiserede residualer.

2.9

Vejudgifter

Primærkommunernes vejudgifter pr. indbygger er i udgangspunktet søgt forklaret i en lineær model, estimeret med mindste kvadraters metoden, hvor den afhængige variabel, y , (kommunernes vejudgifter), er en funktion af 2 forklarende variable, givet ved antallet af meter vej pr. indbygger og det logaritmiske indbyggerantal, samt et konstantled:

$$(2.9.1) \quad y_i = a + b_1 x_{1i} + b_2 x_{2i} + \epsilon_i, \quad i = 1, 2, \dots, 275.$$

En vigtig antagelse i denne model er, at residualerne er uafhængige af modellens forklarende variable, d.v.s. at der ikke er heteroskedasticitet. Test for heteroskedasticitet kan ske ved Parks test, ligning (2.9.2), hvor der foretages regression på logaritmen til de kvadrerede residualer fra estimation af ligning (2.9.1) på baggrund af hver enkelt af de forklarende variable i modellen. Nulhypotesen tester, hvorvidt parameteren til den forklarende variabel er lig med nul. Såfremt enkelte eller flere af disse variable er i stand til at forklare variationen i de kvadrerede residualer, dvs. hvis de variable har et signifikant parameterestimat, vil det være indikation på heteroskedasticitet:

$$(2.9.2) \quad \ln \epsilon_i^2 = \alpha + \beta_1 x_{1i} + \beta_2 x_{2i} + \eta_i, \quad k = 1, 2.$$

I tabel 2.9.1 er vist resultatet fra estimation af modellen i ligning (2.9.1) med mindste kvadraters metoden, samt beregnet Parks test for hver af de forklarende variable. Ved gennemgang af sidstnævnte test ses, at begge de forklarende variable har signifikante parametre på et 5 % signifikansniveau, dvs. i disse tilfælde forkastes hypotesen om homoskedasticitet og den alternative hypotese om heteroskedasticitet accepteres. Det kan således konstateres, at modellen i ligning (2.9.1) ikke opfylder antagelsen om uafhængighed mellem residualerne og de forklarende variable, men er plaget af heteroskedasticitet. Det skal dog bemærkes, at afhængigheden er af forholdsvis beskeden karakter, idet ingen af parametrene til de forklarende variable har t -værdier på over 3, d.v.s. accept af de enkelte hypoteser om, at parametrene ikke er lig med nul er forholdsvis niveuafølsomme for ændringer i signifikansniveauet.

En konsekvens af heteroskedasticitet er, at modellens variansestimater ikke er middelret og, at teststørrelserne for parametrene er utroværdige. Hermed er der risiko for at medtage variable i modellen, der under et korrekt variansestimater ikke ville have signifikante parametre, mens andre variable, der under et korrekt variansestimater ville have signifikante parametre, udelukkes fra modellen. I tabel 2.9.1 angiver de runde parenteser teststørrelsesværdien fra et t -test, mens de firkantede parenteser angiver de tilhørende signifikanssandsynligheder fra t -fordelingen.

Tabel 2.9.1

Mindste kvadraters estimation og Parks test af model

Lineær

Regression

Parks test for

heteroskedasticitet

Responsvariabel

y

$\log(\epsilon^2)$

R^2 - værdi

41,26 %

-

- Konstantled

1.134,14

(6,53)

[0,0001]

-

- Meter vej pr. indbygger

10,31

(8,49)

[0,0001]

0,03

(2,35)

[0,0195]

- Logaritmisk indbyggertal

-55,73

(-3,30)

[0,0011]

-0,40

(-2,02)

[0,0446]

På trods af, at afhængigheden modellens residualer og de forklarende variable er af forholdsvis beskeden karakter forsøges anvendt en estimationsmetode, der højere grad tager højde for variansafhængigheden. Alternativt opstilles en loglikelihoodfunktion, som under estimation af modellens parametre samtidig korrigerer for heteroskedasticitet ved at vægte med en eller begge af de variansstyrende forklarende variable opløftet i potenser, der ligeledes estimeres under maksimering af loglikelihoodfunktionen.

I det normalfordelte og heteroskedastiske tilfælde kan loglikelihoodfunktionen defineres ved,

(2.9.3) ,

hvor variansen forventes at være afhængig af de to forklarende variable, jf. Parks test, enten enkeltvis eller i kombination.

Under optimering af loglikelihoodfunktionen med forskellige kombinationer opnås den højeste loglikelihoodværdi ved at lade variansen være en funktion af såvel antallet af meter vej pr. indbygger som det logaritmiske indbyggerantal og dermed givet ved,

(2.9.4) ,

hvor er antallet af meter vej pr. indbygger og er det logaritmiske indbyggerantal, og hvor estimatet for er givet ved mindste kvadraters estimatet. Loglikelihoodfunktionen kan derfor defineres ved,

(2.9.5)

.

I det normalfordelte og homoskedastiske tilfælde er maximum likelihood metodens estimerede parametre identiske med parametrene estimeret under mindste kvadraters metoden, og loglikelihoodfunktionen er i dette tilfælde givet ved,

(2.9.6) .

Estimation af loglikelihoodfunktionerne udføres i matriceprogrammet IML i SAS. Den anvendte procedure tager udgangspunkt i et beregningsmodel, hvor henholdsvis modellen, variansfunktionen og loglikelihoodfunktionen specificeres. Dette beregningsmodul kaldes af en ikke-lineær optimeringsrutine, NPLDD (Non-Linear Double Dogleg Optimization), der på baggrund af initialpunkter, eventuelle parameterrestriktioner, determinationskriterier og parameterkontrol finder maksimum for loglikelihoodfunktionerne.

Test af, hvorvidt ML-estimererne er lig med nul foretages ved Wald-teststørrelsen,

(2.9.7) .

Et estimat af kovariansmatricen beregnes ved hjælp af en underrutine i IML, NLPFDD (Non-Linear Programming Finite Difference Approximation), der på baggrund af loglikelihoodfunktionen og de estimerede parametre beregner de numeriske 1. ordens afledede og Hessematricen. Estimatet for kovariansmatricen, , er herefter givet ved den inverterede og negative Hessematrice.

I to-sidet test af, hvorvidt den enkelte parameter er lig med nul, er Wald-testet givet ved,

(2.9.8) : ,

der er standard normalfordelt. I tabel 2.9.2 angiver de runde parenteser teststørrelsesværdien fra testet i ligning (2.9.8), mens de firkantede parenteser angiver de tilhørende signifikanssandsynligheder fra standard normalfordelingen. Det skal bemærkes, at såfremt givne parametre ligger på grænsen til det signifikante eller hvis potensparametrene har numerisk store værdier understøttes Wald-teststørrelsen af et likelihood ratio test.

I tabel 2.9.2 er angivet resultaterne fra estimation af loglikelihoodfunktionen under en antagelse om henholdsvis homoskedasticitet, , og heteroskedasticitet, . Som tidligere nævnt er maximum likelihood metoden i det homoskedastiske og normalfordelte tilfælde identisk med mindste kvadraters metoden, hvilket resulterer i at parametre, teststørrelsesværdier og signifikanssandsynligheder i tabel 2.9.1 (2. kolonne) og tabel 2.9.2 (2. kolonne) er identiske.

Tabel 2.9.2

Maximum likelihood estimation af uvægtet og vægtet model

Loglikelihood

under

normalfordelingen

R2 - værdi

41,26 %

40,97 %

Loglikelihoodværdi

-1777,01

-1771,40

- Konstantled

1.134,14

(6,57)

[0,0001]

1.162,16

(7,42)

[0,0001]

- Meter vej pr. indbygger

10,31

(8,51)

[0,0001]

10,12

(8,42)

[0,0001]

- Logaritmisk indbyggertal

-55,73

(-3,32)

[0,0005]

-58,31

(-3,88)

[0,0001]

- Potens : Udskrivninggrundlaget

-

0,37

(3,48)

[0,0003]

- Potens : 20-59 årige u. beskæf.

-

-0,47

(-3,54)

[0,0002]

LR = $2(-1771,40 - (-1777,22)) = 11,22 = 0,00366$

Den højeste loglikelihoodværdi, givet ved -1771,40 opnås i estimationen under antagelse om heteroskedasticitet, mens loglikelihoodværdien i det homoskedastiske tilfælde er på -1777,22. I tabellens nederste række testes med et likelihood ratio test om disse to loglikelihoodværdier er lig med hinanden, hvilket med en signifikanssandsynlighed på 0,366 % afvises. Det kan således konstateres, at loglikelihoodfunktionen under antagelse om heteroskedasticitet har en bedre loglikelihoodværdi og dermed den forholdsvis bedste tilpasning. Forbedringen er dog beskedne, hvilket kan henføres til den beskedne grad af heteroskedasticitet og dermed det beskedne behov for korrektion af modellen.

I det heteroskedastiske tilfælde er variansspecifikationen som vist givet ved og i tabellens næstsidsste række ses, at potensparametrene er estimeret til henholdsvis 0,37 og -0,47, hvorved variansspecifikationen mere præcist er givet ved,

(2.9.9) .

Estimation under denne formulering medfører, i forhold til estimation under det homoskedastiske tilfælde, til mindre ændringer i parameterestimererne, mest markant illustreret i konstantleddet.

Test for homoskedasticitet i de to loglikelihoodmodeller er vist i tabel 2.9.3 og sker ved henholdsvis Breusch-Pagan og Koenker-Basset lagrange multiplikator test. Hypotesen er , hvor z er en vektor af uafhængige variable. Modellen er homoskedastisk, hvis . Testet kan gennemføres ved,

(2.9.10) LM = .

Defineres Z ved en n -matrix bestående af n observationssæt af og defineres g som en vektor bestående af kan Breusch-Pagan LM-testet specificeres ved,

(2.9.11) LM = .

- = .

- .

I Koenker-Basset forsøges at definere en estimator for variansen af , der er mindre følsom overfor opretholdelse af normalfordelingsantagelsen end estimatoren i Breusch-Pagan. Variansen

af er nødvendigvis ikke lig , hvis ikke er normalfordelt. Under normalfordelingen vil Koenker-Basset have den samme asymptotiske fordeling som Breusch-Pagan, men såfremt normalfordelingen ikke er opfyldt kan Koenker-Basset være et stærkere test.

(2.9.12) LM = .

- .
- .
- .
- .

Under nulhypotesen om homoskedasticitet er LM-testene asymptotisk -fordelt med antal frihedsgrader, svarende til antallet af variable i z, givet ved p.

(2.9.13) Under er LM .

Ved gennemgang af tabel 2.9.3's nederste række kan konstateres, at korrektion af variansen ved ligning (2.9.9) fjerner den konstaterede heteroskedasticitet fra modellen og hypotesen om homoskedasticitet accepteres med signifikanssandsynligheder på henholdsvis 77,21 % og 78,12 %. I tilfældet hvor variansen ikke korrigeres for afhængigheden til de forklarende variable, d.v.s. hvor , afvises hypotesen om homoskedasticitet derimod med signifikanssandsynligheder på henholdsvis 1,13 % og 2,44 % på 5 % signifikansniveau.

Da variansestimateret i modellen med implicit korrektion for heteroskedasticitet vil have den højeste grad af middelhed i variansestimateret foretrækkes at anvende denne model i analysen.

Tabel 2.9.3

Test for homoskedasticitet

Breusch-Pagan

LM

Koenker-Basset

LM

(Logl = -1777,22)

11,07

[0,0113]

9,40

[0,02441]

(Logl = -1771,40)

1,12

[0,7721]

1,08

[0,7812]

For at estimaterne fra modellen med implicit korrektion for heteroskedasticitet har optimale egenskaber skal de standardiserede residualer være normalfordelte. Til undersøgelse af denne antagelse viser figur 2.9.1 den empiriske fordeling for de standardiserede residualer illustreret ved et blokdiagram, hvorpå der er lagt kurven for en standard normalfordeling. Ved gennemgang af figuren ses en nogenlunde pæn overensstemmelse mellem den empiriske og teoretiske fordeling, dog med en mindre afvigelse i 0,75-blokken.

I formelle test af normalfordelingsantagelsen for de standardiserede residualer accepteres hypotesen ved det kvadrerede Chi-Goodness-of-fit-test (= 13,81, p = 0,2439), Kolmogorov-Smirnov(D = 0,06, p = 0,2070)-testet, Anderson-Darling(A2 = 1,42, p = 0,2026)-testet og

Cramer-von Mises($W_2 = 0,24$, $p = 0,2091$)-testet. Det må derfor anses for mest sandsynligt, at normalfordelingsantagelsen er opfyldt for modellens standardiserede residualer.

Figur 2.9.1

Blokdiagram for standardiserede residualer i vægtet model

2.10 Udgifter til førtidspension, revalidering og sygedagpenge

Primærkommunernes udgifter til førtidspension, revalidering og sygedagpenge pr. 20-59 årig er i udgangspunktet søgt forklaret i en lineær model, estimeret med mindste kvadraters metoden, hvor den afhængige variabel, y , (kommunernes udgifter), er en funktion af 2 forklarende variable, givet ved andelen af 20-59-årige uden beskæftigelse og det forventede antal førtidspensioner pr. 1000 18-59-årige, samt et konstantled:

$$(2.10.1) \quad y_i = \beta_0 + \beta_1 x_{1i} + \beta_2 x_{2i} + \epsilon_i, \quad i = 1, 2, \dots, 275.$$

En vigtig antagelse i denne model er, at residualerne er uafhængige af modellens forklarende variable, d.v.s. at der ikke er heteroskedasticitet. Test for heteroskedasticitet kan ske ved Parks test, ligning (2.10.2), hvor der foretages regression på logaritmen til de kvadrerede residualer fra estimation af ligning (2.10.1) på baggrund af hver enkelt af de forklarende variable i modellen. Nulhypotesen tester, hvorvidt parameteren til den forklarende variabel er lig med nul. Såfremt enkelte eller flere af disse variable er i stand til at forklare variationen i de kvadrerede residualer, dvs. hvis de variable har et signifikant parameterestimat, vil det være indikation på heteroskedasticitet:

$$(2.10.2) \quad \ln(\epsilon_i^2) = \alpha_0 + \alpha_1 x_{1i} + \alpha_2 x_{2i} + \eta_i, \quad k = 1, 2.$$

I tabel 2.10.1 er vist resultatet fra estimation af modellen i ligning (2.10.1) med mindste kvadraters metoden, samt beregnet Parks test for hver af de to forklarende variable. Ved gennemgang af sidstnævnte test ses, at kriteriet for det forventede antal førtidspensioner pr. 1000 18-59-årige har signifikant parameter på et 5 % signifikansniveau, dvs. i dette tilfælde forkastes hypotesen om homoskedasticitet og den alternative hypotese om heteroskedasticitet accepteres. Det kan således konstateres, at modellen i ligning (2.10.1) ikke opfylder antagelsen om uafhængighed mellem residualerne og de forklarende variable, men er plaget af heteroskedasticitet. Det formodes dog, at afhængigheden er af forholdsvis beskeden karakter, idet det blot er den ene af de to variable, der har forklaringskraft af modellens kvadrerede residualer.

En konsekvens af heteroskedasticitet er, at modellens variansestimat ikke er middelret, og at teststørrelserne for parametrene er utroværdige. Hermed er der risiko for at medtage variable i modellen, der under et korrekt variansestimat ikke ville have signifikante parametre, mens andre variable, der under et korrekt variansestimat ville have signifikante parametre, udelukkes fra modellen. I tabel 2.10.1 angiver de runde parenteser teststørrelsesværdien fra et t-test, mens de firkantede parenteser angiver de tilhørende signifikanssandsynligheder fra t-fordelingen.

Tabel 2.10.1

Mindste kvadraters estimation og Parks test af model

Lineær

Regression

Parks test for

heteroskedasticitet

Responsvariabel

y

$\log(\epsilon^2)$

R^2 - værdi

48,81 %

-

- Konstantled

-1.171,45

(-4,64)

[0,0001]

-

- 20-59-årige u. beskæftig.

42,96

(7,45)

[0,0001]

0,03

(1,27)

[0,2070]

- Antal førtidspensioner

237,47

(7,90)

[0,0001]

0,51

(4,01)

[0,0001]

På trods af, at afhængigheden modellens residualer og de forklarende variable formodes at være af forholdsvis beskeden karakter forsøges anvendt en estimationsmetode, der i højere grad tager højde for variansafhængigheden. Alternativt opstilles en loglikelihoodfunktion, som under estimation af modellens parametre samtidig korrigerer for heteroskedasticitet ved at vægte med den variansstyrende forklarende variabel opløftet i en potens, der ligeledes estimeres under maksimering af loglikelihoodfunktionen.

I det normalfordelte og heteroskedastiske tilfælde kan loglikelihoodfunktionen defineres ved,

(2.10.3) ,

hvor variansen forventes at være afhængig af det forventede antal førtidspensioner og eventuelt også andelen af 20-59-årige uden beskæftigelse, jf. Parks test, enten enkeltvis eller i kombination.

Under optimering af loglikelihoodfunktionen med forskellige kombinationer af de to forklarende variable opnås den højeste loglikelihoodværdi ved at lade variansen være en funktion af såvel det forventede antal førtidspensioner som andelen af 20-59-årige uden beskæftigelse og dermed givet ved,

(2.10.4) ,

hvor er andelen af 20-59-årige uden beskæftigelse og er det forventede antal førtidspensioner, og hvor estimatet for er givet ved mindste kvadraters estimatet. Loglikelihoodfunktionen kan derfor defineres ved,

(2.10.5)

.

I det normalfordelte og homoskedastiske tilfælde er maximum likelihood metodens estimerede parametre identiske med parametrene estimeret under mindste kvadraters metoden, og loglikelihoodfunktionen er i dette tilfælde givet ved,

(2.10.6) .

Estimation af loglikelihoodfunktionerne udføres i matriceprogrammet IML i SAS. Den anvendte procedure tager udgangspunkt i et beregningsmodel, hvor henholdsvis modellen, variansfunktionen og loglikelihoodfunktionen specificeres. Dette beregningsmodul kaldes af en ikke-lineær optimeringsrutine, NPLDD (Non-Linear Double Dogleg Optimization), der på baggrund af initialpunkter, eventuelle parameterrestriktioner, determinationskriterier og parameterkontrol finder maksimum for loglikelihoodfunktionerne.

Test af, hvorvidt ML-estimererne er lig med nul foretages ved Wald-teststørrelsen,

(2.10.7) .

Et estimat af kovariansmatricen beregnes ved hjælp af en underrutine i IML, NLPFDD (Non-Linear Programming Finite Difference Approximation), der på baggrund af loglikelihoodfunktionen og de estimerede parametre beregner de numeriske 1. ordens afledede og Hessematricen. Estimatet for kovariansmatricen, , er herefter givet ved den inverterede og negative Hessematrice.

I to-sidet test af, hvorvidt den enkelte parameter er lig med nul, er Wald-testet givet ved,

(2.10.8) : ,

der er standard normalfordelt. I tabel 2.10.2 angiver de runde parenteser teststørrelsesværdien fra testet i ligning (2.10.8), mens de firkantede parenteser angiver de tilhørende signifikanssandsynligheder fra standard normalfordelingen. Det skal bemærkes, at såfremt givne parametre ligger på grænsen til det signifikante eller hvis potensparametrene har numerisk store værdier understøttes Wald-teststørrelsen af et likelihood ratio test.

I tabel 2.10.2 er angivet resultaterne fra estimation af loglikelihoodfunktionen under en antagelse om henholdsvis homoskedasticitet, , og heteroskedasticitet, . Som tidligere nævnt er maximum likelihood metoden i det homoskedastiske og normalfordelte tilfælde identisk med mindste kvadraters metoden, hvilket resulterer i at parametre, teststørrelsesværdier og signifikanssandsynligheder i tabel 2.10.1 (2. kolonne) og tabel 2.10.2 (2. kolonne) er identiske.

Tabel 2.10.2

Maximum likelihood estimation af uvægtet og vægtet model

Loglikelihood

under

normalfordelingen

R2 - værdi

48,81 %

49,10 %

Loglikelihoodværdi

-1996,58

-1995,40

- Konstantled

-1.171,45

(-4,64)

[0,0001]

-1.190,44

(-4,71)

[0,0001]

- 20-59-årige u. beskæftigelse

42,96

(7,45)

[0,0001]

42,77

(7,46)

[0,0001]

- Antal førtidspensioner

237,47

(7,90)

[0,0001]

239,75

(8,06)

[0,0001]

- Potens : 20-59-årige u. beskæft.

-

0,69

(1,54)

[0,0618]

- Potens : Antal førtidspensioner

-

-0,90

(-1,54)

[0,0618]

LR = $2(-1995,40 - (-1996,58)) = 2,36 = 0,3076$

Den højeste loglikelihoodværdi, givet ved -1995,40, opnås i estimationen under antagelse om heteroskedasticitet, mens loglikelihoodværdien i det homoskedastiske tilfælde er på -1996,58. I tabellens nederste række testes med et likelihood ratio test om disse to loglikelihoodværdier er lig med hinanden, hvilket med en signifikanssandsynlighed på 30,76 % accepteres stærkt. Det kan således konstateres, at loglikelihoodfunktionen under antagelse om heteroskedasticitet ikke giver nogen forbedring i loglikelihoodværdien og dermed sker der ingen forbedring i modellens tilpasning til data i forhold til en antagelse om homoskedasticitet.

I det heteroskedastiske tilfælde er variansspecifikationen som vist givet ved og i tabel 2.10.2's næstsidste række ses, at potensparametrene er estimeret til henholdsvis 0,69 og -0,90, hvorved variansspecifikationen mere præcist er givet ved,

(2.10.9) .

Estimation under denne formulering medfører, i forhold til estimation under det homoskedastiske tilfælde, til mindre ændringer i parameterestimerterne, mest markant illustreret i konstantleddet. Det bemærkes, at de to potensparametre ikke er signifikante på 5 % signifikansniveau, d.v.s. hypotesen om, at de to parametre er lig med nul accepteres på 5 % signifikansniveau.

Test for homoskedasticitet i de to loglikelihoodmodeller er vist i tabel 2.10.3 og sker ved henholdsvis Breusch-Pagan og Koenker-Basset lagrange multiplikator test. Hypotesen er , hvor z er en vektor af uafhængige variable. Modellen er homoskedastisk, hvis . Testet kan gennemføres ved,

$$(2.10.10) \text{ LM} = .$$

Defineres Z ved en n -matrix bestående af n observationssæt af og defineres g som en vektor bestående af kan Breusch-Pagan LM-testet specificeres ved,

$$(2.10.11) \text{ LM} = .$$

- = .

- .

I Koenker-Basset forsøges at definere en estimator for variansen af , der er mindre følsom overfor opretholdelse af normalfordelingsantagelsen end estimatoren i Breusch-Pagan. Variansen af er nødvendigvis ikke lig , hvis ikke er normalfordelt. Under normalfordelingen vil Koenker-Basset have den samme asymptotiske fordeling som Breusch-Pagan, men såfremt normalfordelingen ikke er opfyldt kan Koenker-Basset være et stærkere test.

$$(2.10.12) \text{ LM} = .$$

- .

- .

- .

- .

Under nulhypotesen om homoskedasticitet er LM-testene asymptotisk χ^2 -fordelt med antal frihedsgrader, svarende til antallet af variable i z , givet ved p .

$$(2.10.13) \text{ Under er LM} .$$

Ved gennemgang af tabel 2.10.3's nederste række kan konstateres, at korrektion af variansen ved ligning (2.10.9) ikke fjerner den konstaterede heteroskedasticitet fra modellen og hypotesen om homoskedasticitet accepteres ikke på 5 % signifikansniveau. Dette resultat kunne forventes ud fra den ringe forbedring i loglikelihoodværdien og de insignifikante potensparametre. I tilfældet hvor variansen ikke korrigeres for afhængigheden til de forklarende variable, d.v.s. hvor , afvises hypotesen om homoskedasticitet imidlertid endnu stærkere.

Da variansestimateret i modellen med implicit korrektion for heteroskedasticitet ikke markant korrigerer for graden af afhængighed i residualerne og dermed ikke forbedrer middelretheden i variansestimateret foretrækkes at bibeholde modellen i ligning (2.10.1). Sammenfattende kan konkluderes, at denne model i en vis grad er plaget af heteroskedasticitet, men at denne enten ikke lader sig korrigeres ved den anvendte maximum likelihood estimation eller at heteroskedasticiteten er af en så svag karakter, at den ikke slår igennem ved en markant estimeret værdi for den opløftede potens i ovenstående model.

Tabel 2.10.3

Test for homoskedasticitet

Breusch-Pagan

LM

Koenker-Basset

LM

$$(\text{Log}l = -1996,58)$$

19,95

[0,0002]

18,39

[0,0004]

(Logl = -1995,40)

17,10

[0,0007]

16,85

[0,0008]

Under heteroskedasticitet vil modellens parameterestimater stadig være middelrette og modellens resultater kan derfor anvendes, dog bør der som nævnt udvises forsigtighed overfor modellens variansestimater, der ved heteroskedasticitet kan være skævt og enten over- eller underestimere de sande værdier.

For at estimaterne fra modellen i ligning (2.10.1) har optimale egenskaber skal de standardiserede residualer være normalfordelte. Til undersøgelse af denne antagelse viser figur 2.10.1 den empiriske fordeling for de standardiserede residualer illustreret ved et blokdiagram, hvorpå der er lagt kurven for en standard normalfordeling. Ved gennemgang af figuren ses en pæn overensstemmelse mellem den empiriske og teoretiske fordeling med kun mindre afvigelser.

Figur 2.6.1

Blokdiagram for standardiserede residualer i vægtet model

I formelle test af normalfordelingsantagelsen for de standardiserede residualer accepteres hypotesen ved det kvadrerede Chi-Goodness-of-fit-test (= 7,22, $p = 0,7042$), Kolmogorov-Smirnov ($D = 0,03$, $p > 0,25$)-testet, Anderson-Darling ($A_2 = 0,38$, $p > 0,25$)-testet og Cramer-von Mises ($W_2 = 0,05$, $p > 0,25$)-testet. Det kan derfor konkluderes, at normalfordelingsantagelsen er opfyldt for modellens standardiserede residualer.

2.11 Administrationsudgifter

Kommunernes administrationsudgifter pr. indbygger er i udgangspunktet søgt forklaret i en lineær model, estimeret med mindste kvadraters metoden, hvor den afhængige variabel, y , (kommunernes administrationsudgifter), er en funktion af 4 forklarende variable, givet ved dummy-variable for hovedstadskommuner og små/store bykommuner, andelen af 20-59-årige uden beskæftigelse over 5 % og nettodriftsudgifterne pr. indbygger, samt et konstantled :

(2.11.1) , $i = 1, 2, \dots, 275$.

En vigtig antagelse i denne model er, at residualerne er uafhængige af modellens forklarende variable, d.v.s. at der ikke er heteroskedasticitet. Test for heteroskedasticitet kan ske ved Parks test, ligning (2.11.2), hvor der foretages regression på logaritmen til de kvadrerede residualer fra estimation af ligning (2.11.1) på baggrund af hver enkelt af de forklarende variable i modellen, dummy-variable dog undtaget. Nulhypotesen tester, hvorvidt parameteren til den forklarende variabel er lig med nul. Såfremt enkelte eller flere af disse variable er i stand til at forklare variationen i de kvadrerede residualer, dvs. hvis de variable har et signifikant parameterestimat, vil det være indikation på heteroskedasticitet :

(2.11.2) : , $k = 1, 2$.

I tabel 2.11.1 er vist resultatet fra estimation af modellen i ligning (2.11.1) med mindste kvadraters metoden, samt beregnet Parks test for hver af de forklarende variable. Ved gennemgang af sidstnævnte test ses, at nettodriftsudgifterne har en signifikant parameter på 5 % signifikansniveau, dvs. hypotesen om homoskedasticitet afvises og den alternative hypotese om heteroskedasticitet accepteres for denne variabel. Det er imidlertid ikke nogen stærk afvisning af hypotesen om, hvorvidt parameteren er lig med nul, hvilket sammenholdt med det faktum, at nettodriftsudgifterne er den eneste variabel med signifikant parameter i Parks testet medfører, at afhængigheden i de kvadrerede residualer må formodes at være af forholdsvis svag karakter.

Tabel 2.11.1

Mindste kvadrater estimation og Parks test af model

Lineær
Regression

Parks test for
heteroskedasticitet
Responsvariabel

y
log(e²)
R² - værdi

44,44 %

-

- Konstantled

264,94
(0,90)
[0,3674]

-

- Dummy-hovedstadskomm.

214,84
(3,58)
[0,0004]

-

- Dummy-små/store bykomm.

-210,10
(-3,78)
[0,0008]

-

- 20-59-årige u. beskæftigelse.

22,22
(4,01)
[0,0001]
0,05
(1,66)
[0,0987]

- Nettodriftsudgifter pr. indb.

0,12

(7,21)

[0,0001]

0,0002

(2,50)

[0,0129]

Yderligere test for homoskedasticitet i de to loglikelihoodmodeller er vist i tabel 2.11.2 og sker ved henholdsvis Breusch-Pagan og Koenker-Basset lagrange multiplikator test. Hypotesen er , hvor z er en vektor af uafhængige variable. Modellen er homoskedastisk, hvis . Testet kan gennemføres ved,

(2.11.3) $LM = .$

Defineres Z ved en n -matrix bestående af n observationssæt af og defineres g som en vektor bestående af kan Breusch-Pagan LM-testet specificeres ved,

(2.11.4) $LM = .$

- = .

- .

I Koenker-Basset forsøges at definere en estimator for variansen af , der er mindre følsom overfor opretholdelse af normalfordelingsantagelsen end estimatoren i Breusch-Pagan. Variansen af er nødvendigvis ikke lig , hvis ikke er normalfordelt. Under normalfordelingen vil Koenker-Basset have den samme asymptotiske fordeling som Breusch-Pagan, men såfremt normalfordelingen ikke er opfyldt kan Koenker-Basset være et stærkere test.

(2.11.5) $LM = .$

- .

- .

- .

- .

Under nulhypotesen om homoskedasticitet er LM-testene asymptotisk χ^2 -fordelt med antal frihedsgrader, svarende til antallet af variable i z , givet ved p .

(2.11.6) Under er $LM = .$

Tabel 2.11.2

Test for homoskedasticitet

Breusch-Pagan

LM

Koenker-Basset

LM

LM = .

12,36

[0,0302]

10,55

[0,0611]

Ved gennemgang af tabel 2.11.2 kan konstateres, at hypotesen om homoskedasticitet afvises ved Breusch-Pagan testet (signifikans-ssh. : 3,02 %) og accepteres ved Koenker-Basset testet (signifikans-ssh. : 6,11 %) på 5 % signifikansniveau. Beregnes yderligere et Goldfeldt-Quandt test opnås en F-teststørrelse på 1,71 og en tilhørende signifikanssandsynlighed på 0,5 %. Det kan således ikke udelukkes, at modellen i en svag grad er plaget af heteroskedasticitet.

Forsøg på korrektion af modellen for denne afhængighed ved anvendelse af maximum likelihood estimation, hvor der vægtes med modellens forklarende variable opløftet i estimerede potenser, forbedrer imidlertid ikke loglikelihoodværdien i forhold til en estimation under en antagelse om homoskedasticitet og det bekræftes således, at graden af heteroskedasticitet må formodes at være svag. På denne baggrund bibeholdes modellen i ligning (2.11.1). Under heteroskedasticitet vil modellens parameterestimater stadig være middelrette og modellens resultater kan derfor anvendes, dog bør der som nævnt udvises forsigtighed overfor modellens variansestimater, der ved heteroskedasticitet kan være skævt og enten over- eller underestimerer de sande værdier.

Fordelingsantagelsen for modellen i ligning (2.11.1) medfører, at de standardiserede residualer skal være normalfordelte. Til undersøgelse af denne antagelse viser figur 2.11.1 den empiriske fordeling for de standardiserede residualer illustreret ved et blokdiagram, hvorpå der er lagt kurven for en standard normalfordeling. Ved gennemgang af figuren ses en nogenlunde pæn overensstemmelse mellem den empiriske og teoretiske fordeling, dog med mindre afvigelser i -0,9 og -0,3-blokken.

I formelle test af normalfordelingsantagelsen for de standardiserede residualer afvises hypotesen ved det kvadrerede Chi-Goodness-of-fit-test (= 21,39, $p = 0,0186$), men accepteres ved Kolmogorov-Smirnov ($D = 0,06$, $p = 0,2269$)-testet, Anderson-Darling ($A_2 = 1,24$, $p > 0,25$)-testet og Cramer-von Mises ($W_2 = 0,21$, $p > 0,25$)-testet. Det må derfor anses for mest sandsynligt, at normalfordelingsantagelsen er opfyldt for modellens standardiserede residualer.

Figur 2.11.1

Blokdiagram for standardiserede residualer i vægtet model

Kapitel 3. Modelkontrol af de amtskommunale udgiftsanalyser

Amtskommunernes beskedne antal medfører, at ordinær lineær regressionsanalyse baseret på et enkelt tværsnitmateriale kan være en u hensigtsmæssig metode til at analysere udviklingen i de amtskommunale udgiftsposter.

En alternativ estimationsmetode er derfor ofte påkrævet og en mulighed består i at supplere det beskedne antal enheder, dvs. amtskommuner, i tværsnitmaterialet med tidsserieobservationer. Amtskommunernes datamateriale vil i denne situation bestå af såvel tværsnit- som tidsserieobservationer og sådanne datastrukturer kaldes paneldata. I paneldata kan konklusionerne fra amtskommunernes relativt beskedne tværsnit således understøttes ved samtidig udnyttelse af den information, der ligger i tidsserierne.

I paneldata antages som udgangspunkt, at individuelle enheder er forskellige (heterogene), hvilket er i overensstemmelse med strukturen for amtskommunerne i Danmark. Variationen i data kan endvidere generelt opdeles mellem variationen mellem amtskommuner af forskellig størrelse og variationen indenfor de enkelte amtskommuner, hvor førstnævnte variation som regel er størst.

Analyser med paneldata har tilknyttet en række statistiske modeller, hvis relevans afhænger af datamaterialets størrelse og karakter. Er data således en tilfældig stikprøve fra en stor population antages effekten af udeladte variable, som er specifikke for de individuelle enheders karaktertræk at være tilfældige og en model af random-effect-typen vil i regelen blive anvendt. Omfatter data derimod hele populationen antages effekten af udeladte variable, som er specifikke for de individuelle enheders karaktertræk at være faste og en model af fixed-effect-typen vil i regelen blive anvendt.

En analyse af amtskommunerne indeholder det samlede antal enheder i populationen og det er derfor rimeligt at antage, at de enkelte amtskommuners karaktertræk er faste, og at anvendelsen af en fixed-effect-model i en given form er den mest plausible løsning. I denne forbindelse er der valgt at fokusere på enten one-way-fixed-effect-modeller eller two-way-fixed-effect-modeller, jf. nedenfor.

Paneldata tager som nævnt udgangspunkt i en antagelse om, at de individuelle tværsnit enheder er forskellige (heterogene). I fixed-effect-modellen varetages denne heterogenitet mellem de individuelle enheder gennem dummy-variable, hvilket har givet anledning til navnet, "mindste kvadraters dummy-variabel metoden".

One-way-fixed-effect-modeller indeholder dummy-variable, der tager højde for effekten fra udeladte variable, som er specifikke for de individuelle tværsnit enheder (amtskommunerne), men som holder sig konstante over tid. I one-way-fixed-effect-modellen antages altså ingen tidsspecifikke effekter, og der fokuseres udelukkende på de individspecifikke effekter, dvs. de individuelle forskelle mellem amtskommunerne.

I modellen vil værdien af den afhængige variabel for den i'te enhed på tidspunkt t , afhænge af K eksogene variable. Disse eksogene variable varierer mellem tværsnit enhederne på et givet tidspunkt, men varierer også over tid. Modellen defineres ved,

(3.1) , $i = 1, \dots, 16, t = 1993, \dots, 1997,$

hvor er en $(1 \times K)$ -vektor af konstanter og er en (1×1) -skalar konstant repræsenterende effekten fra de variable, som er specifikke for den i 'te individuelle tværsnitseenhed, men som er konstante over tid.

Fejllæddet repræsenterer effekten fra udeladte variable, der er specifikke for de enkelte individuelle tværsnitseenheder og tidsperioder. Det antages, at er en uafhængig og identisk fordelt stokastisk variabel med middelværdi nul og varians .

One-way-fixed-effect-modellen kan alternativt formuleres ved,

(3.2) , $i = 1, \dots, 16, t = 1993, \dots, 1997,$

hvor er et fast konstantled og er de enkelte tværsnitseenheders afvigelser fra det faste konstantled, dvs. de enkelte amtskommuners afvigelser fra et fælles konstantled.

Test af fast individuel effekt i modellen sker ved et F-test, der tester en hypotese om, hvorvidt parametrene til dummy-variablene for de faste effekter samlet set er lig nul. Lad være en n -dimensional vektor indeholdende parametrene til de faste effekter. Specifikationstestet er herefter den konventionelle F-teststørrelse for hypotesen , der med $(J, M - K)$ frihedsgrader er defineret ved,

(3.3) ,

hvor er den estimerede kovarians-matrix for de faste effekter.

Two-way-fixed-effect-modellen er en udvidelse af one-way-fixed-effect-modellen, hvor der også tages højde for tidsspecifikke effekter, dvs. ændringer over tid i udgifterne, som er ens for alle amtskommuner. Dette sker ved formuleringen,

(3.4) , $i = 1, \dots, 16, t = 1993, \dots, 1997,$

hvor varetager effekten fra de udeladte variable, som er specifikke for hver tidsperiode, givet ved 1993-1997, men som holder sig konstante over de 16 amtskommuner.

Test af fast individuel effekt sker, som i one-way-fixed-effect-modellen, ved et F-test, hvor der testes en hypotese om, hvorvidt parametrene til dummy-variablene for de faste effekter samlet set er lig nul. Antallet af parametre til de faste effekter, dvs. dummy-variablene, er nu blot udvidet til også at indbefatte parametrene til dummy-variablene til de enkelte tidsperioder. Dette svarer til fire nye parametre, svarende til årene 1993-1996 med 1997 fungerende som udgangspunkt. Det vil sige, at årene 1993-1996 vurderes i forhold til 1997.

Amtskommunerne er indbyrdes generelt mere homogene end primær-kommunerne, hvilket medfører mindre variation i de anvendte variable, og dermed mindre for modellerne at forklare. Dette forhold kombineret med anvendelsen af de forholdsvis mange dummy-variable medfører, at modellerne i de amtskommunale analyser typisk ikke indeholder et stort antal forklarende variable, men ofte er begrænset til modeller med to eller tre forklarende variable.

3.1 Gymnasieudgifter

I analysen af amtskommunernes gymnasieudgifter anvendes en two-way-fixed-effect-model beskrevet i ligning (3.4), hvor forskelle i de amtskommunale udgiftsniveauer, såvel indbyrdes mellem amtskommunerne, som for den enkelte amtskommune over tid, udlignes med anvendelsen af dummy-variable. Modellen består således af både et tværsnitperspektiv og et tidsserieperspektiv. Til estimationen anvendes fem tværsnitdatamaterialer på amtskommunerne for perioden 1993-1997.

Estimation af denne model er vist i tabel 3.1.1, og ved gennemgang bemærkes i udgangspunktet de 15 parametre til dummy-variablene, givet ved , samt parameteren til konstantleddet, givet ved . Fortolkningen af disse i alt 16 parametre tager udgangspunkt i sidstnævnte konstantled, idet det er i forhold til konstantleddet at de øvrige 15 dummy-variable skal værdisættes. Konstantleddet svarer til dummy-variablen for den tværsnitsspecifikke effekt for Nordjyllands Amtskommune, og i forhold til denne værdi sker der enten en positiv eller negativ korrektion, når den tværsnitsspecifikke effekt for de øvrige 15 amtskommuner skal findes.

Således bliver eksempelvis værdien af den tværsnitsspecifikke effekt for Københavns Kommune, givet ved summen mellem værdien af konstantleddet lig 6.114,40 og værdien af parametren til dummy-variablen lig 1.078,53, hvilket bliver 7.192,93. Det bemærkes i denne forbindelse, at ikke alle parametre til de tværsnitsspecifikke dummy-variable er signifikante, og det er således ikke mellem alle amtskommuner, at der i denne model er signifikante tværsnitseffekter fra udeladte variable.

De tidsspecifikke effekter, dvs. ændringer over tid i gymnasieudgifterne, som antages ens for alle amtskommuner, varetages af fire dummy-variable, der angiver effekten fra de udeladte variable, som er specifikke for hver tidsperiode, 1993-1997, men som holder sig konstante over de 16 amtskommuner. I modellen svarer dette til de fire parametre for årene 1993-1996, med 1997 fungerende som udgangspunkt. Det vil sige, at årene 1993-1996 vurderes i forhold til 1997.

Tabel 7.3.1

Two Way Fixed Effect Model for amtskommunernes gymnasieudgifter

F-test for ingen fast individuel effekt

F-testværdi

P = 0

14,8411

0,00001

Variabel

Parameter

P = 0

- Københavns Kommune (13)

1.078,53

0,1894

- Frederiksberg Kommune (14)

565,35

0,7646

- Københavns Amtskommune (15)

1.072,72

0,1509

- Frederiksborg Amtskommune (20)

1.695,38

0,0302

- Roskilde Amtskommune (25)

505,11

0,0973

- Vest-sjællands Amtskommune (30)

-474,54

0,0708

- Storstrøms Amtskommune (35)

678,90

0,0856

- Bornholms Amtskommune (40)

735,90

0,0595

- Fyns Amtskommune (42)

-43,20

0,8234

- Sønderjyllands Amtskommune (50)

-206,21

0,4149

- Ribe Amtskommune (55)

-560,29

0,0349

- Vejle Amtskommune (60)

-55,58

0,8135

- Ringkøbing Amtskommune (65)

178,12

0,5315

- Århus Amtskommune (70)

-392,59

0,4837

- Viborg Amtskommune (76)

152,27

0,5444

- Nordjyllands Amtskommune (80)

6.114,40

0,0146

- 1993

-967,86

0,0007

- 1994

-991,13

0,0171

- 1995

-494,28

0,0164

- 1996

-286,82

0,0079

Befolkningsandel m. videregående uddannelse

28.629,00

0,0218

Andel gymnasielærere over 45 år

3.873,35

0,0506

Parvis korrelation mellem videreg. udd. og gymnasielærere over 45 år : 31,17 %

I tabellen ses dummy-variablene for de tidsspecifikke effekter, givet ved,

= -967,86, = -991,13, = -494,28 og = -286,82.

Disse parameterverdier er ens for alle 16 amtskommuner, men forskellig fra år til år. Værdierne skal som beskrevet fortolkes som en korrektion i forhold til udgangspunktet, givet ved 1997, og det fremgår således, at der siden 1993 har været en konstant vækst i amtskommunernes gymnasieudgifter pr. 15-19 årig. Det bemærkes videre, at alle parameterestimerne til de tidsspecifikke effekter er signifikante på 5 % niveau.

For at modellens estimer har optimale egenskaber skal de standardiserede residualer være normalfordelte. Til undersøgelse af denne antagelse viser figur 3.1.1 den empiriske fordeling

for de standardiserede residualer illustreret ved et blokdiagram, hvorpå der er lagt kurven for en standard normalfordeling. Ved gennemgang af figuren ses enkelte uoverensstemmelser mellem den empiriske og teoretiske fordeling.

Figur 3.1.1

Blokdiagram for standardiserede residualer

I formelle test accepteres normalfordelingsantagelsen for de standardiserede residualer ved det kvadrerede Chi-Goodness-of-fit-test ($\chi^2 = 7,373$, $p = 0,39$), Kolmogorov-Smirnov-testet ($D = 0,108$, $p > 0,25$), Anderson-Darling-testet ($A^2 = 1,186$, $p > 0,25$) og Cramer-von Mises-testet ($W^2 = 0,216$, $p = 0,22$). Det kan derfor konkluderes, at de observerede uoverensstemmelser er af mindre betydning, og at normalfordelingsantagelsen med overvejende sandsynlighed er opfyldt for modellens standardiserede residualer.

En anden vigtig antagelse er, at modellens residualer er uafhængige af hinanden og af modellens forklarende variable. I en grafisk undersøgelse, vist i figur 3.1.2, medfører disse antagelser, at de standardiserede residualer skal placere sig tilfældigt og konstant omkring en nulpunktlinie, når de plottes mod eksempelvis modellens beregnede værdier af gymnasieudgifterne pr. 15-19 årig. Ved gennemgang af figuren kan det konstateres, at disse betingelser er opfyldt for størstedelen af de standardiserede residualer, dog er der en tendens til "trompetform" over intervallet, hvor værdien af de standardiserede residualer stiger med værdien af modellens beregnede værdier og indikerer en vis grad af afhængighed.

Figur 3.1.2

Std. residualer plottet mod beregnede værdier af gymnasieudgifterne pr. 15-19 årig

Graden af afhængighed og heteroskedasticitet undersøges formelt ved Goldfeldt-Quandt-testet ($F = 2,61$, $df =$, $p = 0,0461$), Breusch-Pagan/Godfrey-testet ($LM = 12,72$, $df = z = 3$, $p = 0,002$) og Koenker-Basset (korrektions for Breusch-Pagan/Godfrey)-testet ($LM = 7,12$, $df = z = 3$, $p = 0,028$), der i alle tre tilfælde på 5 % signifikansniveau accepterer hypotesen om heteroskedasticitet, idet sandsynligheden for at observere teststørrelsesværdier større end de faktisk fundne er mindre end 5 %. Det er således sandsynligt, at de standardiserede residualer er plaget af en vis grad af heteroskedasticitet.

Under heteroskedasticitet vil modellens parameterestimer stadig være middelrette og konsistente og modellens resultater kan derfor anvendes, dog bør der udvises forsigtighed overfor modellens variansestimater, der ved heteroskedasticitet kan være skævt og enten over- eller underestimere de sande værdier.

3.2 Sygehusudgifter

I analysen af amtskommunernes sygehusudgifter pr. forventet antal sengedage anvendes en one-way-fixed-effect-model beskrevet i ligning (3.2), hvor effekten fra udeladte forklarende variable, som er specifikke for de individuelle tværnsnitsheder, d.v.s. amtskommunerne, varetages ved anvendelse af dummy-variable, men hvor effekten fra udeladte forklarende variable, som er specifikke for hver tidsperiode antages konstant over tid. Til estimationen anvendes fem tværnsnitsdatamaterialer på amtskommunerne for perioden 1993-1997.

Estimation af denne model er vist i tabel 3.2.1, og ved gennemgang bemærkes i udgangspunktet de 15 parametre til dummy-variablene, givet ved , samt parameteren til konstantleddet, givet ved . Fortolkningen af disse i alt 16 parametre tager udgangspunkt i sidstnævnte konstantled, idet det er i forhold til denne værdi at de øvrige 15 dummy-variable skal værdisættes. Konstantleddet svarer til dummy-variablen for den tværnsnits-specifikke effekt for Nordjyllands Amtskommune og i forhold til denne værdi sker der enten en positiv eller negativ korrektion, når den tværnsnits-specifikke effekt for de øvrige 15 amtskommuner skal findes.

Således bliver eksempelvis værdien af den tværnsnits-specifikke effekt for Københavns Kommune givet ved forskellen mellem værdien af konstantleddet lig -114.753,00 og værdien af parametren til dummy-variablen lig -105.213,00, hvilket bliver -219.966,00. Det bemærkes i denne forbindelse, at næsten alle parametre til de tværnsnits-specifikke dummy-variable er signifikante.

Tabel 7.4.2

One Way Fixed Effect Model for amtskommunernes sygehusudgifter

F-test for ingen fast individuel effekt

F-testværdi

P = 0

19,7785

0,00001

Variabel

Parameter

P = 0

- Københavns Kommune (13)

-105.213,00

0,0001

- Frederiksberg Kommune (14)

-118.879,00

0,0001

- Københavns Amtskommune (15)

-63.961,00

0,0001

- Frederiksborg Amtskommune (20)

-28.433,00

0,0001

- Roskilde Amtskommune (25)

-27.313,00

0,0001

- Vest-sjællands Amtskommune (30)

-5.482,25

0,0001

- Storstrøms Amtskommune (35)

-294,30

0,3108

- Bornholms Amtskommune (40)

-89,81

0,6257

- Fyns Amtskommune (42)

-12.927,00

0,0001

- Sønderjyllands Amtskommune (50)

-4.909,93

0,0001

- Ribe Amtskommune (55)

2.746,93

0,0001

- Vejle Amtskommune (60)

-8.879,87

0,0001

- Ringkøbing Amtskommune (65)

8.485,79

0,0001

- Århus Amtskommune (70)

-13.743,00

0,0001

- Viborg Amtskommune (76)

8.774,75

0,0001

- Nordjyllands Amtskommune (80)

-114.753,00

0,0001

Enlige blandt ældre over 65 år

286,82

0,0009

Fraskilte personer

680,46

0,0001

Befolkningstætheden

23.079,00

0,0001

For at modellens estimater har optimale egenskaber skal de standardiserede residualer være normalfordelte. Til undersøgelse af denne antagelse viser figur 3.2.1 den empiriske fordeling for de standardiserede residualer illustreret ved et blokdiagram, hvorpå der er lagt kurven for en standard normalfordeling. Ved gennemgang af figuren ses en pæn overensstemmelse mellem den empiriske og teoretiske fordeling, dog med enkelte afvigelse i (-0,5)- og (0,0)-blokkene.

Figur 3.2.1

Blokdiagram for de standardiserede residualer

I formelle test accepteres normalfordelingsantagelsen for de standardiserede residualer ved det kvadrerede Chi-Goodness-of-fit-test ($\chi^2 = 5,980$, $p = 0,55$), Kolmogorov-Smirnov-testet ($D = 0,117$, $p = 0,22$), Anderson-Darling-testet ($A^2 = 1,746$, $p = 0,13$) og Cramer-von Mises-testet ($W^2 = 0,257$, $p = 0,19$). Det kan derfor konkluderes, at de observerede uoverensstemmelser er af mindre betydning og, at normalfordelingsantagelsen med overvejende sandsynlighed er opfyldt for modellens standardiserede residualer.

En anden vigtig antagelse er, at modellens residualer er uafhængige af hinanden og af modellens forklarende variable. I en grafisk undersøgelse, vist i figur 3.2.2, medfører disse antagelser, at de standardiserede residualer skal placere sig tilfældigt og konstant omkring en nulpunktlinie, når de plottes mod eksempelvis modellens beregnede værdier af sygehusudgifterne pr. sengedag. Ved gennemgang af figuren kan det konstateres, at disse betingelser er opfyldt, idet der ikke er tendens til "trompetform" over intervallet, hvor værdien af de standardiserede residualer stiger med værdien af modellens beregnede værdier og dermed kunne indikere en vis grad af afhængighed.

Graden af afhængighed og heteroskedasticitet undersøges formelt ved Goldfeldt-Quandt-testet ($F = 1,92$, $df =$, $p = 0,0933$), Breusch-Pagan/Godfrey-testet ($LM = 9,26$, $df = z = 3$, $p = 0,0548$) og Koenker-Basset (korrektion for Breusch-Pagan/Godfrey)-testet ($LM = 8,98$, $df = z = 3$, $p = 0,0615$), der alle på 5 % signifikansniveau afviser hypotesen om heteroskedasticitet, idet sandsynligheden for at observere en teststørrelsesværdi større end de faktisk fundne er større end 5 %.

Figur 3.2.2

Std. residualer plottet mod beregnede værdier af sygehusudgifterne pr. forventet antal sygedage

Resultatet er dog følsomt overfor ændringer i signifikansniveauet og det kan ikke helt udelukkes, at de standardiserede residualer i en svag grad er plaget af heteroskedasticitet. Under heteroskedasticitet vil modellens parameterestimer stadig være middelrette og konsistente og modellens resultater kan derfor anvendes, dog bør der udvises forsigtighed overfor modellens variansestimater, der ved heteroskedasticitet kan være skævt og enten over- eller underestimerer de sande værdier. Det er imidlertid ikke videre sandsynligt, at den observerede svage grad af variansafhængighed skulle have så markante konsekvenser for modellens variansestimater.

3.3 Sygesikringsudgifter

I analysen af amtskommunernes sygesikringsudgifter pr. indbygger anvendes en one-way-fixed-effect-model beskrevet i ligning (3.2), hvor effekten fra udeladte forklarende variable, som er specifikke for de individuelle tværnsnitseenheder, d.v.s. amtskommunerne, varetages ved anvendelsen af dummy-variable, men hvor effekten fra udeladte forklarende variable, som er specifikke for hver tidsperiode antages konstant. Til estimationen anvendes fem tværnsnitsdatamaterialer på amtskommunerne for perioden 1993-1997.

Estimation af denne model er vist i tabel 3.3.1, og ved gennemgang bemærkes i udgangspunktet de 15 parametre til dummy-variable, givet ved , samt parameteren til konstantleddet, givet ved . Fortolkningen af disse i alt 16 parametre tager udgangspunkt i sidstnævnte konstantled, idet det er i forhold til dette at de øvrige 15 dummy-variable skal værdisættes. Konstantleddet svarer til dummy-variablen for den tværnsnits-specifikke effekt for Nordjyllands Amtskommune og i forhold til denne værdi sker der enten en positiv eller negativ korrektion, når den tværnsnits-specifikke effekt for de øvrige 15 amtskommuner skal findes.

Således bliver eksempelvis værdien af den tværnsnits-specifikke effekt for Københavns Kommune givet ved forskellen mellem værdien af konstantleddet lig -4,47 og værdien af parametren til dummy-variablen lig med -4,71, hvilket bliver -9.18. Det bemærkes i denne forbindelse, at blot en enkelt parameter til de tværnsnitsspecifikke dummy-variable ikke er signifikant og således har størstedelen af de betragtede amtskommuner signifikante tværnsnitseffekter fra udeladte variable.

Tabel 3.3.1

One Way Fixed Effect Model for amtskommunernes sygesikringsudgifter

F-test for ingen fast individuel effekt

F-testværdi

P = 0

21,0867

0,00001

Variabel

Parameter

P = 0

- Københavns Kommune (13)

-4,71

0,0001

- Frederiksberg Kommune (14)

-6,96

0,0001

- Københavns Amtskommune (15)

-2,88

0,0001

- Frederiksborg Amtskommune (20)

-2,78

0,0001

- Roskilde Amtskommune (25)

-1,31

0,0001

- Vestsjællands Amtskommune (30)

-0,30

0,0043

- Storstrøms Amtskommune (35)

-0,06

0,6198

- Bornholms Amtskommune (40)

0,36

0,0002

- Fyns Amtskommune (42)

-0,63

0,0001

- Sønderjyllands Amtskommune (50)

0,44

0,0001

- Ribe Amtskommune (55)

0,35

0,0001

- Vejle Amtskommune (60)

-0,27

0,0001

- Ringkøbing Amtskommune (65)

0,90

0,0001

- Århus Amtskommune (70)

-1,75

0,0001

- Viborg Amtskommune (76)

0,80

0,0001

- Nordjyllands Amtskommune (80)

-4,47

0,0001

Andel personer med videregående uddannelse

0,29

0,0001

Andel fraskilte personer

0,54

0,0001

Parvis korrelation mellem videregående uddannelse og fraskilte : 80,73 %

For at modellens estimater har optimale egenskaber skal de standardiserede residualer være normalfordelte. Til undersøgelse af denne antagelse viser figur 3.3.1 den empiriske fordeling for de standardiserede residualer illustreret ved et blokdiagram, hvorpå der er lagt kurven for en standard normalfordeling. Ved gennemgang af figuren ses afvigelser i (-1,2)- og (0,6)-blokkene mellem den empiriske og teoretiske fordeling, samt en relativ lille koncentration af standardiserede residualer i (0,0)-blokken. Dette forhold er ikke tilfredsstillende, og bør medtages i en betragtning af troværdigheden af modellens resultater, således at der udvises en vis forsigtighed i fortolkningen.

Figur 3.3.1

Blokdiagram for de standardiserede residualer

I formelle test afvises normalfordelingsantagelsen for de standardiserede residualer på 5 % signifikansniveau ved det kvadrerede Chi-Goodness-of-fit-test ($\chi^2 = 14,86$, $p = 0,04$), men accepteres ved Kolmogorov-Smirnov-testet ($D = 0,09$, $p > 0,25$), Anderson-Darling-testet ($A^2 = 1,02$, $p > 0,25$) og Cramer-von Mises-testet ($W^2 = 0,16$, $p > 0,25$).

En anden vigtig antagelse er, at modellens residualer er uafhængige af hinanden og af modellens forklarende variable. I en grafisk undersøgelse, vist i figur 3.3.2, medfører disse antagelser, at de standardiserede residualer skal placere sig tilfældigt og konstant omkring en nulpunktlinie, når de plottes mod eksempelvis modellens beregnede værdier af sygesikringsudgifterne pr. indbygger. Ved gennemgang af figuren kan det konstateres, at disse betingelser er opfyldt for størstedelen af residualerne, dog er der tendens til "trompetform" over intervallet 1.500-1.900, hvor værdien af de standardiserede residualer stiger med værdien af modellens beregnede værdier og dermed indikerer en vis grad af afhængighed.

Figur 3.3.2

Std. residualer plottet mod beregnede værdier af sygesikringsudgifterne pr. indbygger

Graden af afhængighed og heteroskedasticitet undersøges formelt ved Goldfeldt-Quandt-testet ($F = 1,71$, $df =$, $p = 0,066$), Breusch-Pagan/Godfrey-testet ($LM = 7,26$, $df = z = 3$, $p = 0,064$) og Koenker-Basset (korrektion for Breusch-Pagan/Godfrey)-testet ($LM = 10,55$, $df = z = 3$, $p = 0,014$), der i to ud af tre tilfælde på 5 % signifikansniveau afviser hypotesen om heteroskedasticitet, idet sandsynligheden for at observere teststørrelsesværdier større end de faktisk fundne er større end 5 %³.

Resultatet er dog følsomt overfor ændringer i signifikansniveauet og det kan ikke helt udelukkes, at de standardiserede residualer i en svag grad er plaget af heteroskedasticitet. Under heteroskedasticitet vil modellens parameterestimater stadig være middelrette og konsistente og modellens resultater kan derfor anvendes, dog bør der udvises forsigtighed overfor modellens variansestimater, der ved heteroskedasticitet kan være skævt og enten over- eller underestimere de sande værdier. Det er imidlertid ikke videre sandsynligt, at den observerede svage grad af variansafhængighed skulle have så markante konsekvenser for modellens variansestimater.

3.4 Vejudgifter

I analysen af amtskommunernes vejudgifter pr. indbygger anvendes mindste kvadraters regression på blot et enkelt tværsnit, givet ved datamaterialet for 1997. Da København og Frederiksberg Kommuner ikke indgår i analysen består dette tværsnit af 14 observationer.

Estimation af denne model er vist i tabel 3.4.1, og ved gennemgang bemærkes, at det er muligt at estimere en model på baggrund af kun 14 observationer. Dette forhold skal med stor sandsynlighed henføres til inddragelsen af en forklarende variabel som sporlængden, der er i stand til at forklare en meget stor andel af variationen i amtskommunernes vejudgifter.

Tabel 3.4.1

Analyse af amtskommunernes vejudgifter pr. indbygger i 1997

Forklarende variabel

Parameter

$P = 0$

Elasticitet

Kontantled

-152,25

0,0196

-

Sporlængden pr. indbygger

44,92

0,0001

0,23

Logaritmen til befolkningstæthed

26,56

0,0120

0,16

R²-værdi

90,71 %

For at modellens estimer har optimale egenskaber skal modellens standardiserede residualer være normalfordelte. Til undersøgelse af denne antagelse viser figur 3.4.1 den empiriske fordeling for de standardiserede residualer illustreret ved et blokdiagram, hvorpå der er lagt kurven for en standard normalfordeling. Ved gennemgang af figuren ses enkelte markante uoverensstemmelser mellem den empiriske og teoretiske fordeling.

I formelle test accepteres normalfordelingsantagelsen for de standardiserede residualer ved det kvadrerede Chi-Goodness-of-fit-test ($\chi^2 = 3,62$, $p = 0,6047$), Kolmogorov-Smirnov-testet ($D = 0,15$, $p > 0,25$), Anderson-Darling-testet ($A^2 = 0,36$, $p > 0,25$) og Cramer-von Mises-testet ($W^2 = 0,05$, $p > 0,25$). Det kan derfor konkluderes, at de observerede uoverensstemmelser ikke medfører en afvisning af normalfordelingsantagelsen, dog skal der tages et forbehold overfor det beskedne antal observationer.

Figur 3.4.1

Blokdiagram for standardiserede residualer i vægtet model

Figur 3.4.2

Std. residualer plottet mod beregnede vejjudgifter pr. indbygger

En anden vigtig antagelse er, at modellens residualer er uafhængige af hinanden og af modellens forklarende variable. I en grafisk undersøgelse, vist i figur 3.4.2, medfører disse antagelser, at de standardiserede residualer skal placere sig tilfældigt og konstant omkring en nulpunktlinie, når de plottes mod eksempelvis modellens beregnede værdier af vejjudgifterne. Ved gennemgang af figuren kan det konstateres, at disse betingelser er opfyldt for langt størstedelen af de standardiserede residualer, dog skal der igen tages et forbehold overfor det beskedne antal observationer.

Graden af afhængighed og heteroskedasticitet undersøges formelt ved Goldfeldt-Quandt-testet ($F = 2,72$, $df =$, $p = 0,2200$), Breusch-Pagan/Godfrey-testet ($LM = 2,49$, $df = z = 3$, $p = 0,4764$) og Koenker-Basset (korrektion for Breusch-Pagan/Godfrey)-testet ($LM = 2,1984$, $df = z = 3$, $p = 0,5323$), der alle på 5 % signifikansniveau afviser hypotesen om heteroskedasticitet, idet sandsynligheden for at observere teststørrelsesværdier større end de faktisk fundne er større end 5 %.

Modellens resultater må på denne baggrund bedømmes til at være troværdige og dermed anvendelige.

1 Testene er nærmere beskrevet i William H. Greene, "Econometric Analysis", 1993, Prentice-Hall.

2 Testene er nærmere beskrevet i William H. Greene, "Econometric Analysis", 1993, Prentice-Hall.

3 Testene er nærmere beskrevet i William H. Greene, "Econometric Analysis", 1993, Prentice-Hall.

4 Testene er nærmere beskrevet i William H. Greene, "Econometric Analysis", 1993, Prentice-Hall.

156

Kommunernes Udgiftsbehov

Kommunernes Udgiftsbehov

156

1