



*Marit Linnea Gjelsvik*

**Kommunenes tilpasning i makro**

# Notater

# Innhold

<b>1 Innledning</b> .....	<b>3</b>
<b>2 Kommunesektorens plass i norsk økonomi</b> .....	<b>6</b>
<b>3 En modell for kommunesektorens økonomiske tilpasning</b> .....	<b>12</b>
3.1 Driftsutgiftsligningen (1973-1992).....	14
3.2 Gebyrinntektsligningen (1973-1992) .....	16
3.3 Gjeldsligningen (1973-1992).....	16
3.4 Oppsummering .....	17
<b>4 Økonometrisk evaluering av Langørgens modell</b> .....	<b>18</b>
4.1 Reestimering på opprinnelig sampel, men med reviderte data.....	18
4.2 Estimering på utvidet sampel .....	20
4.3 Vurdering av resultatene: Er ligningene balanserte? .....	22
<b>5 En nærmere analyse av ligningen for driftsutgiftsandelen i kommunesektoren</b> .....	<b>35</b>
5.1 Spesifikasjon 1 (1973-2004).....	35
5.2 Spesifikasjon 2 (1973-2004).....	39
5.3 Spesifikasjon 3 (1974-2004).....	44
5.4 Spesifikasjon 4 (1973-2004).....	49
5.5 Spesifikasjon 5 (1973-2004).....	51
<b>6 Konklusjon</b> .....	<b>56</b>
<b>7 Referanser</b> .....	<b>59</b>
<b>Vedlegg</b>	
A Grafiske plott og integrasjonstester .....	62
B Oversikt over faktiske og forventede skatteinntekter for kommunesektoren 1970-2005 .....	86
C Statlige overføringer til kommunesektoren 1986-2004 .....	89
D Variabeldefinisjoner .....	90



## 1 Innledning<sup>1</sup>

Den norske kommunesektoren består av kommuner og fylkeskommuner. Som lokale organ er sektoren satt til å forvalte helt bestemte oppgaver på vegne av befolkningen, som undervisnings-, helse- og omsorgstjenester. Kommuneforvaltningen får sine inntekter hovedsakelig gjennom kommunal og fylkeskommunal skatt og gjennom statlige overføringer. Det er Stortinget som bestemmer maksimalskattesatsen kommunene og fylkeskommunene kan ta hvert enkelt år. Den økonomiske handlefriheten til sektoren er derfor svært begrenset.

Kommunal sektor sto i 2006 for vel 11 prosent av bruttonasjonalproduktet og vel 17 prosent av den samlede sysselsettingen i Fastlands-Norge. Adferden i kommunesektoren har derfor betydning for den økonomiske situasjonen i Norge. Likevel er den økonomiske tilpasningen til kommunesektoren ikke forklart i SSBs makroøkonomiske modell for norsk økonomi (MODAG). Modellen er et resultat av mange års forskningsinnsats og oppdateres kontinuerlig. Ettersom kommuneforvaltningen som økonomisk aktør i hovedsak er eksogen i MODAG, mangler vi gjennomarbeidede og modellforankrede anslag for hvordan forvaltningen responderer på endrede rammevilkår og hvordan denne responsen virker tilbake på resten av økonomien.

Det har imidlertid vært arbeidet med å utvikle et økonomisk rammeverk for kommunesektoren tidligere. Langørgen (1995) dokumenterer et ligningssystem for kommunesektoren der sentrale beslutningsvariable blir bestemt simultant. Systemet består av tre ligninger; én for bestemmelse av totale utgifter til drift (driftsutgiftsligningen), én for gebyrinntekter (gebyrinntektsligningen) og én for netto formue (gjeldsligningen). Ligningssystemet er ikke tidligere innarbeidet i MODAG.

Dette notatet bygger på Gjelsvik (2007), som tar utgangspunkt i ligningssystemet fra 1995 og undersøker i hvilken grad systemet fortsatt er gyldig og om de økonomiske relasjonene fortsatt gjelder. Nasjonalregnskapet gjennomgikk en hovedrevisjon i 1995. Dette betyr at de dataseriene som systemet fra 1995 ble estimert på, ikke nødvendigvis er de samme som i dag. Arbeidet omfatter derfor også innhenting av nye data fra nasjonalregnskapet og reestimering av modellen på disse. Deretter utprøves systemet med alle tilgjengelige observasjoner. Beregningene er utført i PcGive.<sup>2</sup>

Resultatene rapportert i dette notatet viser at sammenhengene i ligningssystemet fra 1995 endret seg da vi estimerte systemet på nytt med reviderte data. Særlig var dette tydelig for anslagene for virkningen av kommunesektorens netto formue i alle de tre ligningene. Ser vi bort fra estimatene for netto formue, var imidlertid hovedrelasjonene i ligningene fremdeles intakte før vi utvidet observasjonssettet. Disse relasjonene ble deretter i ulik grad påvirket da vi inkluderte alle tilgjengelige observasjoner i datasettet.

---

<sup>1</sup>Dette notatet er en del av prosjektet "Kommunenes plass og adferd i makroøkonomien", som er utført på oppdrag for Kommunenes Sentralforbund. Notatet bygger videre på masteroppgaven "Kommunesektorens makroøkonomiske tilpasning", som ble utgitt på Universitetet i Oslo våren 2007. Takk til Eilev S. Jansen, Roger Bjørnstad og Ragnar Nymo for nyttige kommentarer og gode tilbakemeldinger.

<sup>2</sup>PcGive versjon 10, se Hendry og Doornik (2001).

Utvidelsen av datasettet bekrefter relasjonene i driftsutgiftsligningen. Usikkerheten i estimatanslagene ble redusert, sett i forhold til reestimeringen på reviderte data. Gebyrinntektslikningen, derimot, fikk etter sampelforlengelsen insignifikante estimater for alle forklaringsvariablene. Gjeldsligningen fikk mer usikre koeffisientanslag i tillegg til at vi får forkastning av nullhypotesen om autokorrelasjonsfrie restledd.

Et sentralt element i den empiriske analysen er å beskrive egenskapene til de økonomiske tidsseriene som inngår i modelleringen av kommunesektorens økonomiske tilpasning. Vi skiller spesielt mellom stasjonære og ikke-stasjonære variable. En stasjonær variabel er en stokastisk variabel som har tilnærmet konstant forventningsverdi og varians. Den er kjennetegnet ved at den vender tilbake til en utgangsverdi dersom den utsettes for et tilfeldig sjokk. En ikke-stasjonær variabel sies å være integrerbar av første orden,  $I(1)$ , dersom den blir stasjonær ved å differensieres en gang. Den differensierte, stasjonære, serien sies å være  $I(0)$ .

Vi undersøker spesielt om de ligningene vi tallfester er *balanserte*. Intuisjonen bak dette kravet er at de ulike variablene som inngår i en ligning bør ha samme dominerende egenskaper med hensyn til stasjonaritet og ikke-stasjonaritet, se Granger (1990). En ligning er balansert dersom variablene som inngår er stasjonære enten alene eller når vi kombinerer dem lineært med hverandre.<sup>3</sup> Når likningen er balansert på denne måten vil også residualene være stasjonære, og dette er en nødvendig betingelse for at estimering ved hjelp av minste kvadraters metode (OLS) skal ha gode egenskaper. Våre undersøkelser av Langørgens modell basert på det utvidete datasettet gir empirisk støtte til at gjeldslikningen og driftutgiftslikningen er balanserte, mens vi forkaster kointegrasjon og konkluderer at gebyrinntektslikningen ikke er en balansert likning.

Sampelforlengelsen bekrefter relasjonene fra 1995, men med flere tilgjengelige observasjoner i datagrunnlaget, er det mulig at vi kan komme fram til enda bedre modellspekifikasjoner. Vi fremsetter derfor fem alternative modellspekifikasjoner og sammenligner de økonometriske kvalitetene til disse.

To spesifikasjoner som skiller seg ut som spesielt interessante. Disse har lik forklaringskraft. I den ene, referert til som *spesifikasjon 2* i hovedteksten, stabiliserer driftsutgiftsandelen seg i forhold til sitt eget likevektsnivå i kombinasjon med likevektsnivået på netto formuesandelen og likevektsprisen på privat konsum relativt til offentlig konsum. Kortsiktige fluktuasjoner forårsakes av realinntektsendringer og relative prisendringer.

I den andre spesifikasjonen, *spesifikasjon 3*, stabiliserer driftsutgiftene seg i forhold til sitt eget likevektsnivå over tid. Fluktuasjoner fra år til år skyldes også her endret realinntekt og prisendringer. I tillegg reagerer driftsutgiftsandelen fra og med 1985 også på endringer i nominelt rentenivå. Tilpasningen til rentenivået kan spores tilbake til dereguleringen av kredittmarkedet i 1984.

Komparativ analyse favoriserer sistnevnte spesifikasjon fra et økonometrisk ståsted. De to ligningene har lik forklaringskraft, men *spesifikasjon 3* har lavere relativ standard-

---

<sup>3</sup>Dersom en lineær kombinasjon av to eller flere ikke-stasjonære  $I(1)$  variable er stasjonær kalles dette en kointegrasjonssammenheng, se kapittel 3 nedenfor.

feil enn *spesifikasjon 2*. Imidlertid har estimatet på den kortsiktige renteeffekten uventet fortegn. Økt rentenivå har positiv effekt på driftsutgiftsandelen. Økonomisk begrunnes dette med at en renteøkning har to effekter på andelen av totale inntekter som går til drift - en negativ effekt på driften og en positiv effekt på totalinntekten. Den negative effekten på driften kommer av at kommunesektoren må benytte mer av totalinntektsrammen sin til å nedbetale gjeld når rentenivået øker. Den positive effekten på inntekten kommer av at renteøkninger sammenfaller med økende yrkesdeltagelse og reallønn, som igjen gir kommunalforvaltningen økte skatteinntekter. Den estimerte positive effekten fra renteøkningen kan skyldes at de økte inntektene mer enn veier opp de reduserte driftsutgiftene for sektoren som helhet.

Beregning av inntektseffekter viser at kommunesektorens økonomiske tilpasning er treg uavhengig av hvilken spesifikasjon vi legger til grunn.

Vi har også sett spesielt på hvordan kommuneforvaltningen responderer på ulike inntektsbegreper. I *spesifikasjon 4* skiller vi mellom uventede, økte skatteinntekter og den inntekten kommunesektoren har fått signaler om gjennom nasjonalbudjettet. Ligningen har samme langsiktige tilpasning som *spesifikasjon 1* og *spesifikasjon 3*. Dersom kommunesektorens faktiske skatteinntekter er høyere enn forventet, reduseres driftsutgiftsandelen i inneværende år mens andelen øker året etter. Resultatet gjenspeiler at kommuneforvaltningens tilpasning på kort sikt er treg i det budsjettet for en stor del er satt når denne ekstraintekten gjøres kjent.

Vi har også spesifisert en ligning som på kort sikt skiller mellom inntekter som kommunesektoren kan disponere fritt og inntekter som er spesielt øremerket bestemte satsingsområder. *Spesifikasjon 5* viser at kommunesektoren vil bruke en betydelig mindre andel av inntekten på drift dersom denne inntekten overføres fra øremerket til fri disposisjon. Også denne spesifikasjonen har samme langsiktige tilpasning som *spesifikasjon 1* og *spesifikasjon 3*.

Kapittel 2 inneholder en historisk oversikt over kommunesektorens økonomiske aktivitet i årene 1970-2004. Det er dette datavinduet vi har benyttet i estimeringen. Kapittel 3 beskriver rammeverket for modellen og setter opp ligningssystemet slik det ble estimert i 1995. Kapittel 4 presenterer resultatet fra reestimeringen av ligningssystemet - først med reviderte tall fra nasjonalregnskapet og deretter med utvidet tidshorisont. Til slutt i kapittelet følger en økonometrisk evaluering av resultatene i lys av tidsserieanalyse. Kapittel 5 ser nærmere på driftsutgiftsligningen. Det sjette og siste kapittelet oppsummerer og konkluderer. Formell hypotesetesting og rapportering av tallserier er listet opp i vedleggene bakerst i notatet. Vedlegg A rapporterer de enkelte variablenes tidsserieegenskaper ved hjelp av grafiske plott og formelle tester. Vedlegg B er en dokumentasjon av kommunesektorens forventede og faktiske skatteinntekter i perioden 1970-2004. Vedlegg C dokumenterer statlige overføringer til kommunesektoren 1986-2004. Det siste vedlegget gir en oversikt over variabeldefinisjonene slik de er brukt i notatet.

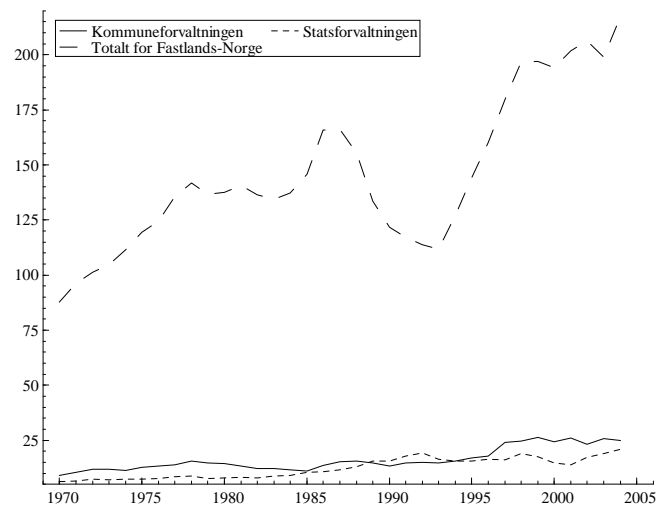
## 2 Kommunesektorens plass i norsk økonomi

Norge har en stor offentlig sektor som sysselsetter en betydelig del av arbeidsstyrken i landet. Derfor utgjør aktivitetsnivået i kommunalforvaltningen en vesentlig del av det samlede aktivitetsnivået i Norge. Figurene nedenfor viser den historiske utviklingen i investeringsnivå, bruttoproduksjonsnivå og sysselsettingsnivå i kommuneforvaltning, statsforvaltning og totalt for fastlandsøkonomien. Vi har også plottet utviklingen i stats- og kommuneforvaltningens andeler av disse størrelsene i forhold til Fastlands-Norge.<sup>4</sup> Som figur 1 og 2 viser, utgjorde kommuneforvaltningens andel av bruttoinvesteringer i fast kapital om lag 11,5 prosent i 2004. Statsforvaltningens andel utgjorde på samme tid i underkant av 10 prosent. Vi ser også at kommuneforvaltningens investeringsnivå stort sett har ligget over statsforvaltningens investeringsnivå. Unntaket er perioden 1989-1993, der statlige investeringer var høyere. Figuren viser også at investeringsandelen har ligget på et høyere nivå i de senere årene enn de gjorde i begynnelsen av perioden. Det spesielt høye andelsnivået på statlige investeringer rundt 1990, skyldes hovedsakelig et lavt investeringsnivå for fastlandet generelt. Som figur 1 viser, har dette nivået variert mer enn kommunesektorens investeringer over tidsintervallet.

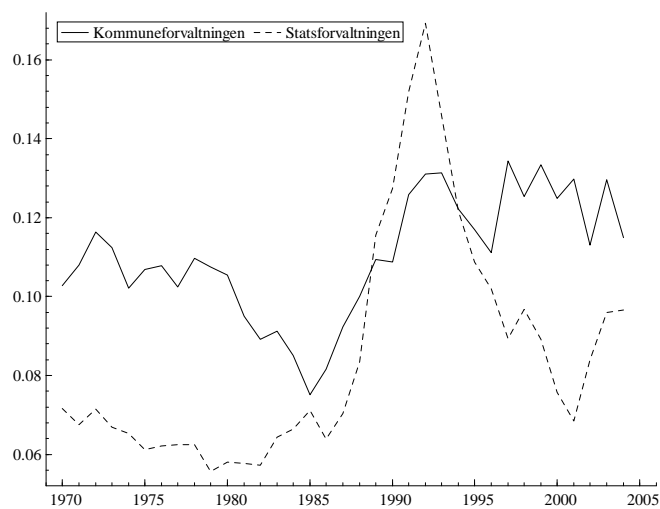
Den sterkeste investeringsveksten finner sted i perioden fra 1985 til 1993. Veksten kan sees i sammenheng med at kommuneforvaltningen i denne perioden utbygde tilbudet innen helse-, pleie- og omsorgstjenesten. I 1990 fikk kommunesektoren økte overføringer for å styrke eldreomsorgen, samtidig som fylkeskommunen ble pålagt å utbygge ekstra elevplasser i videregående skoler. Reform'94 la også press på investeringsbeslutningene i årene fram mot implementeringen 1. juli 1994. Denne reformen ga alle elever i alderen 16-19 år lovfestet rett til videregående opplæring med tilbakevirkende kraft for tidligere årskull. Investeringsbehovet var stort i årene før ikrafttredelsen. Mot slutten av perioden økte investeringsnivået også på grunn av seksåringsreformen, som innebar obligatorisk skolestart for seksåringer fra og med 1997. Barnehage- og barnevernstilbudet ble også bygget ut gjennom årene 1985-1993.

---

<sup>4</sup>Tallgrunnlaget i figur 1-6 i dette kapittelet ble lastet ned fra Statistisk sentralbyrås statistikkbank på internett, <http://statbank.ssb.no/statistikkbanken/>, 13.02.2007. Disse er hentet fra det offisielle nasjonalregnskapet og er derfor i samsvar med datagrunnlaget som er brukt i estimeringen. Hendelser og endringer i sektorens rammebetingelser er nærmere beskrevet i Hole og Gjelsvik (2007). Gebyrinntekter og gjeldsnivå er hentet fra datamaterialet som ligger til grunn for estimeringene.

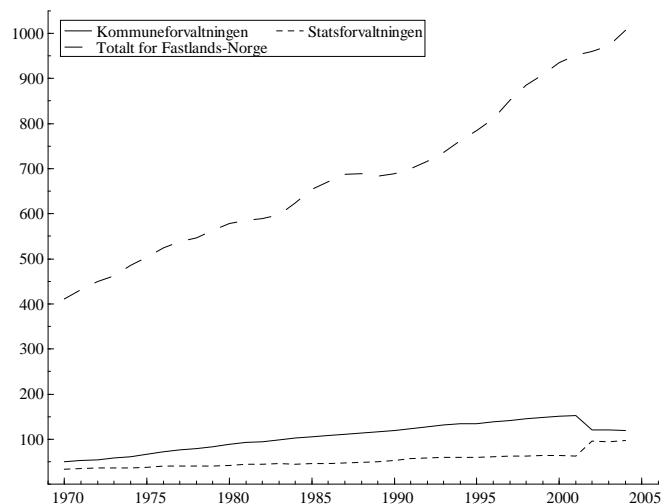


Figur 1: Bruttoinvesteringer i fast kapital. Faste 2000-priser, milliarder kroner.  
Kilde: Statistisk sentralbyrå



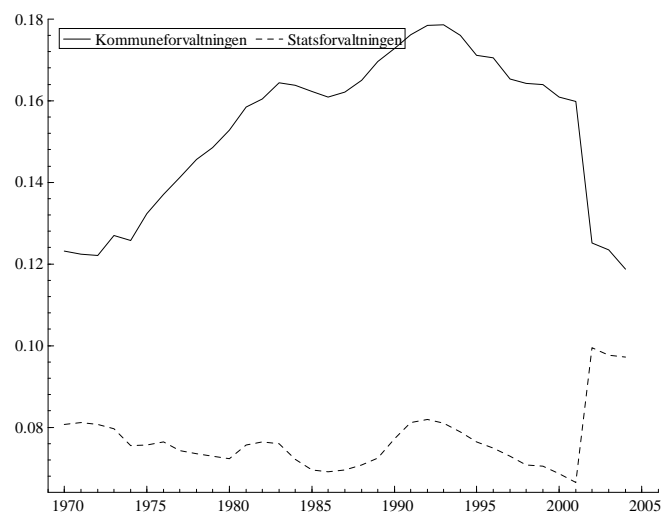
Figur 2: Kommuneforvaltningens og statsforvaltningens bruttoinvesteringer i fast kapital. Andel av totale bruttoinvesteringer i fast kapital for Fastlands-Norge.  
Kilde: Statistisk sentralbyrå





Figur 3: Bruttoprodukt. Faste 2000-priser, milliarder kroner.

Kilde: Statistisk sentralbyrå

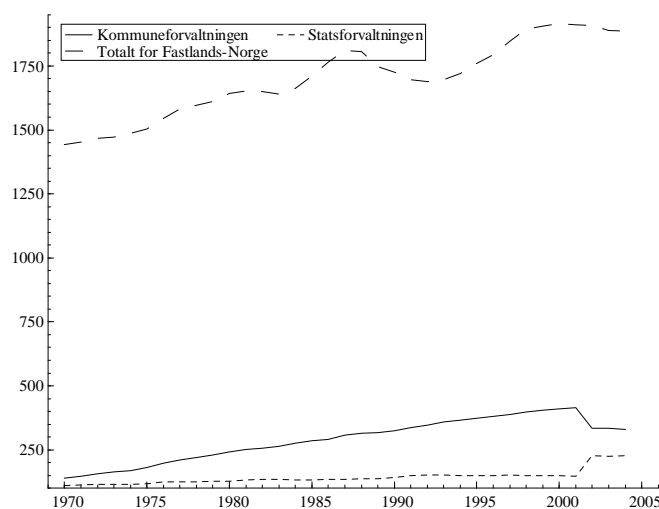


Figur 4: Bruttoproduktet i kommuneforvaltningen og statsforvaltningen som andel av BNP for Fastlands-Norge. Kilde: Statistisk sentralbyrå

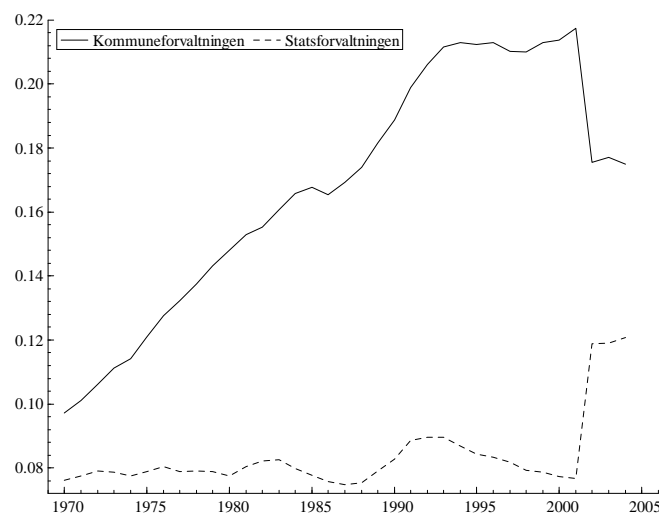
Figur 4 gir en oversikt over kommuneforvaltningens og statsforvaltningens bruttoproduktsandel i forhold til BNP for Fastlands-Norge i perioden 1970-2004. Som figuren viser, har kommunesektorens bruttoproduktsandel gjennomgående vært høyere enn andelen for statsforvaltningens bruttoprodukt. Brutttoproduktsandelen økte fra vel 12 prosent i begynnelsen av perioden til et toppunkt på nesten 18 prosent i 1993. Ser man bort fra de siste årenes utvikling, har kommunesektorens bruttoprodukt økt kraftig i hele perioden. På samme måte som for investeringsnivået, henger dette sammen med økte og endrede ansvarsoppgaver. I 1998 trådte for eksempel handlingsplanen for eldreomsorg i kraft, og planen varte ut 2003. Denne ga kommunene øremerkede midler til omsorg og

pleie av eldre, og økte det samlede driftstilskuddet kraftig i planperioden. I 1999 trådte opptrappingsplanen for psykisk helse i kraft. Planen som ble vedtatt i Stortinget innebar at kommuneforvaltningens driftsutgifter fram mot 2006 skulle økes til et nivå som reellt lå om lag 4,6 milliarder 1998-kroner over utgiftsnivået i 1998.

Den endringen som har påvirket forholdet mellom kommunesektorens og statens aktivitetsnivå i størst grad, er statens overtagelse av spesialisthelsetjenesten fra fylkeskommunen i 2002. Dette vises tydelig på figurene 3-6. For eksempel falt kommunesektorens bruttoproduktsandel fra 16 prosent i 2001 til 12,5 prosent i 2002. Tallene for statsforvaltningens bruttoprodukt økte samtidig fra et nivå på 6,6 prosent til nesten 10 prosent.



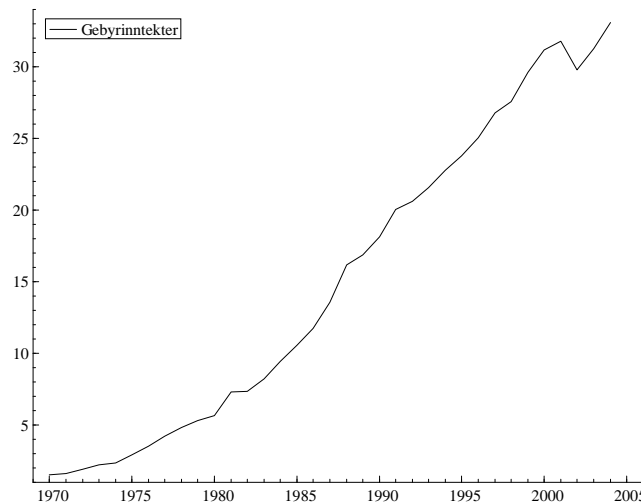
Figur 5: Sysselsatte normalårsverk (1000 årsverk). Kilde: Statistisk sentralbyrå



Figur 6: Sysselsatte i kommuneforvaltningen og statsforvaltningen som andel av totalt antall sysselsatte i Fastlands-Norge. Kilde: Statistisk sentralbyrå

Figur 6 viser antallet sysselsatte i stats- og kommuneforvaltning i forhold til det samlede antallet i Fastlands-Norge. Også her ser vi at antall sysselsatte i kommunalforvaltningen hele tiden er høyere enn antall sysselsatte i statsforvaltningen. Kommunal og fylkeskommunal sysselsettingsvekst var stor i hele perioden fram mot 2001, der statsovertagelsen av spesialisthelsetjenesten endret forholdet betraktelig. I samme periode var statlig sysselsetting relativt konstant.

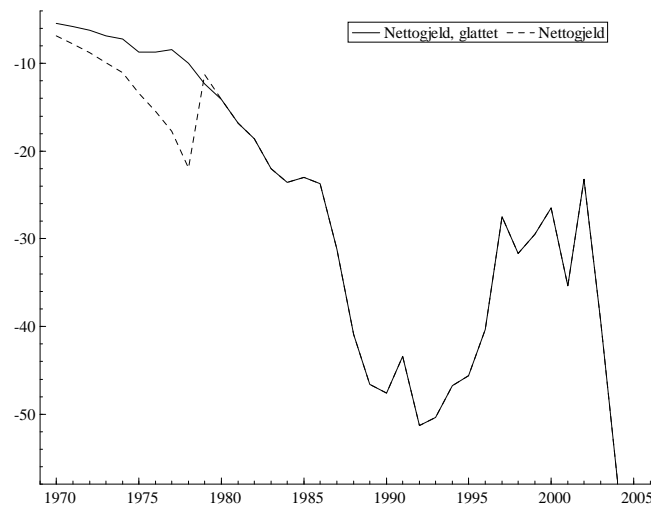
Det har altså vært en klart økende ressursbruk i den norske kommunesektoren i den perioden vi ser på som først og fremst har sammenheng med økte ansvarsoppgaver. Hoveddelen av ressursbruken er knyttet til helse- og sosialsektoren og undervisningssektoren. I tillegg har ressursbruken vært varierende, særlig i den siste delen av perioden, noe som har sitt utspring i endrede ansvarforhold mellom kommune, fylkeskommune og stat. Et typisk eksempel på dette er, som vi har sett, sykehusreformen i 2002.



Figur 7: Kommuneforvaltningens produksjon av gebyrinntekter i millioner kroner. Løpende verdi. Kilde: Statistisk sentralbyrå

Kommunesektoren finansierer sin aktivitet gjennom frie inntekter, øremerkede tilskudd og gebyrinntekter, i tillegg til eventuelle momskompensasjoner og andre inntekter som for eksempel utbytte fra kraftselskap. De frie inntektene består av skatteinntekter og rammetilskudd. Disse kan kommunesektoren selv bestemme bruken av. Øremerkede tilskudd kommer i tillegg til de frie inntektene og skal brukes på bestemte deler av kommunesektorens drift. Gebyrinntektene fastsettes av sektoren selv, men skal ikke overstige kostnadene ved produksjon av tjenesten. Kommunesektoren kan altså ikke profitere på sin produksjon av tjenester. Figur 7 viser at det har vært en sterk vekst i kommunesektorens totale gebyrinntekter i perioden 1970-2004.

På tross av at kommunene og fylkeskommunene selv rår over sine økonomiske disposisjoner, har staten i løpet av perioden 1970-2004 hatt direkte innflytelse på mellom 83 og 88 prosent av den totale inntektsrammen. Dette skjer gjennom fastsettelse av den kommunale skattøren og størrelsen på bevilgningene over statsbudsjettet.



Figur 8: Kommuneforvaltningens nettogjeld i milliarder kroner. Løpende verdi.

Kilde: Statistisk sentralbyrå

På kort sikt er størsteparten av utgiftene på de kommunale budsjettene bundet opp av forskrifter og vedtak som allerede er fattet. Det er derfor vanskelig for kommunene å tilpasse utgiftene til inntektene fra år til år. Som vi ser i figur 8, har gjeldsandelen gjennomgående økt fra 1970-1992. Etter dette var det en bedring i kommunesektorens netto finansformue. I 2004 økte kommuneforvaltningens gjeld dramatisk. Enheten for nettogjelden er i løpende verdi og en kan dermed ikke se bort fra inflasjon i figuren.<sup>5</sup>

Over tid må kommunene tilpasse utgiftene til inntektene, slik at gjelden ikke kan vokse ukontrollert. I hele den perioden vi ser på, har dessuten kommuner og fylkeskommuner vært pålagt et krav om balanse i budsjettene, selv om vi ser at dette ikke alltid har vært oppfylt på år til år basis.

---

<sup>5</sup>Figuren viser to serier, en faktisk tidsserie og en glattet. Disse er sammenfallende fra og med 1980. Kommuneforvaltningens bokførte netto formue ble i 1995 gjenstand for betydelige endringer gjennom hovedrevisjonen. Den stiplede linjen for netto formue viser et klart brudd for året 1979. Vi har valgt å bruke en glattet serie fordi denne sammenfaller mer med serien Langørgen opprinnelig benyttet. Som figur 8 viser, varierer imidlertid tidsserien over hele intervallet, og det er ikke umulig at det var et brudd i serien i 1978-1979. I så fall kan vi ha benyttet feil tidsserie i estimeringen.

### 3 En modell for kommunesektorens økonomiske tilpasning

Ligningene og resultatene i dette kapittelet bygger på Langørgen (1995). Langørgen formulerte og estimerte en modell for kommunenes simultane bestemmelse av driftsutgifter, realkapital, gebyrinntekter og gjeld. I modellen forholder kommunesektoren seg til følgende budsjettbetingelse:

$$(1) \quad Y_t + C_t^G = p_t^B B_t + p_t^D D_t + p_t^I \Delta K_t + \Delta W_t$$

$Y_t$  = nominell disponibel inntekt for kommunesektoren fratrukket gebyrinntekter (skatteinntekter, netto overføringer, netto renteinntekter)

$C_t^G$  = gebyrinntekter

$B_t$  = driftsutgifter (lønn, produktinnsats)

$D_t$  = kapitalslit

$\Delta K_t$  = netto realinvesteringer

$\Delta W_t$  = netto finansinvesteringer

Inntekten er en gitt størrelse som ikke kan påvirkes av sektoren selv, og derfor er denne eksogen i modellen.  $C_t^G$  er dermed det eneste instrumentet kommuneforvaltningen har til å inndrive skatt. Videre er  $p_t^B, p_t^D, p_t^I$  prisen per enhet for henholdsvis drift, kapitalslit og realkapital. Disse er også eksogene i modellen.

Depresieringskostnadene er gitt av forhistorien og bestemmes ved følgende relasjon:

$$(2) \quad D_t = \delta_t K_{t-1}$$

der  $\delta_t$  angir en diskonteringsfaktor som avhenger av tiden.<sup>6</sup> Dersom utgiftene kommunesektoren bruker på drift, depresiering og netto realinvesteringer overstiger de midlene sektoren har til rådighet, øker gjeldsandelen. Dette reduserer deres økonomiske handlefrihet i kommende perioder ved at utgiftene til nedbetalinger av gjeld øker. Kommuneloven setter også klare begrensninger på hvor stor gjeld kommunene får ha som andel av totalinntektsrammen. Det er med andre ord ønskelig for kommunesektoren å ha størst mulig finansiell formue.

Ser man bort fra sparing, kan privat konsum splittes opp i to komponenter:

$$(3) \quad Y_t^P = C_t^P + C_t^G$$

$Y_t^P$  = privatdisponibel inntekt i løpende priser

$C_t^G$  = konsum av gebyrbelagte kommunale tjenester

$C_t^P$  = øvrig privat konsum

Øker kommuneforvaltningen sine gebyrer, vil dette øke samlede inntekter, men gå på bekostning av redusert kjøpekraft for kommunens innbyggere. Vi forutsetter at kommunene ønsker høyest mulig privatdisponibel inntekt for sine innbyggere.

---

<sup>6</sup>Kommunesektoren foretar investeringer innen de tre hovedkategoriene undervisning, helse- og omsorgstjenester og annen kommunal tjenesteproduksjon. Disse har forskjelling avskrivingsrate. Depresieringskostnadene  $\delta_t$  avhenger av produksjonssammensetningen på ulike tidspunkt.

Kommunesektoren har dermed preferanser for

- størst mulig produksjon i nåtid,  $Z_t$
- størst mulig finansiell formue, eller minst mulig gjeld,  $\frac{W_t}{P_t^G}$
- høyest mulig privat konsum utenom gebyrbelagte kommunale tjenester for sine innbyggere,  $\frac{C_t^P}{P_t^C}$

Dette kommer til uttrykk gjennom følgende nyttefunksjon:

$$(4) \quad U_t = U\left(Z_t, \frac{C_t^P}{P_t^C}, \frac{W_t}{P_t^G}\right)$$

Her er  $P_t^C$  prisindeksen for privat konsum. For å regne ut prisdeflatoren for samlede kommunale utgifter, benyttes et vektet gjennomsnitt av prisnivåene på de ulike utgiftspostene, altså  $P^G = \frac{P_t^B B_t + P_t^D D_t + P_t^I \Delta K_t}{B_t + D_t + \Delta K_t}$ . Tilsvarende er totale kommunale utgifter  $G_t = B_t + D_t + \Delta K_t$ . Fordi tidligere forsøk på å modellere kommunale utgifter og finansiell formue har gitt insignifikante estimater for virkningen av privatdisponibel inntekt, inngår denne effekten indirekte gjennom å bruke  $Y_t^G = Y_t + C_t^G$  som regressor. Høyere privatdisponibel inntekt fører til høyere gebyrinntekter. Den korresponderende økningen i inntekt medregnet gebyrinntekter påvirker kommunale inntekter og finansiell formue.

Kommunesektoren maksimerer (4) gitt (1) og (3). Dette gir tre strukturelle ligninger der henholdsvis løpende driftsutgifter ( $B_t$ ), gebyrinntekter ( $C_t^G$ ) og netto formue ( $W_t$ ) blir beskrevet som funksjoner av priser ( $\mathbf{P}_t = P^B, P^D, P^I, P^G$ ), innbyggernes privatdisponible inntekt ( $Y_t^P$ ) og kommunaldisponibel inntekt ekskludert gebyrinntekter ( $Y_t$ ), som alle er utenfor kommunesektorens kontroll og dermed kan betraktes som eksogene fra kommunesektorens side. Vi får altså følgende tre funksjonssammenhenger:

$$B_t = f_1(Y_t, Y_t^P, \mathbf{P}_t)$$

$$C_t^G = f_2(Y_t, Y_t^P, \mathbf{P}_t)$$

$$W_t = f_3(Y_t, Y_t^P, \mathbf{P}_t)$$

Disse ligningene blir deretter estimert ved hjelp av minste kvadraters metode (OLS) i sine generelle former. Regresjonene er utført på logaritmeform, og små bokstaver angir logaritmen til variabelen med store bokstaver, dvs  $y_t = \log(Y_t)$ . Ettersom gjeldsandelen til kommunene er negativ, er  $\frac{W_t}{Y_t^G}$  transformert gjennom funksjonen  $f\left(\frac{W}{Y^G}\right)_t = \log\left(e^{\frac{W_t}{Y_t^G}} / 1 + e^{\frac{W_t}{Y_t^G}}\right)$ . Denne er som log-transformasjonen stigende og konkav, i tillegg til at den håndterer negative tall. Når  $f\left(\frac{W}{Y^G}\right)_t$  øker, bedrer kommunesektoren sin finansielle formue. Netto realinvesteringer,  $\Delta K_t$ , blir bestemt residualt gjennom (1).

I arbeidet fra 1995 konkluderer Langørgen med følgende 3 spesifikasjoner.<sup>7</sup>

### 3.1 Driftsutgiftsligningen (1973-1992)

$$\begin{aligned}
 \Delta(p^B + b - y^G)_t &= \underset{(1,89)}{0,54} - \underset{(9,09)}{0,61} \Delta(y - p^G)_t - \underset{(5,41)}{0,35} (p^B + b - y^G)_{t-1} \\
 &+ \underset{(1,90)}{0,15} (p^D + d - y^G)_{t-1} + \underset{(1,09)}{0,09} f\left(\frac{W}{Y^G}\right)_{t-1} \\
 \sigma &= 0,0105, \quad T = 1973 - 1992 = 20
 \end{aligned}$$

$F_{AR1-2}(2, 13)$	= 1,21 [0, 33]
$Normality\ test\ \chi^2(2)$	= 1,25 [0, 53]
$F_{RESET}(1, 14)$	= 0,46 [0, 51]
$F_{ARCH1-1}(1, 13)$	= 0,34 [0, 57]
$F_{HETERO}(8, 6)$	= 1,15 [0, 44]

Her er tallene som står i parentes under estimatene deres korresponderende t-verdier, som sammenlignes med kritisk verdi for t-fordelingen. Den kritiske verdien for tosidige tester på 5% signifikansnivå avhenger av antall frihetsgrader, og absoluttverdien ligger rundt 2. I de diagnostiske testene er de rapporterte tallene verdiene på testobservatorene, mens tilhørende p-verdier, som forklares nedenfor, står i hakeparentes.

De tre estimerte ligningene er differensligninger på feiljusteringsform, hvilket betyr at variablene på nivåform korrigerer for forrige periodes avvik fra en antatt langsiktig likevektssammenheng. Variablene på endringsform er med på å bestemme det dynamiske forløpet fra periode til periode. Ligningene er loglineære og homogene av grad 1 i priser og inntekter. Homogenitet er innført som en *a priori* forutsetning i modellen. Når nominelle priser og inntekter øker med 1 prosent, vil ingen endogene realstørrelser endres. Homogenitetskravet innebærer også en forutsetning om at når priser og inntekter øker med 1 prosent vil driftsutgifter og totale inntekter på sikt øke med 1 prosent i løpende priser, hvilket innebærer at andelen er konstant.

Ligning (5) er utformet slik at driftsutgiftene på lang sikt stabiliserer seg i forhold til summen av kommunal disponibel inntekt og gebyrer. Dersom kommunene bruker en større andel av totalinntektsrammen sin på drift enn det budsjettet tåler, vil dette øke gjelden deres. Økt gjeld betyr at kommunene over tid reduserer nettofinansformuen ( $W_t/Y_t^G$  går ned). Dette vil bidra til å dempe driftsutgiftsandelen på sikt. Denne likevektsjusteringen kommer til uttrykk både gjennom det negative koeffisientestimatet for  $(p^B + b - y^G)_{t-1}$  og det positive koeffisientestimatet for  $f\left(\frac{W}{Y^G}\right)_{t-1}$ . I tillegg kommer det positive koeffisientestimatet for  $(p^D + d - y^G)_{t-1}$ . Den siste effekten uttrykker at budsjettandelen til drift øker når realkapitalen, og dermed depresieringskostnadene, øker. Investeringer har altså

---

<sup>7</sup>I Langørgens artikkel er testresultatene på en annen form enn vi bruker i senere beregninger. For å kunne sammenligne hans beregninger med våre, replikerte vi hans modellberegninger på det opprinnelige datasettet hans. Replikasjonen er nær eksakt, med desimalavvik som skyldes ulike testprosedyrer i ulike programpakker. For sammenligning med senere resultater gjengir vi her resultatene fra vår replikasjon.

en positiv langsiktig virkning på drift. Motsatt vil mangel på realkapital og finanskapital virke dempende på drift og føre til økt sparing. På kort sikt er det bare endringer i totale overføringer som bidrar til endringer i driftsutgiftsandelen. Dersom totale overføringer i periode  $t$  øker, vil driftsutgiftsandelen i samme periode gå ned. Økte bevilgninger vil slå ut i økte totalinntekter, slik at andelen av totale inntekter som går til drift reduseres. Driftsbudsjettet vil i stor grad forbli uendret, ettersom kommunenes driftsbudsjett i innværende periode for en stor del er satt.

AR(1-2)-testen (rapportert som  $F_{AR1-2}$  i regresjonen) tester nullhypotesen om fravær av autokorrelasjon gjennom en F-test der modellen uten restriksjoner har med 1. og 2. ordens autokorrelasjon som forklaringsvariable. Nullhypotesen forkastes dersom verdien på testobservatoren er for høy sammenlignet med kritisk verdi. Den kritiske verdien avhenger av antall frihetsgrader i telleren og antall frihetsgrader i nevneren, som er rapportert i parentes etter  $F_{AR1-2}$ . I dette tilfellet er verdien på testobservatoren 1,21 og p-verdien, det vil si sannsynligheten for å observere en slik verdi med 2 frihetsgrader i telleren og 13 frihetsgrader i nevneren, er 33% under nullhypotesen. Nullhypotesen om fravær av 1. og/ eller 2. ordens autokorrelasjon beholdes dermed i dette tilfellet.

ARCH-testen (AutoRegressive Conditional Heteroscedasticity) tester autokorrelasjonsgraden forutsatt at vi har heteroskedastisitet i restleddene. Under nullhypotesen om fravær av autokorrelasjon er kvadratet av feilleddene F-fordelte. Nullhypotesen forkastes ved for høye verdier. Testobservatoren er i dette tilfellet 0,34, som det er en sannsynlighet på 57% for å observere under nullhypotesen. Hypotesen om fravær av autokorrelasjon forutsatt heteroskedastisitet beholdes.

Normalitetstesten tester om skjevheten og kurtosen til feilleddene i regresjonen korresponderer med normalfordelingens skjevhet og kurtose, som er henholdsvis 0 og 3. Dette gjøres gjennom en  $\chi^2$ -test der nullhypotesen om normalfordelte feilledd forkastes ved for høy verdi på testobservatoren. I regresjonen er verdien på testobservatoren 1,25. Sannsynligheten for å observere en slik verdi er under nullhypotesen 53%, og testen beholder dermed nullhypotesen om normalfordelte restledd.

Hetero-testen benyttes for å undersøke om feilleddene er heteroskedastiske, hvilket betyr at de ikke har konstant varians. Testen er en F-test der modellen uten restriksjoner estimerer de kvadrerte feilleddene på de opprinnelige regressorene og deres kvadrater. Nullhypotesen om ubetingede homoskedastiske feilledd forkastes ved for høy verdi på testobservatoren. Testobservatorens verdi på 1,15 har en p-verdi på 0,44 og nullhypotesen beholdes.

RESET-testen (Regression Specification Test) tester nullhypotesen om korrekt spesifisering av regresjonsligningen mot alternativet der potenser av den estimerte verdien til forklaringsvariabelen inngår som forklaringsvariable. Testen er en F-test som forkaster nullhypotesen om korrekt spesifisering ved for høy verdi på testobservatoren. Her er verdien på testobservatoren 0,46, og tilhørende p-verdi er 0,51. Nullhypotesen om riktig modellspesifisering beholdes.

OLS-forutsetningene blir altså ikke forkastet gjennom de diagnostiske testene.



### 3.2 Gebyrinntektslikningen (1973-1992)

$$\begin{aligned} \Delta(c^G - y^P)_t &= - 0,58 \Delta(y - p^C)_t - 0,65 (c^G - y^P)_{t-1} \\ &\quad (3,09) \qquad\qquad\qquad (4,08) \\ &- 0,82 f\left(\frac{W}{Y^G}\right)_{t-1} + 0,69 (p^G - p^C)_{t-1} + 0,04 \textit{trend} \\ &\quad (2,81) \qquad\qquad\qquad (3,99) \qquad\qquad\qquad (4,13) \end{aligned}$$

(6)

$\sigma = 0,0330, \quad T = 1973 - 1992 = 20$	
$F_{AR1-2}(2, 13)$	$= 1,44 [0, 27]$
$Normality \textit{test} \quad \chi^2(2)$	$= 1,32 [0, 52]$
$F_{RESET}(1, 14)$	$= 0,03 [0, 85]$
$F_{ARCH1-1}(1, 13)$	$= 0,04 [0, 85]$
$F_{HETERO}(10, 4)$	$= 2,66 [0, 18]$

Ligning (6) viser utviklingen av gebyrinntekter. Dersom gebyrinntektene er for høye relativt til konsumentenes privatdisponible inntekt, vil dette dempe gebyrinntektene på sikt. Bedret finansiell formue bidrar også på sikt til å redusere gebyrinntektene. I tillegg er det en signifikant langsiktig prisvridningseffekt. Dersom prisen på kommunalt konsum øker relativt til prisen på privat konsum, vil dette føre til høyere gebyrer for kommunenes innbyggere. På kort sikt bidrar økt kommunal realinntekt til å dempe gebyrinntektene, hvilket er rimelig. Ligningen har inkludert en trendvariabel for å fange opp de økende gebyrinntektene man ser i dataserien. Dette er gjort fordi resultatene for langsiktseffektene i ligningen ellers ikke blir rimelige. Modellen gir med andre ord ikke noen fullstendig forklaring på hvorfor gebyrinntektene har økt så sterkt i perioden vi ser på.

De diagnostiske testene beholder alle nullhypoteser og finner ikke sterke bevis mot OLS-forutsetningene.

### 3.3 Gjeldsligningen (1973-1992)

$$\begin{aligned} \Delta f\left(\frac{W}{Y}\right)_t &= - 0,23 + 0,73 \Delta(y - p^G)_t - 0,36 (p^G + g - y^G)_{t-1} \\ &\quad (3,80) \qquad\quad (14,45) \qquad\quad (4,54) \\ &- 0,24 f\left(\frac{W}{Y^G}\right)_{t-1} + 0,03 DUM1991 - 0,08 DUM1992 \\ &\quad (3,41) \qquad\quad (3,12) \qquad\quad (6,48) \end{aligned}$$

(7)

$\sigma = 0,0081, \quad T = 1973 - 1992 = 20$	
$F_{AR1-2}(2, 12)$	$= 2,15 [0, 16]$
$Normality \textit{test} \quad \chi^2(2)$	$= 0,15 [0, 93]$
$F_{RESET}(1, 13)$	$= 3,05 [0, 10]$
$F_{ARCH1-1}(1, 12)$	$= 1,36 [0, 27]$
$F_{HETERO}(8, 5)$	$= 0,68 [0, 70]$

Ligning (7) angir utviklingen i kommunenes gjeld som andel av totale inntekter. Funksjonen  $f\left(\frac{W}{Y}\right)_t$  er den samme som  $f\left(\frac{W}{Y^G}\right)_t$ , men her ser vi på netto formuens andel

av inntekten fratrukket gebyrinntekter. Også her har vi feilkorrigerer. For lav netto finansformue vil på sikt tvinge kommunene til å prioritere å bedre denne, hvilket fanges opp av det negative estimatet på  $f(\frac{W}{Y\sigma})_{t-1}$ . I tillegg får vi en mellomlangsiktig effekt gjennom det negative koeffisientestimatet på koeffisienten for  $(p^G + g - y^G)_{t-1}$ . Høy finansiell investering impliserer gjennom budsjettbetingelsen lavere samlede utgifter til drift, realkapital og realinvesteringer (totale kommunale utgifter) relativt til totale inntekter over tid. Dette fører til lavere netto finansinvesteringer i de påfølgende periodene. Det er også innført to dummyvariable for årene 1991 og 1992. Disse skyldes revideringer i kommunesektorens måte å bokføre finansielle regnskap på.<sup>8</sup>

De diagnostiske testene rapporterer heller ikke i dette tilfellet om brudd på OLS-forutsetningene.

### 3.4 Oppsummering

Langørgen (1995) har altså estimert tre ligninger som sammen med budsjettbetingelsen bestemmer den dynamiske utviklingen i driftsutgifter, gebyrinntekter, netto formue og realkapital når priser og inntekter forandrer seg. Resultatene over beskriver en langsiktig likevektssituasjon der kommunene ikke ønsker å endre sin tilpasning så lenge de økonomiske rammene er uforandret. De restriksjonene som er pålagt langtidselastisitetene i driftsutgiftsligningen og gjeldsandelsligningen får empirisk støtte. I motsetning til disse, har gebyrinntektsligningen inkludert en trendvariabel for å fange opp en del av den langsiktige veksten i kommunale gebyrer. Uten denne trendvariabelen faller likevektssammenhengen i ligningen bort. Utviklingen i gebyrinntekter må derfor tolkes med forsiktighet.

---

<sup>8</sup>De tekniske justeringene skyldes privatiseringen av Oslo Energi a/s i 1991 og en endring i regnskapsmetoden for ferieavviklingen i 1992. DUM1991 er 1 i 1991 og 0 ellers. DUM1992 er 1 i 1992 og 0 ellers. Disse dummiene var ikke signifikante i ligningen for løpende utgifter.

## 4 Økonometrisk evaluering av Langørgens modell

Langørgen (1995) beskriver kommunesektorens økonomiske tilpasning ved hjelp av ligningene i kapittel 3, men ble tallfestet med observasjoner fra 1970 til 1992. Vi har reestimert modellen med data til og med 2004, det vil si med 12 nye observasjoner, slik at vi totalt har et datagrunnlag på 35 observasjoner. Bekrefter sampelforlengelsen relasjonene i de tre ligningene til Langørgen?

Dette avsnittet er delt inn i tre hoveddeler. Den første delen inneholder resultater fra reestimeringen av ligningssystemet basert på nye tall fra nasjonalregnskapet for perioden 1970-1992, det vil si uten å utvide observasjonsperioden. Langørgen baserte seg i den opprinnelige estimeringen på tall fra nasjonalregnskapet slik det forelå i 1994, og siden den gang har regnskapet blitt revidert nokså betydelig. Ved å reestimere ligningene på de reviderte dataseriene kan vi få en oversikt over hvilke avvik fra den opprinnelige estimeringen som skyldes endrede regnskapsforhold og hvilke avvik som springer ut fra tilføringen av nye observasjoner. Andre del av kapittelet gjengir resultatene fra selve sampelforlengelsen. Til slutt i dette kapittelet evalueres resultatene i lys av variabelenes tidsserieøkonometriske egenskaper.

### 4.1 Reestimering på opprinnelig sampel, men med reviderte data

*Driftsutgiftsligningen reestimert på data fra nasjonalregnskapet (1973-1992):*

$$\begin{aligned}
 \Delta(p^B + b - y^G)_t &= \underset{(1,02)}{0,15} - \underset{(7,18)}{0,60} \Delta(y - p^G)_t - \underset{(3,81)}{0,25} (p^B + b - y^G)_{t-1} \\
 &+ \underset{(1,02)}{0,05} (p^D + d - y^G)_{t-1} + \underset{(0,39)}{0,04} f\left(\frac{W}{Y^G}\right)_{t-1}
 \end{aligned}$$

(8)

$\sigma = 0,0133, \quad T = 1973 - 1992 = 20$	
$F_{AR1-2}(2, 13)$	$= 0,31 [0, 74]$
$Normality\ test \ \chi^2(2)$	$= 1,37 [0, 50]$
$F_{RESET}(1, 14)$	$= 0,05 [0, 82]$
$F_{ARCH1-1}(1, 13)$	$= 0,36 [0, 56]$
$F_{HETERO}(8, 6)$	$= 1,73 [0, 26]$

Reestimeringen av driftsutgiftsligningen viser at relevansen av kommunesektorens netto formue i likevektssammenhengen er tvilsom. Estimateret, som i utgangspunktet var insignifkant, har fått t-verdien redusert fra 1,09 til 0,39. Dette skyldes definisjonsendringer. Måten å bokføre netto formue på har endret seg betydelig siden Langørgen hentet dataserien fra nasjonalregnskapet i 1994. I tillegg har estimateret for nivåvirkningen av depresieringsandelen nå vesentlig lavere t-verdi. Også dette estimateret var i Langørgens opprinnelige regresjonsligning insignifkant. Den gang hadde Langørgen få observasjoner tilgjengelig, og han måtte i stor grad anta langsiktige økonomiske relasjoner. Inkluderingen av både netto formuesleddet og depresieringsleddet begrunnes ut fra antagelsen om at

det eksisterer et likevektsnivå for gjeldsnivå og realkapital. Utover dette er reestimeringen sammenlignbar med den opprinnelige regresjonen.

*Gebyrinntektsligningen reestimert på data fra nasjonalregnskapet (1973-1992):*

$$\begin{aligned} \Delta(c^G - y^P)_t &= - 0,41 \Delta(y - p^C)_t - 1,02 (c^G - y^P)_{t-1} \\ &\quad (1,70) \qquad\qquad\qquad (4,19) \\ &- 0,51 f\left(\frac{W}{Y^G}\right)_{t-1} + 0,82 (p^G - p^C)_{t-1} + 0,02 \textit{trend} \\ &\quad (1,25) \qquad\qquad\qquad (3,67) \qquad\qquad\qquad (4,08) \end{aligned}$$

(9)

$\sigma = 0,0404, T = 1973 - 1992 = 20$	
$F_{AR1-2}(2, 13)$	$= 0,11 [0, 90]$
$Normality\ test\ \chi^2(2)$	$= 0,07 [0, 96]$
$F_{RESET}(1, 14)$	$= 5,35 [0, 04]^*$
$F_{ARCH1-1}(1, 13)$	$= 1,12 [0, 31]$
$F_{HETERO}(10, 4)$	$= 0,69 [0, 71]$

Gebyrinntektsligningen har i det vesentlige beholdt sine kvalitative egenskaper med de nye dataseriene. Som for driftsutgiftsligningen, ser vi at estimatet for nivåvirkningene av netto formuens andel av totalinntekt nå er insignifikant. Utover dette har alle estimatene riktige fortegn. Med unntak av estimatet for effekten av realinntekten er alle estimatene signifikante. Dette estimatanslaget var imidlertid svært signifikant i regresjonen fra 1995 og er klart problematisk.<sup>9</sup>

Her ser vi også at RESET-testen forkaster nullhypotesen om korrekt modellspesifikasjon på 5% signifikansnivå, noe som er markert med stjerne i testrapporteringen. Det kan altså ikke utelukkes at potenser av forklaringsvariabelen har betydning for regresjonen.

*Gjeldsligningen reestimert på data fra nasjonalregnskapet (1973-1992):*

$$\begin{aligned} \Delta f\left(\frac{W}{Y}\right)_t &= - 0,16 + 0,72 \Delta(y - p^G)_t - 0,24 (p^G + g - y^G)_{t-1} \\ &\quad (1,68) \qquad\quad (8,50) \qquad\quad (2,62) \\ &- 0,15 f\left(\frac{W}{Y^G}\right)_{t-1} + 0,03 DUM1991 - 0,05 DUM1992 \\ &\quad (1,42) \qquad\quad (1,84) \qquad\quad (3,74) \end{aligned}$$

(10)

$\sigma = 0,0128, T = 1973 - 1992 = 20$	
$F_{AR1-2}(2, 12)$	$= 0,32 [0, 74]$
$Normality\ test\ \chi^2(2)$	$= 5,86 [0, 05]$
$F_{RESET}(1, 13)$	$= 2,91 [0, 11]$
$F_{ARCH1-1}(1, 12)$	$= 0,17 [0, 69]$
$F_{HETERO}(8, 5)$	$= 0,10 [0, 99]$

Reestimeringen av gjeldsligningen viser at alle koeffisientestimatene har beholdt sine opprinnelige fortegn, og koeffisientestimatene for effekten av realinntekt og kommu-

---

<sup>9</sup>Dersom vi utvider datasettet til å inkludere årene 1971 og 1972, er vi nærmere regresjonen fra 1995 med hensyn til størrelsen på estimatene. Imidlertid blir estimatet for effekten av realinntekten enda mer usikkert.

nal utgiftsandel er, i tillegg til koeffisientestimatet for DUM1992, klart signifikante. Estimatanalaget for DUM1991 har fått lavere t-verdi og dummyen er nå bare svakt signifikant. Opprinnelig var p-verdien 0,008, mot ny verdi på 0,087. Også her har vi problemer med koeffisientestimatet for netto formuens effekt på driftsutgiftsandelen. Det er tydelig at hovedrevisjonen i 1995 har påvirket serien for kommunesektorens netto formue slik at likevektssammenhengen er tvilsom i alle de tre regresjonene. Ellers varierer størrelsene på de ulike estimatanalagene noe, men resultatet av reestimeringen passerer som godkjent.

## 4.2 Estimering på utvidet sampel

Etter å ha estimert relasjonene med de nye dataseriene, utvidet vi datasettet med observasjoner til og med 2004. En dummy for 2002 ble lagt til i alle regresjonene. Denne antar verdien 1 i 2002 og er 0 ellers. Dummyen skal ivareta effekten av sykehusreformen, som ble implementert 1. januar 2002. Plott av de ulike nivåvariablenes utvikling over tid, viser klare brudd i dette året.<sup>10</sup>

*Driftsutgiftsligningen reestimert på data fra nasjonalregnskapet (1973-2004):*

$$\begin{aligned}
 \Delta(p^B + b - y^G)_t &= 0,15 - 0,66 \Delta(y - p^G)_t - 0,24 (p^B + b - y^G)_{t-1} \\
 &\quad (1,63) \quad (10,7) \quad (5,69) \\
 &+ 0,05 (p^D + d - y^G)_{t-1} + 0,06 f\left(\frac{W}{Y^G}\right)_{t-1} \\
 &\quad (1,76) \quad (1,15) \\
 &- 0,20 \text{ DUM2002} \\
 &\quad (11,3)
 \end{aligned}
 \tag{11}$$


---

$\sigma = 0,0125, T = 1973 - 2004 = 32$	
$F_{AR1-1}(1, 25)$	$= 0,08 [0, 77]^{11}$
$Normality\ test\ \chi^2(2)$	$= 1,56 [0, 46]$
$F_{RESET}(1, 25)$	$= 1,53 [0, 23]$
$F_{ARCH1-1}(1, 24)$	$= 0,03 [0, 86]$
$F_{HETERO}(9, 16)$	$= 0,56 [0, 81]$

Ligningen for kommunenes driftsutgifter har forholdsvis lav relativ standardfeil for residualene. Ettersom argumentet er uttrykt på logaritmisk form, angir  $100 * \sigma$  prosentvis relativ standardfeil. Prosentvis relativ standardfeil for denne regresjonen er med andre ord 1,25%. Regresjonen på reviderte tall hadde prosentvis relativ standardfeil på 1,33 før utvidelsen. Utvidelsen av datasettet har dermed bedret ligningens økonometriske egenskaper. Vi ser at alle estimatene er mer signifikante etter sampelforlengelsen, men fremdeles er estimatet for nivåvirkningene av depresieringsandelen insignifikant. Estimaten for

<sup>10</sup>Se vedlegg A.

<sup>11</sup>Fordi vi ser på årsdata, har vi valgt å rapportere tester for første ordens autokorrelasjon, altså AR 1-1, fremfor simultantesten for første og andre ordens autokorrelasjon, AR1-2. Dette er gjort fordi AR 1-1-testen isolerer effekten av autokorrelasjon i første ledd. Begge tester er utført i PcGive, og vi har ikke opplevd motstridende resultater i de to testene.

nivåvirkningen av netto formuens andel av totalinntekter er også nå insignifikant, men t-verdien har økt fra 0,39 til 1,15. Resten av estimatene er sterkt signifikante, med p-verdier nær 0. Tester for autokorrelasjon, heteroskedastisitet, autokorrelasjon betinget på heteroskedastisitet, normalfordelte restledd og feilspesifikasjon av ligningen gir alle gode resultater.

*Gebyrinntektligningen reestimert på data fra nasjonalregnskapet (1973-2004):*

$$\begin{aligned}
 \Delta(c^G - y^P)_t = & - 0,02 \Delta(y - p^C)_t - 0,07 (c^G - y^P)_{t-1} - 0,07 f\left(\frac{W_t}{Y^G}\right)_{t-1} \\
 & \quad (0,09) \qquad \qquad \qquad (0,74) \qquad \qquad \qquad (0,22) \\
 & + 0,05 (p^G - p^C)_{t-1} - 0,00015 \textit{ trend} - 0,15 \textit{ DUM2002} \\
 & \quad (0,50) \qquad \qquad \qquad (0,08) \qquad \qquad \qquad (2,38)
 \end{aligned}$$

(12)

$\sigma = 0,0487, T = 1973 - 1992 = 32$	
$F_{AR1-1}(1, 25)$	= 2,83 [0, 10]
$Normality\ test\ \chi^2(2)$	= 5,13 [0, 08]
$F_{RESET}(1, 25)$	= 0,20 [0, 66]
$F_{ARCH1-1}(1, 24)$	= 1,41 [0, 25]
$F_{HETERO}(11, 14)$	= 1,78 [0, 15]

Gebyrinntektligningen faller helt sammen når vi inkluderer alle tilgjengelige observasjoner. Selv estimatet for trenden, som i utgangspunktet var der for å oppnå rimelige resultater for langtidseffektene, er insignifikant. Faktisk er det dette estimatet som har høyest p-verdi, med en størrelse på 0,94. Det eneste estimatet som er signifikant, er dummyen for 2002. De øvrige estimatanslagene er sterkt insignifikante.

*Gjeldsligningen reestimert på data fra nasjonalregnskapet (1973-2004):*

$$\begin{aligned}
 \Delta f\left(\frac{W}{Y}\right)_t = & - 0,08 + 0,66 \Delta(y - p^G)_t - 0,34 (p^G + g - y^G)_{t-1} \\
 & \quad (1,07) \qquad (5,73) \qquad \qquad \qquad (2,85) \\
 & - 0,07 f\left(\frac{W}{Y^G}\right)_{t-1} + 0,02 \textit{ DUM1991} - 0,06 \textit{ DUM1992} \\
 & \quad (0,80) \qquad \qquad \qquad (0,99) \qquad \qquad \qquad (2,50) \\
 & + 0,17 \textit{ DUM2002} \\
 & \quad (5,23)
 \end{aligned}$$

(13)

$\sigma = 0,0217, T = 1973 - 2004 = 32$	
$F_{AR1-1}(1, 24)$	= 8,43 [0, 01]**
$Normality\ test\ \chi^2(2)$	= 1,89 [0, 39]
$F_{RESET}(1, 24)$	= 0,36 [0, 56]
$F_{ARCH1-1}(1, 23)$	= 2,22 [0, 15]
$F_{HETERO}(9, 15)$	= 0,97 [0, 50]

Ligningen som bestemmer gjeldsandelen har relativ standardfeil på 2,17 prosent. Regresjonen på reviderte tall hadde relativ standardfeil på 1,28 prosent før utvidelsen.

Sampelutvidelsen har altså ikke ført til økt sikkerhet i anslagene. Videre beholder estimatene sine opprinnelige fortegn. Regresjonen gir signifikante estimater for effekten av realinntekt og kommunal utgiftsandel, samt dummyene for 1992 og 2002. Estimatet for nivåvirkningen av kommunenes netto formue har fått enda lavere absolutt t-verdi med utvidelsen av observasjoner. I tillegg er dummyene for 1991 og 1992 mindre utsagnskraftige enn tidligere. Dummyen for 1991 er nå insignifikant, mens dummyen for 1992 fortsatt er signifikant. Derimot har estimatet for nivåvirkningene av kommunal utgiftsandel nå høyere t-verdi. Estimatet for virkningen av realinntekten er fortsatt sterkt signifikant.

Gode modellspesifikasjoner kjennetegnes ved at feilledet ikke er autokorrelert, slik at den utviklingen vi ser i den avhengige variabelen og som vi forsøker å modellforklare, virkelig stammer fra utviklingen i ligningens forklaringsvariable. I dette tilfellet blir testen for førsteordens autokorrelasjon forkastet på 1% signifikansnivå, noe som er markert med to stjerner i testrapporteringen. Dette er et problem for ligningen. Ellers holder de andre testene.

Av de tre ligningene som har blitt estimert, er det altså ligningen for driftsutgifter som ser ut til å tåle suppleringen av nye observasjoner best. Spesielt kan vi spørre oss hvorfor alle estimatene i ligningen for gebyrinntekter ser ut til å gå mot null i signifikans når vi utvider datasettet.

### 4.3 Vurdering av resultatene: Er ligningene balanserte?

En tidsserie er stasjonær dersom dens fordeling ikke forandrer seg over tid. Det betyr at momentene som karakteriserer fordelingen er konstante, slik at gjennomsnittet og variansen ikke avhenger av tiden. Dette gjelder uavhengig av om vi inkluderer en deterministisk trend eller ikke. I tilfellet der variabelen styres av en deterministisk trend vil vi få en tilbakevending til denne trenden over tid. Riktignok vil prosessen som styrer variabelen endre seg over tidshorizonten, men prosessen er systematisk. Ved å rense for trenden oppnår en stasjonaritet, og i dette tilfellet sies tidsserien å være trend-stasjonær.

Økonomiske tidsserier har imidlertid ofte et ikke-deterministisk, stokastisk element som genererer et mer tilfeldig mønster enn det som assosieres med rene, deterministiske funksjoner. Anta for eksempel at variabelen  $Y_t$  utvikler seg slik at dagens nivå avhenger av tidligere - eller laggede - nivåer på  $Y_t$  og et stokastisk feilledd,  $\varepsilon_t$ . En kort uttrykkmåte for en slik prosess er AR(p), altså en autoregressiv prosess av orden p, der p indikerer det maksimale antall lag som  $Y_t$  avhenger av. AR(1) er altså betegnelsen for en førsteordens autoregressiv prosess gitt ved

$$(14) \quad Y_t = \phi_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

der  $\varepsilon_t$  er et stokastisk restledd. Dersom  $\phi_1 < 0$ , vil etterfølgende verdier av  $Y_t$  oscillere, og dersom  $Y_t > 1$ , vil  $Y_t$  ha en eksplosiv natur. I praksis vil de fleste økonomiske makrovariable ha  $0 < \phi_1 \leq 1$ . Spesielt har vi at om  $\phi_1 = 1$ , er

$$(15) \quad Y_t = Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

(15) kalles en ren random walk, og det er ikke uvanlig at økonomiske tidsserier har et slik forløp. Denne modellen innebærer at den beste gjetningen på nivået til  $Y_{t+1}$  gitt informasjonen vi har på tidpunkt  $t$ , er  $Y_t$  selv, fordi hele endringen i  $Y_t$  fanges opp av det stokastiske feilleddet.  $Y_t$  har dermed ikke en prediktiv natur. Gjennom substitusjon kan (15) uttrykkes som

$$Y_t = Y_0 + \sum_{i=1}^t \varepsilon_i$$

Altså er  $Y_t$  et resultat av sin startverdi og den kumulative summen av en serie tilfeldige sjokk. Dette impliserer at et sjokk på  $Y_t$  aldri dør ut, men vil henge igjen i de etterfølgende nivåene på  $Y_t$ . Typisk vil tidsserieplott av slike serier avsløre at de realiserte nivåene på  $Y_t$  beveger seg vekk fra startverdien uten å nærme seg noen bestemt middelvei. Denne bevegelsen er styrt av tilfeldigheter, og kan gå i positiv eller negativ retning.

Siden en random walk er en prosess med evig minne, vil en slik prosess også være karakterisert ved dens høye grad av autokorrelasjon med tidligere realiseringer av  $Y_t$ . (15) kan også uttrykkes på en annen måte:

$$Y_t - Y_{t-1} = \varepsilon_t$$

eller

$$\Delta Y_t = \varepsilon_t$$

Ved å ta førstedifferansen til en såkalt random walk, sitter man igjen med feilleddet, som er karakterisert som hvitt støy og innehar normale restleddsegenskaper. Altså har feilleddet en veldefinert middelvei (= 0), og plott av førstedifferansen til en random walk-prosess viser ingen tegn til drift vekk fra nullpunktet. Variansen til feilleddet er også konstant.

Når vi har  $\phi_1 = 1$  i (14) slik at (15) holder, har  $Y_t$  en enhetsrot. Ved å differensiere (15) en gang, oppnår vi altså at den avhengige variabelen, nemlig endringen i  $Y_t$ , er stasjonær.  $Y_t$  er i dette tilfellet integrert av 1. orden, eller I(1). Generelt må en tidsserie som er I(d) differensieres d ganger for å ha en stasjonær struktur.

Dersom  $|\phi_1| < 1$  i (14), er  $Y_t$  stasjonær. Effekten på  $Y_t$  av sjokk i  $\varepsilon_t$  er langt mindre persistent enn ved en random walk-prosess. Selv om verdien på  $\phi_1$  ligger nær 1, vil  $Y_t$  ikke drive vekk fra sin grense, slik vi ser i grafiske plott av random walk-prosesser.

Standardresultatene fra regresjonsteorien krever at alle variablene i en regresjonsligning er stasjonære, slik at ligningen er balansert. Dette innebærer at restleddet fra regresjonen ikke har en stokastisk trend, slik at feilleddet ikke forandrer seg systematisk over tid - en fundamental forutsetning for OLS-regresjon. Altså krever regresjonsmodellen for en variabel som er stasjonær at høyresiden i ligningen også består av stasjonære variable - enten enkeltvis eller i kombinasjon. Dette kaller vi kravet om balanse i regresjonsmodellen. Regresjon på integrerte variable vil i hovedsak gi et feilledd som er integrert. Men i noen tilfeller vil den lineære kombinasjonen mellom integrerte variable gi feilledd som selv er integrert av en lavere orden. Det vil si at en lineær kombinasjon



mellom to variable som er  $I(1)$  i enkelte tilfeller kan gi et stasjonært feilledd. Et eksempel på dette er forholdet mellom pris og lønn. Grafiske plott av de to variablene avslører at begge har vokst over tid, noe som betyr at de ikke har en stasjonær struktur. Den dynamiske strukturen deres er imidlertid sammenfallende - høyt lønnsnivå oppstår typisk i perioder med høyt prisnivå. Selv om de to seriene hver for seg er integrerte prosesser, utgjør den lineære kombinasjonen av de to samlet en stasjonær prosess. Altså går det an å oppnå ikke-stasjonaritet uten å differensiere variablene i en regresjon. I så tilfelle kointegrerer variablene, og vi har lyktes i å finne noe som kan tolkes som en langsiktig likevektssammenheng mellom disse. I studiet av makroøkonomiske modeller, der en ønsker å finne relasjoner som holder over tid, er jakten på slike langsiktige likevektsammenhenger essensiell.

Programpakker har ulike tester tilgjengelige for å bestemme en tidsseries grad av integrasjon. Den langt mest anvendte testen, og den testen vi har benyttet her, er den såkalte ADF-testen, eller enhetsrot-testen. Testen tar utgangspunkt i følgende modell:

$$(16) \quad Y_t = \alpha_0 + \beta_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

Her er  $Y_t$  variabelen som vi ønsker å undersøke tidsserieegenskapene til. Leddet  $\beta_1$  avgjør om variabelen er en stasjonær prosess eller ikke. Dersom  $\beta_1 < 1$ , vil variabelen konvergere over tid, og  $Y_t$  er i dette tilfellet en stasjonær AR(1)-prosess. Er  $\beta_1 = 1$ , vil variabelen ikke konvergere, og  $Y_t$  er ikke-stasjonær. En annen måte å sette opp (14), er

$$(17) \quad \Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

der  $\alpha = \beta_1 - 1$ . Dersom  $\beta_1 < 1$ , som er ekvivalent med  $\alpha < 0$ , er variabelen stasjonær. Enhetsrot-testen i PcGive er en noe mer utvidet versjon av ligningen over, slik at en har mulighet til å inkludere flere lag og en deterministisk trend i (17). Grunnmodellen blir dermed:

$$(18) \quad \Delta Y_t = \alpha_0 + \gamma t + \alpha Y_{t-1} + \phi_1 \Delta Y_{t-1} + \phi_2 \Delta Y_{t-2} + \dots + \phi_p \Delta Y_{t-p} + \varepsilon_t$$

der de ulike  $\phi$ -ene renser modellen for autokorrelasjon mellom  $\Delta Y_t$  på ulike tidspunkt og sikrer at  $\varepsilon_t$  er hvitt støy.<sup>12</sup> Før selve testen, må signifikansen i  $\gamma$ -estimatet bestemmes. Dette gjøres ved vanlig OLS-regresjon på (18). Det er viktig at ligningen vi gjør enhetsrot-testen på er velspesifisert fordi resultatet av testen avhenger av antall observasjoner vi har til rådighet i (14). Vi har gjennomgående operert med en kritisk absoluttverdi på 1,5 for trendkoeffisienten. Er  $\gamma$  signifikant, foretas enhetsrot-testen på modellen som er spesifisert i (18). Er trendvariabelen insignifikant, utelates denne fra grunnmodellen. Testen vi ønsker å undersøke, er  $H_0 : \alpha = 0$ , vs  $H_1 : \alpha < 0$  ved hjelp av t-observatoren  $\hat{\alpha}/std(\hat{\alpha})$ . Her må en benytte seg av kritiske verdier fra Dickey-Fullerfordelingen, ettersom testobservatoren under  $H_0$  ikke er asymptotisk normalfordelt. De

---

<sup>12</sup>Testen foretas på ligningen  $p+1$  ganger, der en og en  $\phi$ -parameter legges trinnvis til i ligningen. Det riktige antall lags for den endelige enhetsrot-testen er den høyeste  $\phi$ -parameteren med signifikant estimat. I våre tester er  $p$  gjennomgående satt til 4.

kritiske Dickey-Fuller-verdiene er tallfestet ved hjelp av simulering, og avhenger av antall frihetsgrader i (18). Antall frihetsgrader avhenger igjen av hvor mange parametre som estimeres i (18) og jo færre frihetsgrader vi har i sampelet, jo høyere blir den kritiske verdien. PcGive rapporterer kritisk verdi ved enhetsrot-testing. Forkastning av  $H_0$  betyr at det er støtte i data for at  $\alpha < 0$  og dermed for at  $\beta_1 < 1$ , slik at  $Y_t$  er en stasjonær variabel. Dersom testen ikke forkaster, betyr dette at  $\alpha = 0$ . Variabelen har (minst) en enhetsrot. I så tilfelle differensieres  $Y_t$ , og den samme testen foretas på denne variabelen. Prosedyren fortsetter inntil forkastning og antall ganger variabelen har blitt differensiert avgjør integrasjonsgraden.

Det kan være vanskelig å skille tidsserier som styres av en stasjonær prosess med trend fra en random walk med drift. Random walk med drift er betegnelsen på en random walk-prosess som også har inkludert et konstantledd, dvs

$$(19) \quad \Delta Y_t = \mu + \varepsilon_t$$

eller

$$Y_t = \mu + Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

Her er  $\mu$  driftkomponenten;  $Y_t$  avtar eller øker med  $\mu$  sammenlignet med  $Y_{t-1}$  uansett hva den realiserte verdien på  $\varepsilon_t$  blir. Driften til random walk-prosessen domineres av den faste og ikke-stokastiske driftkomponenten. Grafiske plott av variabler som er generert som over, avslører en tidsutvikling som ligner stasjonære prosesser med deterministiske trender.  $\phi_3$ -testen tester eksplisitt disse alternative modellspesifikasjonene mot hverandre. I de tilfellene der det har vært aktuelt, har vi derfor supplert resultatene fra enhetsrot-testen med  $\phi_3$ -tester.  $\phi_3$ -testen undersøker spesifikt nullhypotesen om at en variabel er en random walk med drift mot at den er stasjonær med deterministisk trend. Dette gjøres gjennom en test der grunnmodellen er:

$$(20) \quad \Delta Y_t = \mu + \gamma Y_{t-1} + \beta t + \varepsilon_t$$

I praksis testes  $H_0 : \gamma = 0$  og  $\beta = 0$  mot  $H_1 : \mu \neq 0, \gamma \neq 0, \beta \neq 0$ . Dette gjøres ved å kjøre en OLS regresjon på de to alternative modellspesifikasjonene, som gir to ulike kvadratsummer på feilleddene;  $RSS_U$  (unrestricted sum of squares) for den generelle modellspesifikasjonen i (20) og  $RSS_R$  (restricted sum of squares) fra modellen med nullrestriksjoner på  $\gamma$  og  $\beta$ , altså alternativet under  $H_0$ . Modellen med restriksjoner vil alltid ha et feilledd som er minst like stort som modellen uten restriksjoner. Testobservatoren er  $\phi_3 = \frac{RSS_U - RSS_R}{RSS_R} \cdot \frac{(T-1)-3}{2}$ , og verdien på testobservatoren sammenlignes med kritisk verdi. Nullhypotesen er at variabelen er en random walk med drift, og denne beholdes når verdien på testobservatoren er liten nok. Dersom testobservatoren er høyere enn kritisk verdi, forkastes nullhypotesen til fordel for alternativet, der variabelen er stasjonær med deterministisk trend.

Kritisk verdi er ikke standard normalfordelt og avhenger også i  $\phi_3$ -testen av antall observasjoner. Disse er lokalisert ved simulering, og sampelstørrelsen er svært grovt

inndelt. For  $T = 25$ , er kritisk verdi 10,492 (1% signifikansnivå) og 7,223 (5% signifikansnivå). For  $T = 40$ , er kritisk verdi 9,459 (1% signifikansnivå) og 6,771 (5% signifikansnivå).<sup>13</sup> Vi har hatt et datagrunnlag på 30-32 observasjoner, altså noe mellom 25 og 40 observasjoner, og har i hypotesetestingen gjennomgående forholdt oss til den strengeste kritiske verdien av de to, som er 7,223 på 5% signifikansnivå. Dersom testobservatoren ikke har holdt seg innenfor denne, har vi unnlatt å konkludere.

Ligningen for driftsutgifter har gjennom den statistiske prøvingen foran vist seg mer bestandig overfor sampelforlengelsen enn de to andre ligningene. Særlig blir gebyrinntektsligningen vesentlig dårligere når vi utvider datasettet, og det er grunn til å mistenke at denne ikke er balansert. Vi foretok derfor en nærmere analyse av de enkelte variablenes integrasjonsgrad for dermed å undersøke om kravet til balanse var tilfredsstillt for de enkelte ligningene. Det kan være problematisk å trekke entydige konklusjoner angående en variabels langsiktige tidsserieegenskaper når man har et begrenset antall observasjoner å forholde seg til. Antall lag i enhetsrot-testen (tallverdien på  $p$  i (18)) trekker observasjoner vekk fra datagrunnlaget og testen kan være følsom for dette. Variabelen differensieres i grunnmodellen og dette trekker ytterligere en observasjon vekk fra datagrunnlaget. Dersom vi ikke oppnår forkastning i første omgang, differensieres variabelen på nytt, og det trekker enda en observasjon vekk fra datagrunnlaget.

En variabel som ser integrert ut fordi den for eksempel vokser over tid, kan være trend-stasjonær. Dersom man fjerner trenden, kan serien bli stasjonær, og i så tilfelle er serien trendstasjonær. Må man derimot differensiere serien for å oppnå stasjonaritet, er serien differensstasjonær. Variabelens sanne natur er ukjent og det er ikke alltid entydig gitt hvorvidt variabelen er trendstasjonær eller differensstasjonær. Dersom serien er trendstasjonær, er tidsutviklingen til variabelen kjennetegnet ved en deterministisk trend. Det er altså ingen stokastisk trend som styrer utviklingen av variabelen over tid. Serien er derfor ikke integrert. Et gjennomgående problem ved ulike integrasjonstester er dessuten at de har lav styrke. Testene vil dermed forkaste for sjeldent i forhold til hva som er "ønskelig" sett fra et statistisk ståsted. Tidsserieplott og autokorrelasjonsplott av den enkelte variabelen på nivå og differensform kan gi en god intuisjon av egenskapene til en variabel, og i praksis benyttes ofte en kombinasjon av formell testing, grafiske plott og økonomisk intuisjon i bestemmelsen av en variabels integrasjonsgrad.

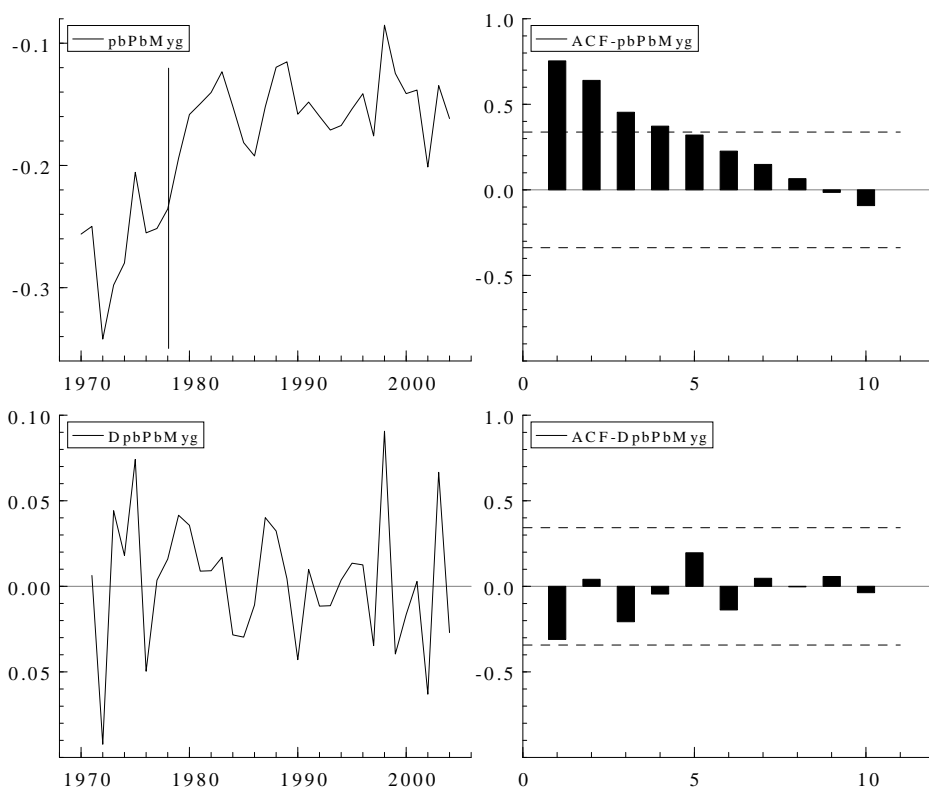
Kommunenenes samlede utgiftsandel til drift,  $p^B + b - y^G$ , er et illustrativt eksempel på hvor vanskelig det kan være å bestemme en variabels tidsserieegenskaper. Figur 9 på neste side viser tidsutviklingen til variabelen på nivå- og endringsform, sammen med autokorrelasjonsplott for de to. Driftsutgiftsandelen har vokst over tid, noe som tyder på at denne kan være integrert. Men det er også mulig at driftsutgiftene vokste sterkt tidlig i perioden og at de har stabilisert seg på et høyere gjennomsnitt etter for eksempel 1979. 1980-årene var innenfor sykehussektoren preget av en lavere utgiftsvekst sammenlignet med det ekspansive 1970-tallet. Dette kan blant annet skyldes innføringen av rammefinansiering som erstattet de tidligere kurpengene, der 75 prosent av driftsutgiftene ble

---

<sup>13</sup>Tabellen i sin helhet kan finnes i Patterson (2000), s 234.

refundert fra folketrygden. Innføringen av rammefinansiering innebar at kommunene i 80-årene hadde en utgiftsøkning på 2-3 prosent per år, mot 7-8 prosent per år på 70-tallet. Videre kan innføringen av 9-årig grunnskole i 1971 ha bidratt til en ytterligere driftsutgiftsøkning på 70-tallet.<sup>14</sup>

Det er derfor ikke usannsynlig at driftsutgiftene stabiliserte seg på et høyere nivå etter 1970-tallet. Variabelen kan dermed være stasjonær med faseskift. Autokorrelasjonsplottet gir en umiddelbar intuisjon på at nivået i dag avhenger av nivået fra tidligere perioder, noe som er vanlig både for integrerte og trendstasjonære variabler.



Figur 9: Tidsserieplott og autokorrelasjonsplott av kommunenes totale driftsutgiftsandel

Enhetsrot-tester gir i dette tilfellet ikke noe entydig svar. Bruker vi alle tilgjengelige observasjoner, altså et datavindu på 1973-2004, forkaster ikke enhetsrot-testen nullhypotesen om at driftsutgiftsandelen er ikke-stasjonær. Utelater vi imidlertid 2 observasjoner tidlig i sampelperioden, oppnår vi forkastning av hypotesen om ikke-stasjonaritet på 5% signifikansnivå. Ser vi på data fra 1979-2004, oppnår vi forkastning av hypotesen om ikke-stasjonaritet på 1% signifikansnivå uavhengig av antall lag i enhetsrot-spesifikasjonen. Siden enhetsrot-testen forkaster bare ved å fjerne de to første observasjonene, har vi valgt å betrakte driftsutgiftsandelen som en stasjonær variabel. Økonomisk gir det også mening at driftsutgiftene er en forholdsvis stabil andel av det totale budsjettet. Vedlegg A inneholder grafiske plott, testresultater, samt konklusjoner angående integrasjonsgraden til de ulike variablene som inngår i de tre ligningene. Disse gjengis her i kortform:

<sup>14</sup>Hole og Gjelsvik (2007).

Variabel:	Beskrivelse:	Konklusjon:
$c^G - y^P$	Konsumentenes andel av disponibel inntekt som går til å betale gebyrer	I(1)
$f\left(\frac{W_t}{Y_t}\right)$	Kommunesektorens netto formuesandel (andel av inntekter ekskludert gebyrer)	I(1)
$f\left(\frac{W_t}{Y_t^G}\right)$	Kommunesektorens netto formuesandel (andel av totalinntekter)	I(1)
$p^B + b - y^G$	Andel av totalinntekter som går til drift	I(0)
$p^B - p^G$	Pris på drift relativt til kommune- sektorens samlede utgifter	I(1) med trend
$p^D + d - y^G$	Andel av totalinntekter som går til å dekke depresieringskostnader	I(1) med trend
$p^G - p^C$	Pris på kommunale og fylkeskommunale varer relativt til konsumvarer	I(1) med trend
$p^G + g - y^G$	Andel av totalinntekter som går til kommunesektorens samlede utgifter	I(0)
$y - p^C$	Kommunesektorens realinntekt (målt i private konsumvarer)	I(1) med trend
$y - p^G$	Kommunesektorens realinntekt (målt i kommunale konsumvarer)	I(1) med trend

Etter å ha analysert tidsserieegenskapene til de ulike variablene som inngår i ligningene, kan vi vurdere om ligningene er balanserte. For at en ligning skal være balansert, er det nødvendig at høyresiden i regresjonsligningen samlet har samme grad av integrasjon som venstresiden. Dette kan vi altså oppnå ved hjelp av kointegrasjon på tross av at tidsseriene hver for seg har ulik integrasjonsgrad.

Dersom vi feilaktig har pålagt en kointegrerende sammenheng er det fare for å få spuriøse resultater i regresjonen. Det betyr at vi observerer signifikante estimater for variable som ikke har noen betydning for utviklingen i venstresidevariabelen og som burde vært utelatt. Dette er ofte tilfellet dersom  $X_t$  og  $Y_t$  er to uavhengige random walk-prosesser og vi regresserer

$$(21) \quad Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 X_t + \varepsilon_t$$

Siden både  $X_t$  og  $Y_t$  er integrerte variable, vil vi ofte og helt tilfeldig ha den situasjonen at de to drifter vekk fra null i samme retning. Fra et rent statistisk ståsted vil det da se ut som om  $X_t$  og  $Y_t$  samvarierer, og statistiske tester vil i mange tilfeller feilaktig konkludere at  $Y_t$  avhenger av  $X_t$ . Eksperimenter med simulerte serier viser at en test av  $H_0 : \alpha_1 = 0$  mot  $H_1 : \alpha_1 \neq 0$  der den datagenererende prosessen er som beskrevet, vil forkaste  $H_0$  75 % av gangene. Vi vil altså i 75 % av de tilfellene vi gjør en slik regresjon, trekke den feilaktige slutningen at  $Y_t$  avhenger av  $X_t$ . I slike tilfeller er de estimerte  $t$ -verdiene og verdiene på  $R^2$  og  $DW$  feil. Det er essensielt for regresjonen at vi har en

genuin sammenheng mellom  $X_t$  og  $Y_t$ , og avgjørende at vi oppdager og eliminerer spuriøse regresjoner.

Den hyppigst brukte testen for å undersøke om en ligning kointegrerer er Engle & Grangers 2-trinnstest, der man undersøker de laggede nivåvariablene i isolasjon.<sup>15</sup> Det er disse som utgjør likevektskorrigeringsmekanismen i ligningen. Anta at vi har  $N = 3$  variable på nivåform i en ligning der forklaringsvariabelen selv er stasjonær. En eller flere av disse tre er  $I(1)$ -prosesser. Dersom vi ikke har kointegrasjon, vil høyresiden vår samlet sett være integrert av en høyere grad enn den avhengige variabelen.<sup>16</sup> Har vi på den andre siden funnet en kointegrerende prosess, vil kombinasjonen av disse variablene utgjøre en stasjonær prosess, slik at regresjonsligningen er balansert.

Formelt testes dette ved hjelp av OLS der én av de  $N$  nivåvariablene betraktes som avhengig og de resterende som forklaringsvariable.<sup>17</sup> Dette er testens første trinn og regresjonen betegnes som statisk i det den ikke tar hensyn til den dynamiske tilpasningen som vil være til stede i den opprinnelige ligningen. Feilleddet fra regresjonen skal i dette tilfellet være stasjonært dersom vi har kointegrasjon mellom variablene. Dette testes ved vanlig enhetsrot-test på feilleddet fra trinn 1. Ettersom feilleddene er estimert ved hjelp av OLS, hvilket innebærer at avvikene er konstruert slik at de samlet sett er mest mulig stasjonære, favoriserer imidlertid den vanlige enhetsrottesten forkastning av ikke-stasjonaritet og dermed kointegrasjon. Dette kan rettes opp ved å benytte kritiske verdier justert for antall forklaringsvariable,  $N$ . McKinnon har utviklet en metode for å estimere denne kritiske verdien, som sammenlignes med testobservatoren  $\hat{\alpha}/std(\hat{\alpha})$  i (18).<sup>18</sup> Dersom feilleddet er integrert vil verdien på testobservatoren være under kritisk verdi, og  $H_0$  om ikke-kointegrasjon forkastes ikke. Testen gir dermed ikke empirisk støtte til antagelsen om at vi har kointegrasjon i ligningen. Dersom testen forkaster  $H_0$ , er det empirisk støtte for antagelsen om at ligningen har en kointegrerende sammenheng.

---

<sup>15</sup>Se Engle og Granger (1987).

<sup>16</sup>Dersom vi har en lineær kombinasjon av  $I(0)$  og  $I(1)$  variable i likevektkorrigeringen, er dette samlet sett en  $I(1)$  prosess. Feilleddene fra denne regresjonen vil ved fravær av kointegrasjon ha de samme statistiske egenskapene som den variabelen som er integrert av høyeste orden fordi det er denne variabelen som dominerer utviklingen i ligningen. OLS-regresjonen gjøres på alle variablene som opptrer på nivåform. Dette er det imidlertid forskjellige oppfatninger om. Patterson (2000, s. 334) argumenterer for å skille nivåvariablene som er integrert av ulik orden, slik at man i tilfellet over kun ville sett på  $I(1)$  variablene.

<sup>17</sup>Det er likegyldig hvilken variabel som betraktes som avhengig.

<sup>18</sup>Omregningsmetode og kritiske verdier kan finnes i Patterson (2000), s.372.

Ligningen for løpende driftsutgifter:

$$(22) \quad \begin{aligned} \Delta(p^B + b - y^G)_t &= \alpha_1 + \alpha_2 \Delta(y - p^G)_t + \alpha_3 \Delta(p^B - p^G)_t \\ &+ \alpha_4 (p^B + b - y^G)_{t-1} + \alpha_5 (p^D + d - y^G)_{t-1} \\ &+ \alpha_6 f\left(\frac{W}{Y^G}\right)_t + \alpha_7 DUM2002 \end{aligned}$$

Konstanter, dummyvariable og trendvariable er alle deterministiske komponenter. Følgelig er de ikke integrerte prosesser, og betraktes som stasjonære. Variablene som opptrer på endringsform er stasjonære, ettersom de er I(1) på nivåform. De tre nivåvariablene, driftsutgiftsandelen, depresieringsandelen og gjeldsandelen, er henholdsvis I(0) og I(1), slik at kombinasjonen av de to utgjør en I(1)-prosess. Det er dette leddet som utgjør likevektskorrigeringen og som må kointegrere dersom ligningen skal være balansert.

Regresjon av driftsutgiftsandelen, der depresieringsandelen og netto formuesandelen betraktes som forklaringsvariable, gir:

$$(23) \quad \begin{aligned} (p^B + b - y^G)_t &= 0,61 + 0,16 (p^D + d - y^G)_t - 0,45 f\left(\frac{W}{Y^G}\right)_t \\ &\quad (1,60) \quad (1,44) \quad (2,41) \\ \sigma &= 0,0548, \quad T = 1970 - 2004 = 35 \end{aligned}$$

Dersom feilleddene fra den statistiske regresjonen er stasjonære, er den lineære kombinasjonen en kointegrerende prosess. Enhetsrot-test på feilleddet gir:

Variabel	T	trend	laglengde	ADF	kritiske verdier		
					10%	5%	1%
residual73	35	-0,4977	0	-2,98	-3,63	-3,99	-4,73
residual79	26	-0,4977	0	-3,98	-3,70	-4,08	-4,90

Vi oppnår altså ikke forkastning av nullhypotesen om ikke-stasjonære feilledd på 5% signifikansnivå. Dermed er det ikke støtte i data for at den lineære kombinasjonen av nivåvariablene i driftsbudsjettligningen utgjør en kointegrerende prosess i følge Engle og Grangers test for kointegrasjon. Vi vet imidlertid at den avhengige variabelen, driftsutgiftsandelen, var spesielt ustabil i starten av perioden, og vi har basert antagelsen om at den er stasjonær på at den hadde et strukturelt brudd rundt 1979. Ved å foreta enhetsrottesten basert på obsevasjoner fra 1979-2004 og deretter korrigere for dette i kritisk verdi, oppnår vi forkastning på 10% signifikansnivå.

*Gebyrinntektslikningen:*

$$(24) \quad \Delta(c^G - y^P)_t = \beta_1 \Delta(y - p^C)_t + \beta_2 (c^G - y^P)_{t-1} + \beta_3 f\left(\frac{W}{Y^G}\right)_{t-1} + \beta_4 (p^G - p^C)_{t-1} + \beta_5 trend + \beta_6 DUM2002$$

Gebyrinntektslikningen har en variabel som opptrer på endringsform. Denne er som trendvariabelen og dummyen stasjonær. Videre har ligningen tre nivåvariable; andel av innbyggernes privatdisponible inntekt som går til å betale gebyrer, kommunenes netto formuesandel og relativ pris mellom kommunalt og privat konsum. Disse tre må kointegrere for at ligningen skal være balansert.

OLS-regresjon gir:

$$(25) \quad \Delta(c^G - y^P)_t = -9,37 + 1,86 f\left(\frac{W_t}{Y_t^G}\right) - 1,61 (p^G - p^C)_t$$

(4,46)            (3,83)            (3,32)

$$\sigma = 0,12104, \quad T = 1970 - 2004 = 35$$

Enhetsrot-test på feilleddet fra (25) :

Variabel	T	trend	laglengde	ADF	kritiske verdier		
					10%	5%	1%
residual	35	1,3892	0	-1,88	-3,63	-3,99	-4,73

Her oppnår vi ikke forkastning av hypotesen om at feilleddet er ikke-stasjonært. Verdien på testobservatoren er svak sammenlignet med kritisk verdi også på 10% signifikansnivå, og Engle og Grangers test gir dermed ikke empirisk støtte for kointegrasjon i gebyrinntektslikningen.

*Gjeldsligningen:*

$$(26) \quad \Delta f\left(\frac{W}{Y}\right)_t = \gamma_1 + \gamma_2 \Delta(y - p^G)_t + \gamma_3 (p^G + g - y^G)_{t-1} + \gamma_4 f\left(\frac{W}{Y^G}\right)_{t-1} + \gamma_5 DUM1991 + \gamma_6 DUM1992 + \gamma_7 DUM2002$$

Gjeldsligningen har to nivåvariable på lag-form; total utgiftsandel og gjeldsandel. Kombinasjonen av disse må være en stasjonær prosess dersom testen skal gi støtte til kointegrasjon. De øvrige variablene er alle stasjonære.

Regresjon på den statiske ligningen gir:

$$(27) \quad (p^G + g - y^G)_t = -0,08 - 0,08 f\left(\frac{W_t}{Y_t^G}\right)$$

(0,84)            (0,76)

$$\sigma = 0,0356, \quad T = 1970 - 2004 = 35$$



Enhetsrot-test på feilleddet fra (27):

Variabel	T	trend	laglengde	ADF	kritiske verdier		
					10%	5%	1%
residual	35	-1,0625	0	-3,61*	-3,17	-3,52	-4,23

Her får vi forkastning av hypotesen om ikke-stasjonære feilledd på 5% signifikansnivå. Dette betyr at vi har støtte for langsiktssammenhengen i gjeldsligningen. Nivåleddene kointegrerer slik at ligningen er balansert.

Det er altså ikke støtte i data for den langsiktige tilpasningen i driftsutgiftsligningen på data fra 1973-2004. Dersom vi legger til grunn et noe mindre datasampel, gir testen støtte for kointegrasjon på 10% signifikansnivå. Videre får ikke gebyrinntektsligningen støtte for sin likevektssammenheng. Den eneste ligningen som møter balansekravet gjennom kointegrasjon helt entydig, er gjeldsligningen.

Som vi tidligere har vært inne på, har enhetsrottesten som Engle & Grangers 2-trinnstest hviler på, generelt lav styrke, selv ved bruk av "vanlige" kritiske verdier fra Dickey-Fuller-tabeller. Når vi i tillegg tar hensyn til antall forklaringsvariable, sampelstørrelse og inkluderingen av deterministiske variable, blir kritisk verdi for forkastning av ikke-kointegrasjon svært høy. Det skal sterke kointegrasjonssammenhenger til for å oppnå forkastning, selv på 10% signifikansnivå. Derfor betraktes et signifikansnivå på 5% for denne testen som konservativt. I vårt tilfelle er det særlig antall årlige observasjoner som trekker den kritiske verdien opp og gjør det vanskelig å finne støtte for kointegrasjonssammenhengen. Dessuten er testen formulert slik at nullhypotesen er ikke-kointegrasjon. Fra et statistisk ståsted skal det sterke beviser til for å forkaste nullhypotesen i statistisk hypotesetesting. Kennedy (2000) drøfter disse problemstillingene og presenterer ulike tilnærminger til kointegrasjonstesting på sidene 340-368. Han peker blant annet på at Kwiatkowski et al (1992) har utviklet en test der nullhypotesen er kointegrasjon. Dersom man benytter en slik test, vil man nødvendigvis trekke den konklusjonen at nivåvariablene i ligningen kointegrerer i langt større grad.

Som et alternativ til Engle & Grangers 2-trinnstest, har vi derfor benyttet oss av en metode utviklet av Banerjee et al (1986) og Kremers, Ericsson og Dolado (1992) som Patterson (2000) beskriver på side 344. Testen består i å reformulere den dynamiske ligningen til en feilkorrigeringsmodell (ecm). For driftsutgiftsligningen består feilkorrigeringsmekanismen av de tre nivåleddene i kombinasjonen

$$(28) \quad ecm = (p^B + b - y^G)_t + \frac{\alpha_4}{\alpha_3}(p^D + d - y^G)_t + \frac{\alpha_5}{\alpha_3}f\left(\frac{W}{Y^G}\right)_{t-1}$$

I den opprinnelige, dynamiske ligningen erstattes så de tre nivåvariablene av denne variabelen, som nå har en kjent kointegrasjonskoeffisient. Siden dette bare er en reformulering av den opprinnelige driftsutgiftsligningen i (8), endres ingen statistiske egenskaper i regresjonen - vi har samme parameterverdier, standardavvik og forklaringskraft. Det eneste som er endret, er at vi har erstattet de tre nivåvariablene med kointegrasjonsvariabelen ecm og erstattet tre estimerte parameterverdier med én som fanger opp hele den

langsiktige tilpasningen. Følgelig har også relativt standardavvik styrket seg, mens de di-agnostiske testene har fått endret kritiske verdier på grunn av større observasjonsgrunnlag:

$$\begin{aligned}
 \Delta(p^B + b - y^G)_t &= \underset{(1,63)}{0,15} - \underset{(10,7)}{0,66} \Delta(y - p^G)_t \\
 &- \underset{(6,02)}{0,24} ecm_{t-1} - \underset{(11,3)}{0,20} DUM2002 \\
 \sigma &= 0,0121, \quad T = 1973 - 2004 = 32 \\
 \hline
 F_{AR1-1}(1, 27) &= 0,09 [0, 77] \\
 Normality test \quad \chi^2(2) &= 1,56 [0, 45] \\
 F_{RESET}(1, 27) &= 1,57 [0, 22] \\
 F_{ARCH1-1}(1, 26) &= 0,04 [0, 85] \\
 F_{HETERO}(5, 22) &= 0,98 [0, 45] \\
 \hline
 \end{aligned}
 \tag{29}$$

Testen er nå en vanlig signifikanstest på estimatet til feiljusteringsvariabelen  $ecm$ . Testobservatoren refereres til som  $t_{ecm}$  og har en t-verdi på 6,02. Når sampelstørrelsen er stor, nærmer fordelingen til  $t_{ecm}$  seg en asymptotisk normalfordeling under nullhypotesen, men når vi i vårt tilfelle har få tilgjengelige observasjoner, må de vanlige Dickey-Fuller-tabellene benyttes. I dette tilfellet er de kritiske verdiene

$t_{ecm}$	$T$	$trend$	<i>kritiske verdier</i>		
			10%	5%	1%
-6,02**	32	-0,48	-2,61	-2,96	-3,65

og vi ser at verdien på  $t_{ecm}$  er vel over kritisk verdi selv på 1% signifikansnivå. Denne testen gir altså full empirisk støtte til kointegrasjonssammenhengen i driftsutgiftsligningen selv når vi legger hele sampelperioden 1973-2004 til grunn.

For gebyrinntektsligningen får vi:

$$\begin{aligned}
 \Delta(c^G - y^P)_t &= \underset{(0,09)}{-0,02} \Delta(y - p^C)_t - \underset{(1,62)}{0,07} ecm_{t-1} \\
 &- \underset{(0,30)}{0,00015} trend - \underset{(2,49)}{0,15} DUM2002 \\
 \sigma &= 0,0469, \quad T = 1973 - 1992 = 32 \\
 \hline
 F_{AR1-1}(1, 27) &= 2,62 [0, 12] \\
 Normality test \quad \chi^2(2) &= 5,13 [0, 08] \\
 F_{RESET}(1, 27) &= 0,21 [0, 65] \\
 F_{ARCH1-1}(1, 26) &= 1,52 [0, 23] \\
 F_{HETERO}(7, 20) &= 1,80 [0, 14] \\
 \hline
 \end{aligned}
 \tag{30}$$

Her er t-verdien betydelig lavere:

$t_{ecm}$	$T$	$trend$	<i>kritiske verdier</i>		
			10%	5%	1%
-1,62	32	-2,24	-3,21	-3,56	-4,27

Denne gangen sammenfaller resultatet av de to ulike kointegrasjonstestene; vi kan ikke forkaste nullhypotesen om at parameteren til  $t_{ecm}$  er null og får ikke støtte for feilkorrigeringsmekanismen i (30). Det er dermed grunnlag for å forkaste kointegrasjonssammenhengen i gebyrinntektslikningen og slutte at denne var ubalansert da Langørgen estimerte ligningssystemet i 1995.

Reformulering av gjeldsligningen på feilkorrigeringsform gir:

$$\begin{aligned}
 \Delta f\left(\frac{W}{Y}\right)_t &= -0,08 + 0,66 \Delta(y - p^G)_t - 0,07 ecm_{t-1} \\
 &\quad (1,07) \quad (6,33) \quad (3,05) \\
 &+ 0,02 DUM1991 - 0,06 DUM1992 + 0,17 DUM2002 \\
 &\quad (1,02) \quad (2,55) \quad (5,35) \\
 \sigma &= 0,0217, \quad T = 1973 - 2004 = 32 \\
 (31) \quad &\frac{F_{AR1-1}(1, 25)}{F_{RESET}(1, 25)} = 5,82 [0, 02]^* \\
 &Normality test \quad \chi^2(2) = 1,89 [0, 39] \\
 &F_{ARCH1-1}(1, 24) = 2,31 [0, 14] \\
 &F_{HETERO}(7, 18) = 0,34 [0, 92]
 \end{aligned}$$

$t_{ecm}$	$T$	$trend$	<i>kritiske verdier</i>		
			10%	5%	1%
-3,05*	32	-0,62	-3,65	-2,96	-4,27

Også nå får vi støtte for langsiktssammenhengen i gjeldsligningen, men i denne testen er den empiriske støtten svakere enn for driftsutgiftsligningen i dét vi får støtte for kointegrasjon på 5% signifikansnivå.

Det er altså betydelige forskjeller i de to kointegrasjonstestene. Fordelen med den siste testen, som Kennedy refererer til som alternativtesten med kjente kointegrasjonskoeffisienter, er at den har betydelig høyere styrke. Dette er særlig av betydning når justeringen til likevekt er treg eller når vi har beskjeden sampelstørrelse. De to testene gir begge støtte til kointegrasjonssammenhengen i gjeldsligningen og forkaster denne i gebyrinntektslikningen. Vi har derfor konkludert med at gjeldsligningen er balansert mens gebyrinntektslikningen er ubalansert. Når vi har valgt å betrakte driftsutgiftsligningen som balansert, skjer det på grunnlag av den sterke støtten den alternative testen gir til kointegrasjonsammenhengen og den betingede støtten fra Engle & Granger når vi utelater tidlige observasjoner fra testen. De øvrige regresjonsresultatene til ligningen tilsier også at denne ligningen kan være balansert.

## 5 En nærmere analyse av ligningen for driftsutgiftsandelen i kommunesektoren

I kapittel 4 har vi altså kommet fram til at driftsutgiftsligningen og gjeldsligningen i utgangspunktet var balanserte i Langørgens modell for kommunesektorens økonomiske tilpasning. Samlet sett har driftsutgiftsligningen de beste statistiske egenskapene etter at vi har utvidet observasjonsgrunlaget. Fra en økonometrisk synsvinkel er den derfor et godt utgangspunkt for videre arbeid med modellen som helhet. I lys av den noe betingede støtten til langsiktstilpasningen, er det særlig interessant å undersøke om vi kan finne en annen likevektssammenheng.

Den generelle ligningen vi har tatt utgangspunkt i, er

$$\begin{aligned}
 \Delta(p^B + b - y^G)_t &= \alpha_0 + \alpha_1 \Delta(p^B + b - y^G)_{t-1} + \alpha_2 \Delta(p^B + b - y^G)_{t-2} \\
 &+ \alpha_4 \Delta(y - p^G)_t + \alpha_5 \Delta(y - p^G)_{t-1} + \alpha_6 \Delta(y - p^G)_{t-2} \\
 &+ \alpha_7 \Delta(p^B - p^G)_t + \alpha_8 \Delta(p^B - p^G)_{t-1} \\
 (32) \quad &+ \alpha_9 \Delta(p^B - p^G)_{t-2} + \alpha_{10} \Delta(p^C - p^G)_t \\
 &+ \alpha_{11} \Delta(p^C - p^G)_{t-1} + \alpha_{12} \Delta(p^C - p^G)_{t-2} \\
 &+ \alpha_{13} (p^B + b - y^G)_{t-1} + \alpha_{14} (p^D + d - y^G)_{t-1} \\
 &+ \alpha_{15} f\left(\frac{W}{Y^G}\right)_{t-1} + \alpha_{16} (y^G - p^G)_{t-1} + \alpha_{17} (p^B - p^G)_{t-1} \\
 &+ \alpha_{18} (p^C + p^G)_{t-1} + \alpha_{19} DUM2002
 \end{aligned}$$

Denne er lik Langørgens generelle ligning, med den forskjellen at vi for endringsvariablene har tatt med lag for også for 2 perioder tilbake. Ved hjelp av en manuell modellreduksjon, der det minst signifikante estimatet hele tiden ble fjernet, kom vi fram til følgende ligning:

### 5.1 Spesifikasjon 1 (1973-2004)

$$\begin{aligned}
 \Delta(p^B + b - y^G)_t &= -0,02 - 0,71 \Delta(y - p^G)_t + 1,84 \Delta(p^B - p^G)_t \\
 &\quad (2,23) \quad (13,0) \quad (2,84) \\
 &- 0,22 (p^B + b - y^G)_{t-1} - 0,22 DUM2002 \\
 &\quad (5,99) \quad (12,7)
 \end{aligned}$$

(33)

$\sigma = 0,0114,$	$R^2 = 0,913,$	$T = 1973 - 2004 = 32$
$F_{AR1-1}(1, 26)$	$= 0,07$	$[0, 79]$
$Normality\ test\ \chi^2(2)$	$= 3,57$	$[0, 17]$
$F_{RESET}(1, 26)$	$= 0,62$	$[0, 44]$
$F_{ARCH1-1}(1, 25)$	$= 0,14$	$[0, 71]$
$F_{HETERO}(7, 19)$	$= 1,24$	$[0, 33]$

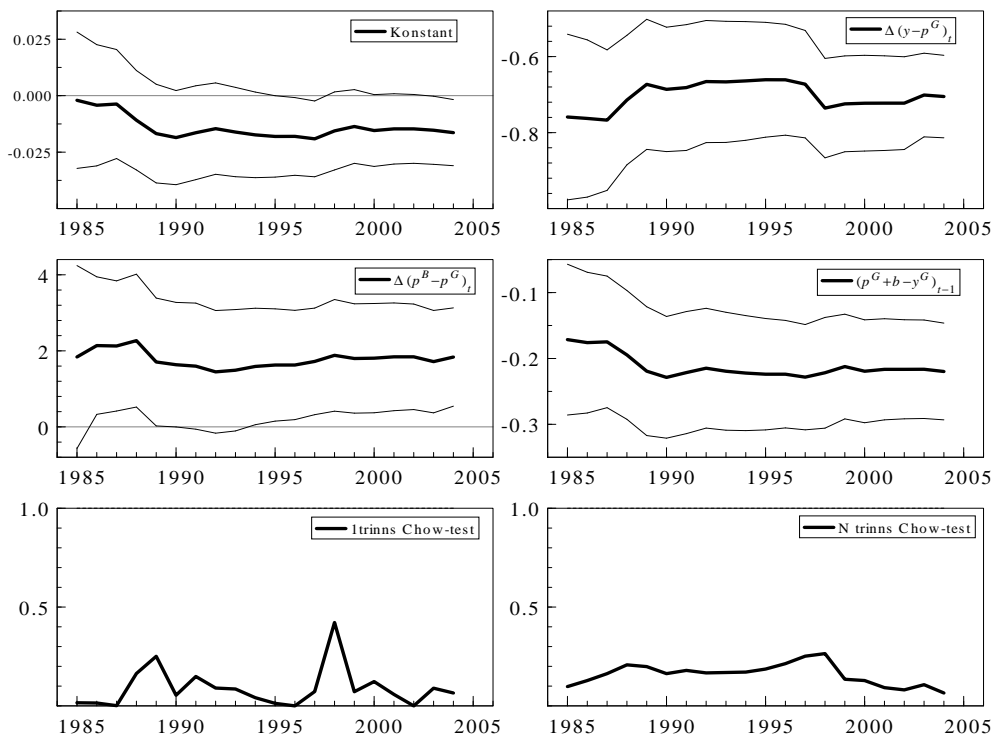
Endringer i driftsutgiftsandelen skyldes på kort sikt endringer i realinntekt og i relativ pris på driftsutgifter sammenlignet med samlede kommunale utgifter. Dersom realinntekten går opp, slår dette negativt ut på driftsutgiftsandelen gjennom at inntektsrammen øker mer enn utgiftsrammen. Noe av den økte realinntekten vil med andre

ord brukes til realinvestering eller finansinvestering, det vil si til å betale ned på eksisterende gjeld. Både økt realinvestering og økt finansinvestering vil etterhvert slå ut i økt driftsutgiftsandel gjennom økt kapasitet og bedret finansiell situasjon. Videre vil økte driftspriser utover øvrige kommunale utgifter øke driftsutgiftsandelen. Estimater for prisvridningseffekten har forventet fortegn. På sikt utgjør driftsutgiftsandelen selv det eneste likevektskorrigerende leddet i ligningen. Dersom driftsutgiftene utgjør en for stor andel av det totale inntektsnivået, vil dette gjennom budsjettbetingelsen i relasjon (1) føre til at sektoren forverrer sin finansielle situasjon, og dette reduserer etterhvert utgiftene som brukes til drift. For ligninger som bare har likevektskorrigerende gjennom sin endogene variabel, benytter vi kun den alternative testen for kointegrasjon med kjente koeffisienter:

Variabel	T	trend	laglengde	$t_{ecm}$	kritiske verdier		
					10%	5%	1%
<i>ecm</i>	32	0,05	0	-5,99**	-2,62	-2,96	-3,65

Estimatet for likevektskorrigeringen har en t-verdi på 5,99, slik at leddet er sterkt signifikant målt mot en kritisk verdi på -3,65 for 32 observasjoner. Dermed har vi støtte for at ligningen er balansert.

Relativ standardfeil er 1,14 prosent. Til sammenligning er relativ standardfeil i den opprinnelige driftsutgiftsligningen i (11) 1,25 prosent. Vi har altså økt forklaringskraften i denne spesifikasjonen. Vi har ikke forkastning av restleddsforutsetningene.



Figur 10: Rekursive plott av koeffisientene  $\pm 2$  estimerte standardfeil samt Chow-tester for spesifikasjon 1

Figuren viser rekursive plott for estimatene i ligningen på grunnlag av observasjoner fra 1985 til det aktuelle året, slik at estimatet for 1995 baserer seg på observasjoner fra 1985-1995. Plottet viser også parameterusikkerhet ved hjelp av de to ytterlinjene, som er koeffisientestimatet  $\pm 2$  standardfeil. Slik kan man få et inntrykk av hvor stabile anslagene er og hvor utslagsgivende enkeltobservasjoner har vært for estimatets størrelse. Det rekursive plottet til konstantleddet viser at størrelsen på estimatet har holdt seg på et relativt konstant nivå siden 1990. Estimatet falt i første del av den rekursive sampelperioden. Estimatet for kommunenes realinntekt har endret seg en del i løpet av perioden 1985-2005, men vi ser at det hele tiden har holdt seg innenfor 2 standardavvik. Videre ser vi at variabelestimatene for pris på driftsutgifter relativt til samlede kommunale utgifter og feilkorrigeringsleddet har holdt seg relativt konstante siden 1985. De har holdt seg vel innenfor to standardfeil i hele dette intervallet.

Vi har også inkludert grafiske plott fra to forskjellige Chow-tester, referert til som henholdsvis ett-trinnstesten og N-trinnstesten. Disse tester for konstante parametere og strukturelle brudd. De grafiske plottene er resultater fra en serie F-tester utført på enkeltår. Den vertikaleaksen er skalert slik at den øvre grensen på grafen viser kritisk verdi på 1%. Signifikante utslag, det vil si enkelttester i år der nullhypotesen om fravær av strukturelle brudd forkastes, viser seg som nivåer på grafen over eller lik 1. I dette tilfellet har vi ingen signifikante utslag. Vi har altså empirisk støtte for at det ikke foreligger noen strukturelle brudd i spesifikasjon 1.

Formelt sett utføres N-trinns Chow-testen i flere trinn. Først utføres det en regresjon på det første settet av data, som er regresjon av ligningen fram til bruddåret  $n$ . Feilleddene fra denne ligningen er  $RSS_U$ , modellen uten restriksjoner. Deretter utføres regresjon på data for hele perioden, altså før og etter bruddåret  $n$ . Feilleddene fra denne regresjonen er  $RSS_R$ , ligningen med restriksjoner, ettersom vi her forutsetter at vi ikke har brudd i år  $n$ .

Horisonten på testen er  $N$ , altså differansen i antall observasjoner mellom ligningen med og uten restriksjoner. Testobservatoren er

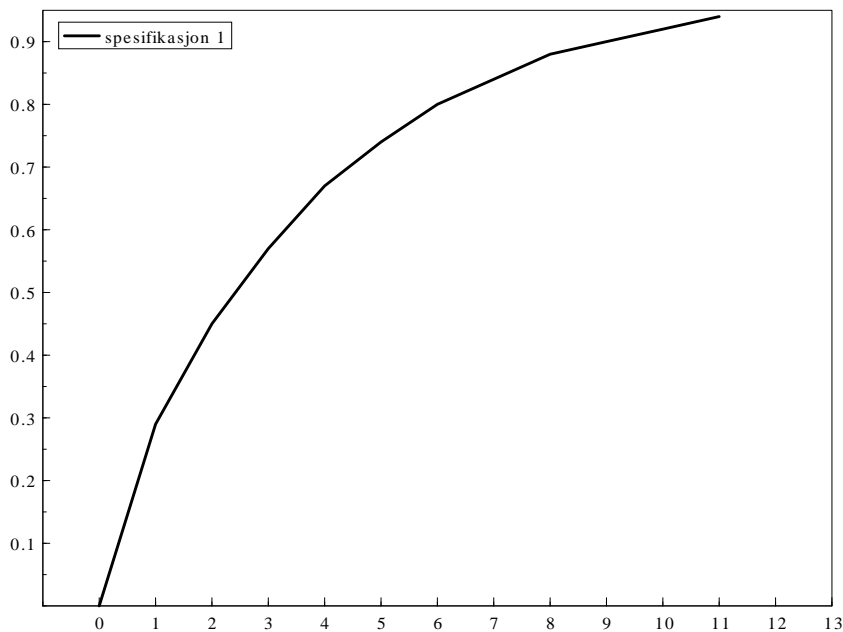
$$F = \frac{(RSS_R - RSS_U)}{RSS_U} \cdot \frac{n - k}{N}$$

som under nullhypotesen om fravær av strukturelle brudd er F-distribuert med  $(N, n-k)$  frihetsgrader. Her er  $k$  antall parametre i regresjonsligningen.

Forskjellen mellom de to testene ligger i hvordan  $N$ ,  $RSS_R$  og  $RSS_U$  er definert. I ett-trinnstesten er  $N$  konstant og lik 1, slik at framskrivningshorisonten ligger fast. For test av brudd i år 1986, foretas trinn 1 av testen på datavinduet 1973-1985 mens trinn 2 foretas på datavindu 1973-1986. Dersom 1986 er et år ikke kommer fra samme struktur som de andre årene, slik at det ikke er riktig å benytte den opprinnelige regresjonsligningen på dette året, vil vi få en betydelig feilleddsøkning i 1986. Dette vil i sin tur gjøre verdien på testobservatoren stor, og er den større enn kritisk verdi fra F-distribusjonen, vil dette gi utslag ved at nivået på grafen overstiger 1 i 1986. Da har vi forkastning av hypotesen om fravær av strukturelt brudd for dette året på 1 % signifikansnivå.

I N-trinnstesten er  $RSS_R$  feilleddene fra regresjonen i hele sampeelperioden, altså 1973-2004.  $RSS_U$  er nå regresjon på datavindu 1973-n, altså fra sampelestart til bruddår. Denne måten å sette opp testen på innebærer at fremskrivningshorisonten  $N$  går ned når vi beveger oss utover i grafen. Også her forkastes hypotesen om fravær av strukturelt brudd ved for høy verdi på testobservatoren.

Ett-trinnstesten avdekker med andre ord enkeltutslag, eller år med ekstreme verdier, mens N-trinnstesten er bedre egnet til å oppdage strukturelle brudd over flere år.



Figur 11: Effekten på driftsutgifter,  $p^B + b$ , av å øke kommunenes totalutgifter med 1 prosent i år 1. Inntektene med og uten gebyrer er her forutsatt å øke proporsjonalt

Figur 11 viser utviklingen i driftsutgifter når kommunesektoren får en permanent økning i inntekter på 1 prosent. Inntektsøkningen inntreffer i periode 1, og vi får en umiddelbar økning på 0,29 prosent. Etter 2 år har driftsutgiftene økt til over halvparten av inntektsøkningen, og etter 8 år brukes 90 prosent av utgiftene til drift. Etter 10 år har driftsutgiftene økt til 0,94, altså 94 prosent av inntektsøkningen. Det tar 20 år før inntektsøkningen har gitt tilsvarende økning i driftsutgifter. Det tar med andre ord tid før en økning i inntekter har gitt en tilnærmet like stor økning i driftsutgifter for kommunesektoren når vi legger *spesifikasjon 1* til grunn. Dette kan skyldes at driftsutgiftene for en stor del er bundet opp av kontrakter og tidligere utarbeidede budsjetter på kort sikt, slik at en del av inntektsøkningen går til å nedbetale gjeld. Det kan også skyldes realinvesteringer, som slår ut i økte driftsutgifter med et etterslep.

## 5.2 Spesifikasjon 2 (1973-2004)

Når kommunesektoren skal utarbeide budsjettene sine, må de forholde seg til Finansdepartementets anslag på skatteinntekter i det kommende budsjettåret. Anslaget kan være feil, og i så fall får kommunesektoren enten mer eller mindre skatteinntekter enn de hadde ventet. Avviket mellom faktiske og beregnede skatteinntekter kan være en forklaringsvariabel for aktivitetsnivået og driftsresultatet til kommunene, i alle fall på kort sikt. Nasjonalbudsjettet publiseres hvert år i september, og her gjøres anslaget for kommende skatteinntekter kjent. Revidert nasjonalbudsjett kommer så på forsommeren i budsjettåret med korrigerede skatteanslag, men det er grunn til å tro at kommunene først og fremst forholder seg til nasjonalbudsjettet ettersom budsjettet for en stor del er satt når ny informasjon om beregnede skatteinntekter foreligger. Tall for anslåtte og bokførte skatteinntekter er innhentet fra nasjonalbudsjettet.<sup>19</sup> På grunn av hovedrevisjonen av nasjonalregnskapet i 1995, er regnskapstallene for 1994 og 1995 beregnet. Det viser seg at Finansdepartementet gjennomgående har underestimert kommunesektorens skatteinntekter. I bare 9 av de 36 årene vi har tall for, har anslaget oversteget skatteinntektene. 7 av disse overestimatene har kommet i perioden etter 1989. Underestimatene har i snitt vært på 4 prosent, mens overestimatene i snitt har vært på 1 prosent. Samlet har Finansdepartementet underestimert med 2,7 prosent, noe som i 2005-budsjettet ville tilsvart nesten 2,9 milliarder kroner. Dette beløpet er stort, sett i lys av at den rødgrønne regjeringen gjennom statsbudsjettet for 2006 ga kommunene en ekstra bevilgning på 4 milliarder, noe som den gang ble sett på som et kraftig politisk løft.<sup>20</sup> Vi inkluderte dermed variabelen B\_AVVIK i datasettet vårt, beregnet som differansen mellom anslag og skatt i prosent av anslagens størrelse. Deretter ble den generelle modellen utvidet med denne variabelen på nivå- og endringsform. Avviket betraktes som en stasjonær variabel.<sup>21</sup>

---

<sup>19</sup>Se vedlegg B.

<sup>20</sup>Hole og Gjelsvik (2007).

<sup>21</sup>Se vedlegg A.



Regresjonen endte etter manuell modellreduksjon på følgende spesifikasjon:

$$\begin{aligned}
 \Delta(p^B + b - y^G)_t &= 0,12 \Delta(p^B + b - y^G)_{t-1} - 0,57 - 0,70 \Delta(y - p^G)_t \\
 &\quad (1,97) \qquad\qquad\qquad (2,01) \qquad\qquad (13,1) \\
 &+ 2,70 \Delta(p^B - p^G)_t + 1,84 \Delta(p^B - p^G)_{t-2} \\
 &\quad (4,16) \qquad\qquad\qquad (2,84) \\
 &- 0,26 (p^B + b - y^G)_{t-1} + 0,15 f\left(\frac{W}{Y^G}\right)_{t-1} \\
 &\quad (6,11) \qquad\qquad\qquad (2,24) \\
 &+ 0,14 (p^C - p^G)_{t-1} - 0,21 DUM2002 \\
 &\quad (2,08) \qquad\qquad\qquad (13,7) \\
 \sigma &= 0,0102, \quad R^2 = 0,941, \quad T = 1973 - 2004 = 32 \\
 \hline
 F_{AR1-1}(1, 22) &= 0,06 [0, 80] \\
 Normality test \chi^2(2) &= 1,26 [0, 53] \\
 F_{RESET}(1, 22) &= 3,28 [0, 08] \\
 F_{ARCH1-1}(1, 21) &= 0,79 [0, 38] \\
 F_{HETERO}(5, 17) &= 1,23 [0, 41] \\
 \hline
 \end{aligned}
 \tag{34}$$

Estimatet for anslagsfeilen var ikke signifikant, og anslagsfeilen ble fjernet fra spesifikasjonen da vi foretok modellreduksjon. Vi kom likevel fram til en alternativ spesifikasjon, der vi har kortsiktige avvik når realinntekten eller relative priser endres. Dersom realinntekten øker, reduseres andelen. En del av inntekten vil dermed brukes til å nedbetale gjeld. Videre øker driftsutgiftsandelen dersom prisen på drift øker relativt til prisene på kommunalsektorens samlede utgifter. Denne effekten har vi også for to perioder tilbake. Egendynamikken til regresjonen, det vil si estimatet for endringen i driftsutgiftsandelen en periode tilbake, er svakt signifikant med tilhørende p-verdi på 0,06. Men da vi fjernet denne variabelen, fikk vi brudd på forutsetningen om ikke-korrelerte feilledd. Vi valgte derfor å beholde variabelen i ligningen. Vi har likevektskorrigering gjennom den lineære kombinasjonen av driftsutgifter, gjeldsandel og relativ pris på privat konsum og kommunalt konsum. De diagnostiske testene godkjenner restleddsforutsetningene i regresjonen. Relativ standardfeil er på 1,02 prosent, mot 1,14 prosent i *spesifikasjon 1*. Disse to størrelsene er sammenlignbare fordi de tar hensyn til antall forklaringsvariable. Vi har altså økt sikkerheten i den nye spesifikasjonen.

Er modellspesifikasjonen balansert? I så fall må den lineære kombinasjonen mellom driftsutgiftsandel, gjeldsandel og relativ pris på privat konsum og kommunalt konsum resultere i et stasjonært restledd. OLS-regresjon der kommunenes totale utgiftsandel betraktes som avhengig variabel gir følgende resultat:

$$\begin{aligned}
 (p^B + b - y^G)_t &= - 1,34 - 0,55 f\left(\frac{W_t}{Y_t^G}\right) + 0,34 (p^C - p^G)_t \\
 &\quad (1,42) \qquad\qquad (2,50) \qquad\qquad (1,54) \\
 \sigma &= 0,0545, \quad T = 1970 - 2004 = 35
 \end{aligned}
 \tag{35}$$

Enhetsrot-test på residualene fra OLS-regresjonen gir videre:

Variabel	T	trend	laglengde	N	ADF	kritiske verdier		
						10%	5%	1%
residual	35	0,00	0	3	-3,56	-3,63	-3,99	-4,73

Enhetsrot-testen forkaster hypotesen om ikke-stasjonære feilledd, men vi er nær 10% signifikansnivå. Alternativtesten er klarere:

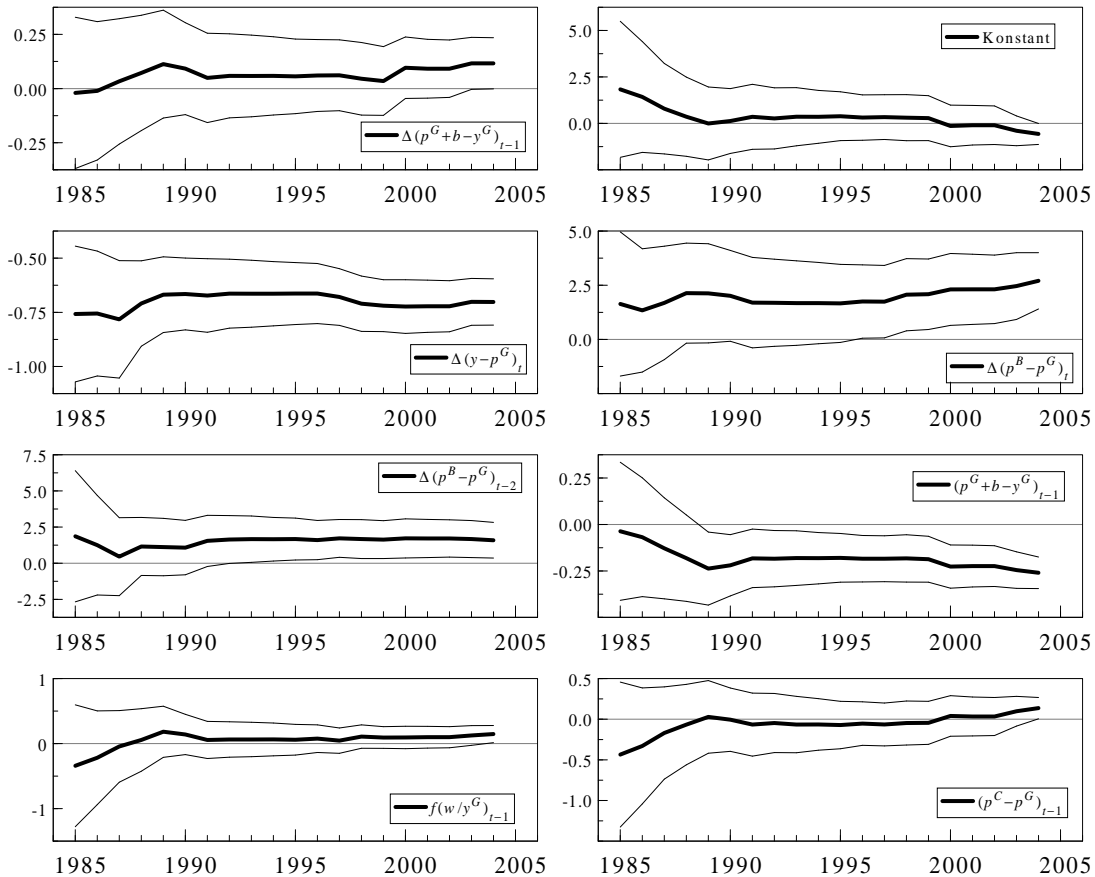
$$\begin{aligned}
 \Delta(p^B + b - y^G)_t &= -0,57 + 0,12 \Delta(p^B + b - y^G)_{t-1} + 2,70 \Delta(p^B - p^G)_t \\
 &\quad (6,33) \quad (1,97) \quad (4,76) \\
 &+ 1,59 \Delta(p^B - p^G)_{t-2} - 0,70 \Delta(y - p^G)_t \\
 &\quad (2,75) \quad (14,2) \\
 &- 0,26 ecm_{t-1} - 0,21 DUM2002 \\
 &\quad (6,53) \quad (14,4)
 \end{aligned}$$

(36)

$\sigma = 0,0098, T = 1973 - 2004 = 32$	
$F_{AR1-1}(1, 24)$	= 0,07 [0, 79]
Normality test $\chi^2(2)$	= 1,26 [0, 53]
$F_{RESET}(1, 24)$	= 3,25 [0, 08]
$F_{ARCH1-1}(1, 23)$	= 0,86 [0, 36]
$F_{HETERO}(11, 13)$	= 1,46 [0, 26]

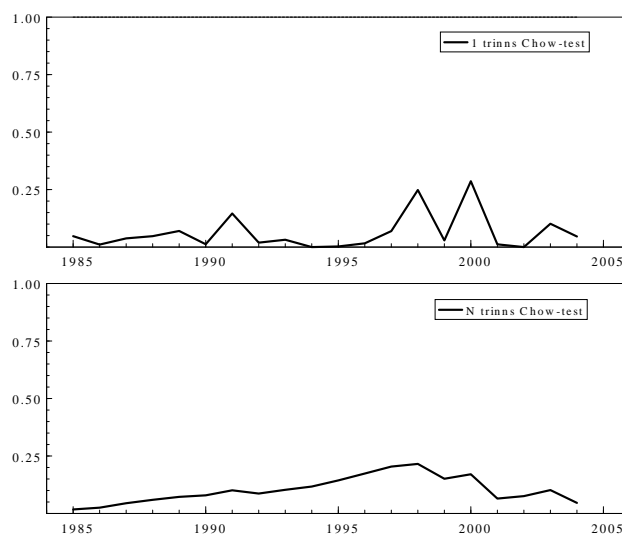
Variabel	T	trend	laglengde	$t_{ecm}$	kritiske verdier		
					10%	5%	1%
ecm	32	0,92	0	-6,53**	-2,62	-2,96	-3,65

Testobservatoren  $t_{ecm}$  har en verdi på  $-6,53$ , vel over den kritiske verdien på  $1\%$  signifikansnivå, som er den vanlige Dickey-Fuller verdien for enhetsrottesten når vi har konstant, ingen lag og  $32$  observasjoner i grunnmodellen. Vi har altså sterk støtte for likevektsjusteringen når vi legger dette testresultatet til grunn. Vi betrakter derfor modellspesifikasjonen i (34) som balansert.



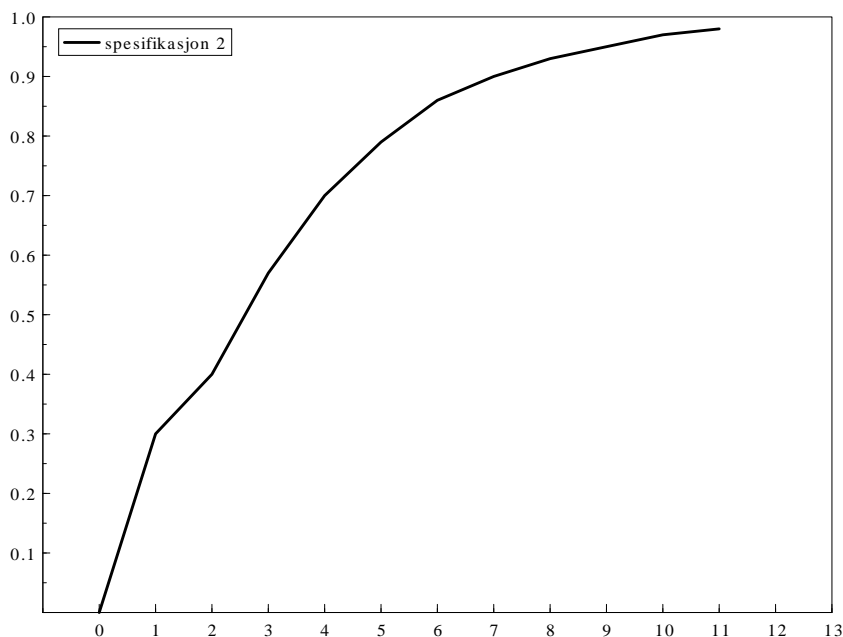
Figur 12: Rekursive plott av variablene  $\pm 2$  standardfeil for spesifikasjon 2

Rekursive plott ser lovende ut for spesifikasjon 2. Usikkerheten i de ulike estimatene reduseres betydelig ved trinnvis økning av observasjoner i estimeringen etter 1985. Konstantleddet har falt i verdi utover i sampelperioden. Fra og med 1989 har denne vært ganske stabil, men vi ser at det har endret fortegn i løpet av estimeringsperioden. Konstantledd som endrer seg mye i verdi kan være et tegn på feilspesifikasjon, ettersom utelatte variable vil fanges opp i dette leddet. Når det gjelder estimatet for endringen i driftsutgiftsandel fra to til et år tilbake i tid, ser vi at dette estimatet har mer usikkerhet i seg enn de andre estimatene, som stemmer overens med at estimatet i dette tilfellet ikke er signifikant. De øvrige estimatene holder seg godt innenfor to standardavvik.



Figur 13: Chowtester for spesifikasjon 2

Som vi ser av Chowtestene, holder nullhypotesen om parameterstabilitet.



Figur 14: Effekten på driftsutgifter,  $p^B + b$ , av å øke inntektene med 1 prosent i år 1. Inntektene med og uten gebyrer er forutsatt å øke proporsjonalt. I tillegg er kommunal gjeldsandel forutsatt å ligge fast, slik at kommunenes nettogjeld også øker med 1 prosent

Figuren over viser utviklingen i driftsutgifter når kommunale inntekter øker med 1 prosent i år 1. I beregningen er det forutsatt at inntektsøkningen ikke påvirker utviklingen i netto formuesandelen. Dette er gjort fordi det er vanskelig å si noe om hva slags effekt inntektsøkningen har på utviklingen i kommunesektorens netto formue. Til det trenger vi en velspesifisert ligning for netto formuen. Med denne spesifikasjonen lagt til grunn

øker driftsutgiftene med 30 prosent umiddelbart. Etter 2 år har nivået på driftsutgiftene økt til over halvparten av inntektsøkningen, og etter 10 år etter har driftsutgiftene økt til 98 prosent inntektsøkningen. Det tar 14 år før inntektsøkningen har gitt fullt utslag på driftsutgiftene. Vi har dermed en tilpasning som er noe raskere enn *spesifikasjon 1*, og dette skyldes at feiljusteringen i driftsutgiftene er noe høyere. Ellers er det dynamiske forløpet er nokså likt i de to spesifikasjonene. Det tar også i denne spesifikasjonen tid før endringer i statlige virkemidler slår fullt ut på den kommunale etterspørselen.

### 5.3 Spesifikasjon 3 (1974-2004)

Vi har så langt ikke inkludert rentenivået i informasjonssettet for å utlede ligningen for driftsutgifter. Kan en alternativ spesifikasjon med rentenivået som forklaringsvariabel forbedre regresjonen? Det er ikke utenkelig at kommunesektoren særlig på sikt vil måtte ta innover seg et høyt realrentenivå og tilpasse også driftsaktiviteten deretter. En arbeidshypotese er derfor at kommunal gjeldsandel og realrentenivået har samme stokastiske forløp og at disse dermed kan utgjøre en kointegrerende sammenheng i ligningen for løpende driftsutgifter. På kort sikt er det også mulig at endringer i nominelt rentenivå kan endre kommunenes driftsutgiftsandel. Dette er imidlertid kun antatt å ha en effekt etter dereguleringen av kredittmarkedet i 1984. En generell modell som inkluderte nominell rente på endringsform og realrente på nivåform ble forenklet, og vi kom fram til følgende modell:

$$\begin{aligned}
 \Delta(p^B + b - y^G)_t &= - 0,02 - 0,73 \Delta(y - p^G)_t + 2,35 \Delta(p^B - p^G)_t \\
 &\quad (2,76) \quad (15,8) \quad (4,14) \\
 &+ 0,42 (STEP85 * \Delta RNOK)_t - 0,25 (p^B + b - y^G)_{t-1} \\
 &\quad (3,05) \quad (6,74) \\
 &- 0,22 DUM2002 \\
 &\quad (15,4)
 \end{aligned}
 \tag{37}$$


---

$\sigma = 0,0096,$	$R^2 = 0,941,$	$T = 1974 - 2004 = 31$
$F_{AR1-1}(1, 24)$	$= 0,57$	$[0, 46]$
$Normality\ test\ \chi^2(2)$	$= 0,99$	$[0, 61]$
$F_{RESET}(1, 24)$	$= 2,42$	$[0, 13]$
$F_{ARCH1-1}(1, 23)$	$= 2,78$	$[0, 11]$
$F_{HETERO}(9, 15)$	$= 0,82$	$[0, 61]$

Her er variabelen  $\Delta RNOK$  endringen i nominell rente og  $STEP85$  er en stepvariabel som antar verdien 0 før 1985 og 1 deretter.  $STEP85 * \Delta RNOK$  uttrykker dermed endringer i driftsutgiftsandelen som fra og med 1985 kan spores tilbake til endret nominelt rentenivå. Vi oppnådde ikke signifikante koeffisientestimater for realrenta og gjeldsandelen, så vi har ikke lyktes i å finne en alternativ kointegrasjonssammenheng. I ligning (37) har vi likevektskorrigering gjennom forrige periodes omfang av driftsutgifter, som har en

dempende effekt på driftsutgiftene.

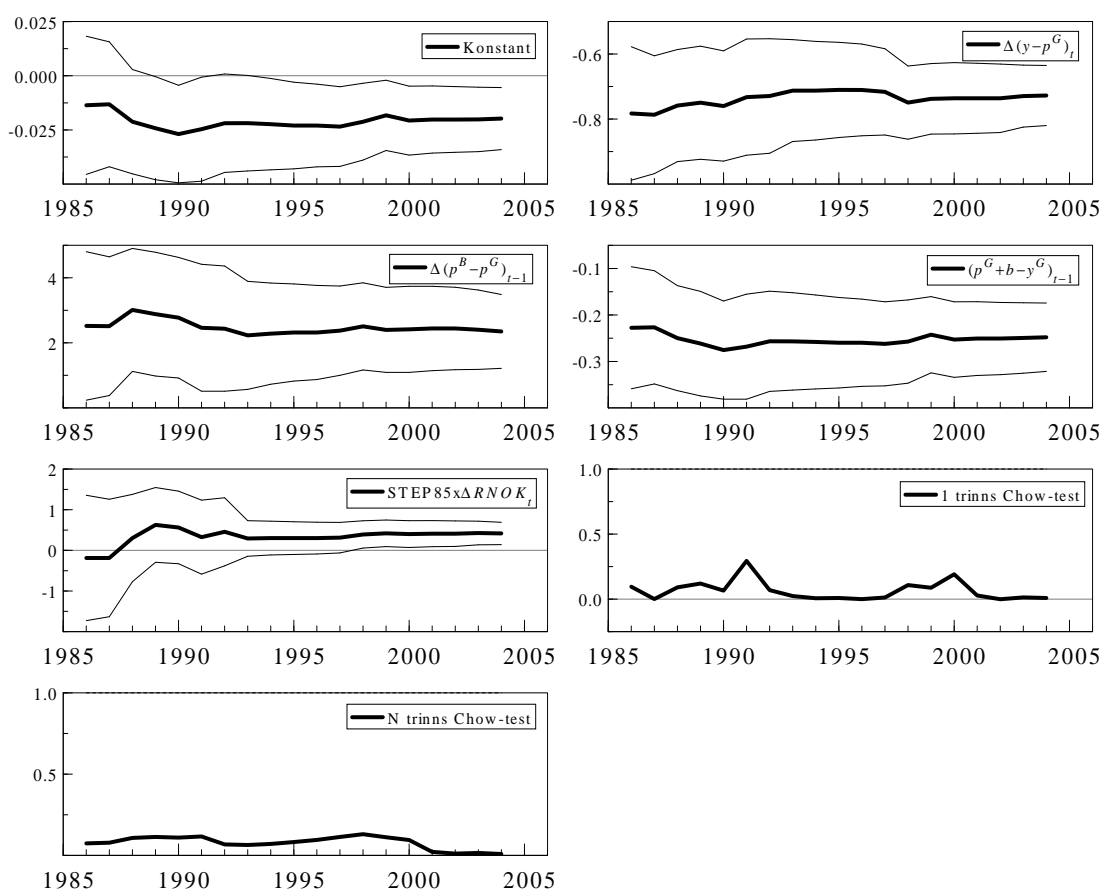
Variabel	T	trend	laglengde	$t_{ecm}$	kritiske verdier		
					10%	5%	1%
<i>ecm</i>	31	0,05	0	-6,74**	-2,62	-2,96	-3,66

Estimatet for likevektkorrigeringen har en t-verdi på  $-6,74$ , slik at estimatet er sterkt signifikant målt mot en kritisk verdi på  $-3,66$  for 31 observasjoner. Dermed har vi støtte for at ligningen er balansert. Endringer på kort sikt skyldes endringer i kommunal realinntekt og priser. Etter 1985 skyldes kortsiktige avvik også endringer i nominelt rentenivå. Estimatet for renteendringen er positivt, hvilket er et overraskende resultat. Et høyere rentenivå øker dermed driftsutgiftene til kommunesektoren. Økt rente vil ha to effekter på driftsutgiftsandelen. Den ene effekten går gjennom virkningen renteøkningen har på totalinntektene til kommunesektoren. Renta øker i oppgangstider, kjennetegnet ved høy reallønn og lav arbeidsledighet. I slike perioder vil skattenivået øke. Samtidig vil økt kjøpekraft for kommunenes innbyggere drive gebyrinntektene opp gjennom relasjon (3). Dermed vil kommunene få bedret sine økonomiske utsikter, og dette vil reflekteres gjennom at totalinntektene øker. Den andre effekten går gjennom driftsutgiftene. Når renta øker, må kommunesektoren bruke en større andel av budsjettet sitt til å betale gjeld. Dette vil føre til at en mindre andel av totalinntektene går til drift. Samtidig vil lav arbeidsledighet føre til at kommunesektoren sparer driftsutgifter gjennom reduserte trygdeutbetalinger. Isolert sett vil effekten via driftsutgiftene ha en dempende effekt på driftsutgiftsandelen. Når vi ser at estimatet for virkningen av nominell rente faktisk er positivt, kan dette bety at det positive bidraget fra totalinntektene dominerer over den negative effekten fra gjeldsbetalingene.

Spesifikasjonen er en direkte utvidelse av *spesifikasjon 1*. De to spesifikasjonene er like med unntak av estimatet for nominelle renteendringer i den siste spesifikasjonen. Inkluderingen av den kortsiktige renteeffekten har imidlertid vesentlig bedret modellens forklaringskraft målt ved relativt standardavvik, fra et nivå på 1,14 prosent i *spesifikasjon 1* til et nivå på 0,96 prosent i *spesifikasjon 3*. Mens begge de tidligere spesifikasjonene er resultater av manuell modellreduksjon, har vi kommet fram til den siste ved å kjøre programmet PcGets<sup>22</sup>, som finner fram til den statistisk mest egnede spesifikasjonen ved å undersøke alle mulige forenklinger av den generelle ligningen. Det er en styrke for *spesifikasjon 3* at manuell og programvarebasert modellreduksjon har resultert i de samme forklaringsvariablene.

Det estimerte standardavviket til spesifikasjonen på 0,96 prosent er også lavere sammenlignet med *spesifikasjon 2*. Forklaringskraften, målt ved verdien på  $R^2$ , er i begge tilfeller 0,94. Mer eksakt er den 0,940955 i *spesifikasjon 3* og 0,940521 i *spesifikasjon 2*. Forklaringskraften til en regresjonsligning øker med antall forklaringsvariable, så når *spesifikasjon 2* har lik forklaringskraft opp til tredje desimal, er dette også et testresultat som styrker *spesifikasjon 3*. Videre viser de diagnostiske testene ikke brudd på OLS-forutsetningene.

<sup>22</sup>PcGets versjon 1.0, se Hendry og Krolzig (2001).



Figur 15: Rekursive plott av variablene  $\pm 2$  standardfeil og Chow-tester for spesifikasjon 3

Rekursive plott viser at vi har stabile estimater. Det er heller ingen tegn til strukturelle brudd eller utslagsgivende enkeltobservasjoner utfra Chow-testene.

Men vi har en utfordring. Gir renteeffektsestimatet mening? For å teste holdbarheten i tolkningen av det positive estimatet på renteeffekten, kan det være interessant å se om arbeidsledigheten virker negativt på driftsutgiftene. Dersom økt kommunal inntekt i perioder med høykonjunktur virkelig dominerer over reduserte driftsutgifter, skulle man ved utvidelse av spesifikasjon 3 forvente et negativt estimat for arbeidsledigheten. Et signifikant estimat for denne variabelen styrker antagelsen om at ledighetsnivået har avgjørende effekt på driftsutgiftsandelen.

$$\begin{aligned}
\Delta(p^B + b - y^G)_t &= - 0,02 - 0,74 \Delta(y - p^G)_t + 2,69 \Delta(p^B - p^G)_t \\
&\quad (2,71) \quad (15,8) \quad (4,41) \\
&+ 0,36 (STEP85 * \Delta RNOK)_t - 0,01 (STEP85 * \Delta U)_t \\
&\quad (2,58) \quad (1,38) \\
&- 0,24 (p^B + b - y^G)_{t-1} - 0,22 DUM2002 \\
&\quad (6,65) \quad (15,7)
\end{aligned}$$

(38)

$\sigma = 0,0094, R^2 = 0,945, T = 1974 - 2004 = 31$	
$F_{AR1-1}(1, 23)$	$= 0,61 [0, 44]$
$Normality\ test\ \chi^2(2)$	$= 2,59 [0, 27]$
$F_{RESET}(1, 23)$	$= 1,67 [0, 21]$
$F_{ARCH1-1}(1, 22)$	$= 3,17 [0, 09]$
$F_{HETERO}(11, 12)$	$= 0,48 [0, 88]$

Her er variabelen  $U$  nivået på arbeidsledigheten og  $\Delta U$  er årlig endring. Endringen i ledighetsnivå inngår på samme måte som endringen i rentenivå, det vil si at den er multiplisert med en stepdummy for 1985. Effekten fra arbeidsledigheten inngår dermed som forklaringsvariabel fra og med 1985. Som vi ser av regresjonen, oppnår vi ikke signifikant koeffisientestimat for ledighetsendringen. Estimaten har en p-verdi på 0,18. Antagelsen om at ledigheten har betydning for driftsutgiftsandelen holder seg altså ikke i økonometrisk forstand. Imidlertid ser vi at de andre forklaringsvariablene ikke opplever sterk endring i estimatstørrelse og signifikansnivå. Nullhypotesene i de diagnostiske testene beholdes også. Som helhet holder ligningen når vi utvider med ledigheten. Vi tilfører i alle fall ikke noe misvisende til ligningen.

For å undersøke relasjonen nærmere, estimerte vi en ligning som inkluderte effekten av ledighetsendringen og ekskluderte effekten av renteendringen:

$$\begin{aligned}
\Delta(p^B + b - y^G)_t &= - 0,02 - 0,73 \Delta(y - p^G)_t + 2,70 \Delta(p^B - p^G)_t \\
&\quad (2,77) \quad (14,2) \quad (4,41) \\
&- 0,01 (STEP85 * \Delta U)_t - 0,25 (p^B + b - y^G)_{t-1} \\
&\quad (1,99) \quad (6,15) \\
&- 0,22 DUM2002 \\
&\quad (14,0)
\end{aligned}$$

(39)

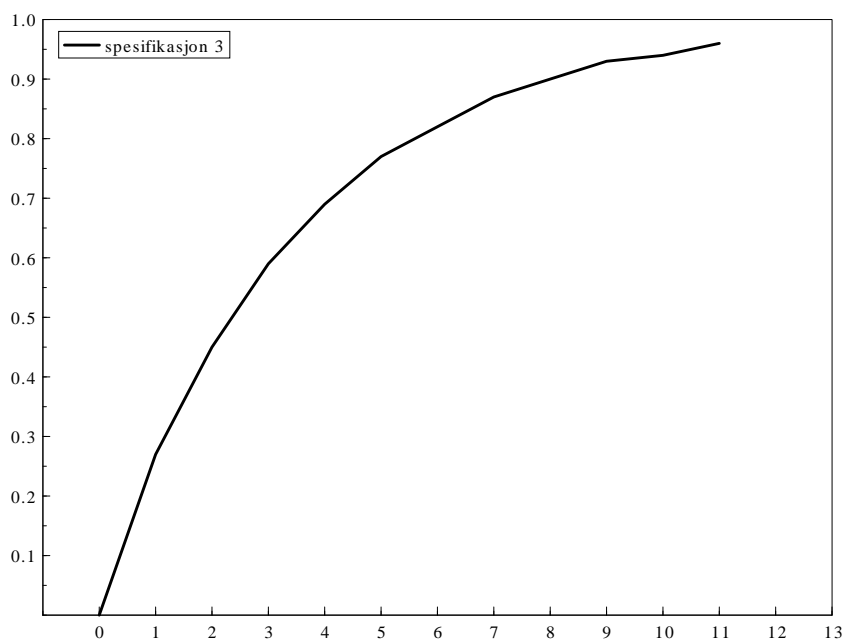
$\sigma = 0,0105, R^2 = 0,930, T = 1974 - 2004 = 31$	
$F_{AR1-1}(1, 24)$	$= 0,08 [0, 78]$
$Normality\ test\ \chi^2(2)$	$= 7,32 [0, 03]^*$
$F_{RESET}(1, 24)$	$= 1,94 [0, 18]$
$F_{ARCH1-1}(1, 23)$	$= 2,56 [0, 12]$
$F_{HETERO}(9, 15)$	$= 0,45 [0, 89]$

Når vi utelater effekten av renteendringen, ser vi at sikkerheten i estimaten for effekten av arbeidsledigheten bedrer seg. P-verdien har gått ned fra 0,18 til 0,06. Estimaten



er nær økonometrisk signifikans på 5% signifikansnivå. De øvrige forklaringsvariablenes koeffisienter har t-verdier som holder seg både i anslagsstørrelse og signifikansnivå. Modellen er derfor robust overfor om vi velger å ha med renteeffekten eller ledighetseffekten som forklaringsvariabel. Ettersom vi ikke har fått et signifikant estimat for virkningen av ledigheten, har vi ikke oppnådd uforbeholden støtte for antagelsen om renteendringens virkning på driftsutgiftsandelen. Men vi har heller ikke funnet sterke motbevis. Regresjonen viser at tilstanden i økonomien har betydning for kommunesektorens driftstilpasning på kort sikt.

Imidlertid forkastes hypotesen om normalfordelte restledd på 5% signifikansnivå. Det er derfor ikke riktig å bruke kritiske verdier for t-fordelingen som utgangspunkt for hypotesetesting. Som vi ser, holder de øvrige diagnostiske testene, og fremfor alt autokorrelasjonstesten. Vi antar at t-testene holder som en god tilnærming.



Figur 16: Effekten på driftsutgifter,  $p^B + b$ , når inntektene øker med 1 prosent. I beregningen har vi forutsatt at inntektene med og uten gebyrer øker proporsjonalt

Figur 16 viser utviklingen i driftsutgiftene når kommunesektoren får en økning i totalinntektene på 1 prosent. Som vi ser, er det betydelige tregheter i kommunenes driftstilpasning også med denne modellspesifikasjonen. I den perioden inntektsøkningen inntreffer, får vi en umiddelbar økning i driftsutgiftsandelen på 0,27, eller 27 prosent av inntektsøkningen. Etter to perioder har driftsutgiftsandelen økt til over 50 prosent, og etter ti perioder har den økt til 96 prosent. Det tar 18 år før inntektsøkningen har ført til en like stor utgiftsøkning.

## 5.4 Spesifikasjon 4 (1973-2004)

Den prosentvise anslagsfeilen  $B\_AVVIK$ , som kan tolkes som en overraskende økning i skatteinntekter, og dermed i frie inntekter, falt altså ut ved manuell modellreduksjon. At denne anslagsfeilen ikke påvirker kommunalsektorens langsiktige tilpasning av driftsutgifter, er naturlig. I og med at anslagsfeilen er en overraskende inntektsøkning eller inntektsreduksjon, er det ikke mulig for sektoren å reagere systematisk på denne inntekten. I en egen regresjon testet vi dette eksplisitt ved å la kommunesektoren få muligheten til å tilpasse seg til både forventet og faktisk realinntekt i langsiktstilpasningen. Estimater for virkningen av forventet inntekt var ikke signifikant ulik null. Dermed påla vi ingen langsiktsrestriksjoner i ligningen, men splittet opp den kortsiktige tilpasningen i forventet realinntekt ( $y^e - p^G$ ) og overraskende inntekt ( $B\_AVVIK$ ):<sup>23</sup>

$$\begin{aligned}
 \Delta(p^B + b - y^G)_t &= -0,68 - 0,62 \Delta(y^e - p^G)_t + 1,42 \Delta(p^B - p^G)_t \\
 &\quad (2,18) \quad (10,9) \quad (2,02) \\
 &- 0,33 (p^B + b - y^G)_{t-1} - 0,07 (p^D + d - y^G)_{t-1} \\
 &\quad (6,48) \quad (2,27) \\
 &- 0,25 f\left(\frac{W_t}{Y^G}\right)_{t-1} - 0,21 (p^C - p^G)_{t-1} \\
 &\quad (2,85) \quad (2,58) \\
 &- 0,59 (B\_AVVIK)_t + 0,39 (B\_AVVIK)_{t-1} \\
 &\quad (7,61) \quad (4,75) \\
 &- 0,22 DUM2002 \\
 &\quad (15,4) \\
 \sigma &= 0,0106, \quad R^2 = 0,939, \quad T = 1973 - 2004 = 32 \\
 \hline
 F_{AR1-1}(1, 21) &= 0,26 [0, 61] \\
 Normality test \chi^2(2) &= 4,68 [0, 10] \\
 F_{RESET}(1, 21) &= 0,19 [0, 67] \\
 F_{ARCH1-1}(1, 20) &= 0,76 [0, 39] \\
 F_{HETERO}(17, 4) &= 0,27 [0, 97] \\
 \hline
 \end{aligned}
 \tag{40}$$

Kommunesektoren tilpasser seg til en uventet skatteinntektsøkning både momentant og i perioden etter. I samme år som inntekten inntreffer, reduseres driftsutgiftsandelen, hvilket betyr at kommuneforvaltningen ikke bruker hele ekstraintekten i samme år som overføringen skjer. I det etterfølgende året øker driftsutgiftsandelen. Det signifikante estimatet for anslagsfeilen i periode t-1 gir dermed en mellomlangsiktig effekt for hvordan sektoren tilpasser seg en uventet skatteøkning.<sup>24</sup> Dette resultatet gir god økonomisk mening - budsjettet er for en stor del utarbeidet når det første anslaget på faktisk skat-

<sup>23</sup>De to variablene er definert som henholdsvis  $y^E = \log(\text{anslag})$  og  $B\_AVVIK = \frac{y^E - y}{y}$ . Tallgrunnlaget for estimeringen er vedlagt i vedlegg C.

<sup>24</sup>Anslagsfeilen kan være både negativ og positiv. Denne variabelen lar seg dermed ikke log-transformere på lik linje med de andre variablene. Estimater for anslagsfeilene i periode t og t-1 kan derfor ikke tolkes som elastisiteter.

teinntekt blir gjort kjent gjennom nasjonalbudsjettet. Det er derfor begrenset hvor stor del av denne inntekten sektoren anvender til drift i inneværende budsjettår. I året etter, når sikrere tall for fjorårets skatteinntekter foreligger, er det naturlig for sektoren å bruke mer penger på drift.

Vi har likevekstkorrigerings gjennom nivået på driftsutgiftsandelen, depresieringsandelen, netto formuesandelen og relativ pris mellom private og kommunale utgifter.

Kointegrasjonstester gir igjen sprikende resultater:

$$\begin{aligned}
 (p^B + b - y^G)_t &= - 1,02 + 0,20 (p^D + d - y^G)_t \\
 &\quad (1,09) \quad (1,82) \\
 &+ 0,75 f\left(\frac{W_t}{Y_t^G}\right)_t + 0,20 (p^C - p^G)_t \\
 &\quad (3,13) \quad (1,82) \\
 \sigma &= 0,0565, \quad T = 1970 - 2004 = 35
 \end{aligned}$$

Enhetsrot-test på residualene fra OLS-regresjonen gir videre:

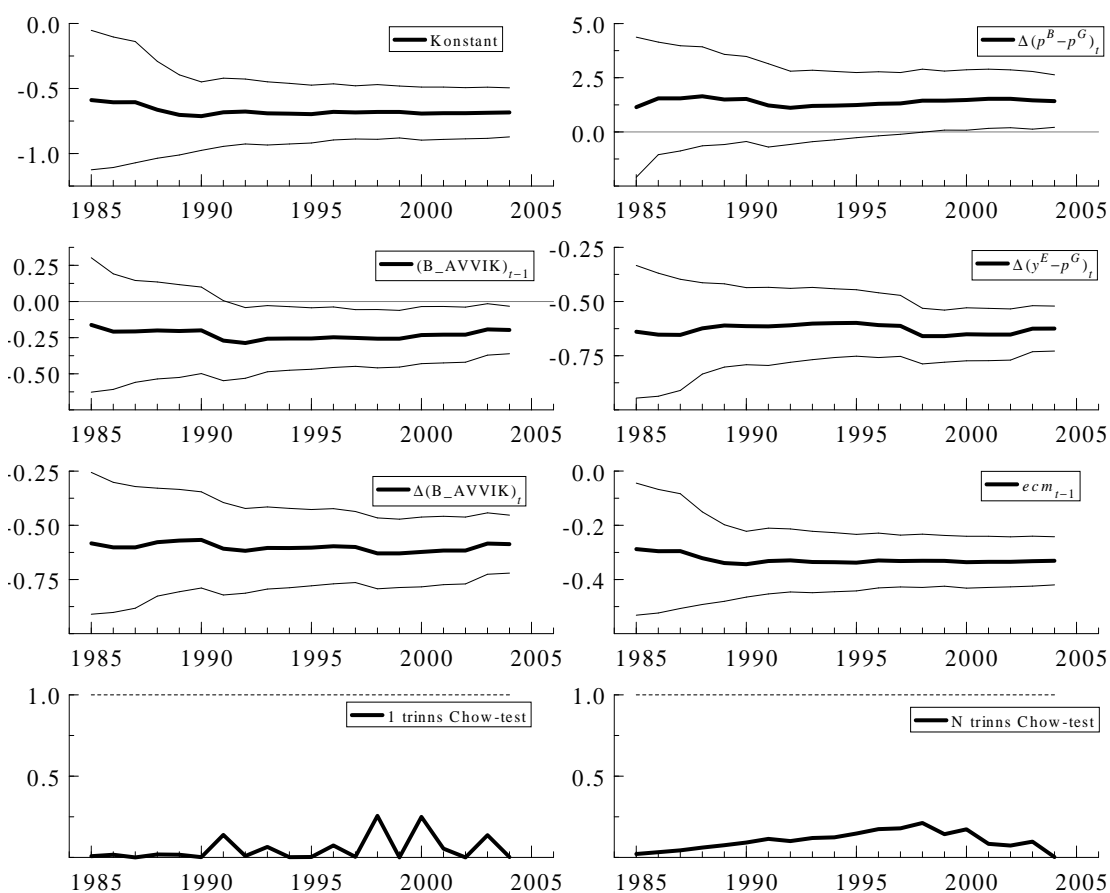
Variabel	T	trend	laglengde	N	ADF	Kritiske verdier		
						10%	5%	1%
residual	35	0,84	0	4	-3,10	-4,08	-4,46	-5,24

Enhetsrot-testen forkaster også her hypotesen om ikke-stasjonære feilledd. Alternativtesten gir:

$$\begin{aligned}
 \Delta(p^B + b - y^G)_t &= - 0,68 + 1,42 \Delta(p^B - p^G)_t - 0,70 \Delta(y^E - p^G)_t \\
 &\quad (2,18) \quad (2,35) \quad (14,2) \\
 &- 0,59 \Delta(B\_AVVIK)_t - 0,20 (B\_AVVIK)_{t-1} \\
 &\quad (8,79) \quad (2,40) \\
 &- 0,33 ecm_{t-1} - 0,19 DUM2002 \\
 &\quad (7,46) \quad (12,5) \\
 \sigma &= 0,0099, \quad T = 1973 - 2004 = 32 \\
 \hline
 F_{AR1-1}(1, 24) &= 0,28 [0, 60] \\
 Normality test \chi^2(2) &= 4,68 [0, 10] \\
 F_{RESET}(1, 24) &= 0,19 [0, 67] \\
 F_{ARCH1-1}(1, 23) &= 0,87 [0, 36] \\
 F_{HETERO}(11, 13) &= 0,72 [0, 71] \\
 \hline
 \end{aligned}
 \tag{41}$$

Variabel	T	trend	laglengde	$t_{ecm}$	kritiske verdier		
					10%	5%	1%
ecm	32	1,88	0	-7,46**	-2,62	-3,56	-4,27

Igjen gir alternativtesten sterk støtte til kointegrasjonssammenhengen. Testobservatoren  $t_{ecm}$  har en verdi på  $-7,46$ , og forkaster nullhypotesen på 1% signifikansnivå. Kritisk verdi for enhetsrottesten er i dette tilfellet justert for at vi har konstant og trend (t-verdien er 1,88, mot kritisk verdi på 1,5) og 32 observasjoner i grunnmodellen. Vi betrakter derfor modellspesifikasjonen i (40) som balansert.



Figur 17: Rekursive plott av variablene  $\pm 2$  standardfeil og Chow-tester, spesifikasjon 4

Figur 17 viser rekursive plott når likevektskorrigeringen, som utgjøres av leddet  $ecm$ , har erstattet de ulike nivåvariablene, slik at ligning (40) er uttrykt som feilkorrigeringsmodell. Figuren viser at ligningen er velspesifisert - det er ingen av variablene som har parameterustabilitet, og det er ingen tegn til strukturelle brudd. Parametersikkerheten i feilkorrigeringsvariabelen er god, noe som underbygger vår antagelse om at spesifikasjonen er balansert.

## 5.5 Spesifikasjon 5 (1973-2004)

Til nå har vi behandlet kommunenes inntekter som en aggregert størrelse. I virkeligheten får kommunal sektor sine inntekter enten som øremerkede midler bevilget til helt bestemte formål eller som frie midler de selv bestemmer bruken av. En øremerket inntektsøkning skal i teorien motsvares av en like stor utgiftsøkning samme år. Det er grunn til å tro at tilpasningen er en helt annen dersom inntektsøkningen kan disponeres fritt. Langørgen og Aaberge (2006) undersøker inntektselastisiteten for en rekke kommunale tjenester ved økt rammetilskudd. Modellen de benytter er KOMMODE, SSBs simultanmodell for beregning av kommunenes økonomiske tilpasning. Hovedfunnene fra analysen viser at nasjonale velferdstjenester som utdanning, pleie og omsorg, sosialhjelp og barnevern blir prioritert forholdsvis lavt når kommunene får ekstra inntekter. Dette er tunge utgiftsposter for

kommunene. Det er derfor ikke usannsynlig at inntektselastisiteten for økte frie inntekter fraviker betydelig fra inntektselastisiteten for økte øremerkede inntekter.

Tallene for øremerkede overføringer er innhentet fra Kommunal og Regionaldepartementets Rapport fra Det tekniske beregningutvalg for kommunal og fylkeskommunal økonomi (TBU) for desember 2005 og februar 1995. Vi splittet opp variabelen for endringer i kommunesektorens realinntekt,  $\Delta(y - p^G)$ , i  $\Delta(y^F - p^G)$  og  $\Delta(y^B - p^G)$ , det vil si i endringer i henholdsvis kommunesektorens frie og bundne inntekter.<sup>25</sup> Tallserien for frie og bundne overføringer starter i 1986, da det nye inntektssystemet for statlige overføringer trådte i kraft, og er rapportert i vedlegg C. For å øke kommunalsektorens handlefrihet, ble 50 av de øremerkede tilskuddene erstattet med rammetilskudd dette året.<sup>26</sup> Den opprinnelige inntektsvariabelen,  $\Delta(y - p^G)$ , er benyttet før 1986. Den statistisk beste spesifikasjonen<sup>27</sup> vi kom fram til var:

$$\begin{aligned}
 \Delta(p^B + b - y^G)_t &= - 0,01 \\
 &\quad (1,23) \\
 &- 0,66 \text{ STEP86} * \Delta(y - p^G)_t - 0,14 \text{ B\_AVVIK}_t \\
 &\quad (9,29) \qquad \qquad \qquad (1,97) \\
 &- 0,69 (1 - \text{STEP86}) * \Delta(y^F - p^G)_t \\
 &\quad (11,6) \\
 &- 0,12 (1 - \text{STEP86}) * \Delta(y^B - p^G)_t \\
 &\quad (7,47) \\
 (42) \quad &+ 1,45 \Delta(p^B - p^G)_t - 0,21 (p^B + b - y^G)_{t-1} \\
 &\quad (2,26) \qquad \qquad \qquad (5,74) \\
 &- 0,25 \text{ DUM2002} \\
 &\quad (13,4) \\
 &\quad \sigma = 0,0103, \quad R^2 = 0,938, \quad T = 1973 - 2004 = 32 \\
 &\quad \hline
 &\quad F_{AR1-1}(1, 23) \qquad \qquad = 0,82 [0, 37] \\
 &\quad \text{Normality test } \chi^2(2) \qquad = 0,76 [0, 68] \\
 &\quad F_{RESET}(1, 22) \qquad \qquad = 0,78 [0, 39] \\
 &\quad F_{ARCH1-1}(1, 21) \qquad \qquad = 0,07 [0, 80] \\
 &\quad F_{HETERO}(13, 10) \qquad \qquad = 0,43 [0, 92] \\
 &\quad \hline
 \end{aligned}$$

---

<sup>25</sup>De to variablene er definert som  $y^F = \log(\text{øremerkede overføringer})$  og  $y^B = \log(\text{øremerkede overføringer})$ .

<sup>26</sup>Hole og Gjelsvik (2007).

<sup>27</sup>STEP86 er en stepdummy som antar verdien 1 fram til 1986 og 0 i resten av perioden. STEP86 \*  $\Delta(y - p^G)_t$  er dermed en variabel som uttrykker endringer i realinntekt i perioden 1970-1986. (1 - STEP86) er en stepdummy som antar verdien 0 til og med 1986 og 1 deretter, slik at (1 - STEP86) \*  $\Delta(y^F - p^G)_t$  uttrykker endringer i frie inntekter i perioden 1987-2004, mens (1 - STEP86) \*  $\Delta(y^B - p^G)_t$  uttrykker endringer i bundne inntekter i samme periode.

I følge denne spesifikasjonen reduseres driftsutgiftsandelen på kort sikt dersom realinntekten øker. Før 1987 reduseres andelen umiddelbart med 0,66 prosent ved en inntektsøkning på 1 prosent, hvilket innebærer en inntektselastisitet på 0,34 første år. En betydelig del av inntektsøkningen går altså til å bedre kommuneforvaltningens finansielle situasjon eller til å øke realinvesteringene. Fra og med 1987 har vi to ulike inntektselastisiteter. Siden de frie inntektene utgjør en betydelig større andel av totalinntektene enn de bundne eller øremerkede inntektene, blir elastisitetene for disse inntektsartene noe annerledes enn de estimerte elastisitetene som fremkommer i spesifikasjon (42). I en situasjon der kommunesektorens frie inntekter øker til et nivå som tilsvarer 1 prosent av totalinntektene, må disse inntektene økes med om lag 1,2 prosent.<sup>28</sup> Dette innebærer en førsteårselastisitet for frie inntekter på om lag 0,2 prosent. Ved en tilsvarende totalinntektsøkning der økningen kommer som øremerkede midler, må disse midlene økes med 5 prosent. Dette tilsvarer en førsteårselastisitet på 0,4 prosent for øremerkede midler. Med denne spesifikasjonen lagt til grunn, har altså bundne overføringer ikke en momentan inntektselastisitet på 1, slik man i teorien skulle vente. Men en øremerket overføring vil utløse en større driftsutgiftsøkning enn den samme overføringen gitt som fri inntekt.

Dersom vi lar totalinntekten ligge fast og øker sektorens øremerkede inntekt med en prosent av totalinntekten, vil dette gå på bekostning av frie inntekter. Disse må tilsvarende reduseres med 0,2 prosent med våre andeler, noe som innebærer en driftsutgiftsøkning på om lag 25 prosent. Dette kan være en aktuell problemstilling i en situasjon det kommunesektoren pålegges å utføre en oppgave uten en tilsvarende økning i tilskudd.

Spesifikasjonen har også en effekt gjennom en overraskende skatteinntektsøkning. Dersom skatteinntektene er høyere enn kommunesektoren fikk signaler om gjennom nasjonalbudsjettet, slik at  $B\_AVVIK$  er positiv, vil dette redusere driftsutgiftsandelen. I dette tilfellet har kommunesektoren beregnet en forsiktigere utgiftsbruk enn det budsjettet faktisk tillot, slik at driftsutgiftsandelen går ned. Koeffisientestimatet har en p-verdi på 0,061, slik at effekten ikke er strengt signifikant på 5% signifikansnivå. Vi har valgt å inkludere anslagsfeilen som forklaringsvariabel både fordi den gir økonomisk mening og fordi utelatelse av variabelen øker relativt standardavvik for spesifikasjonen samtidig som de statistiske testene gir dårligere resultat.

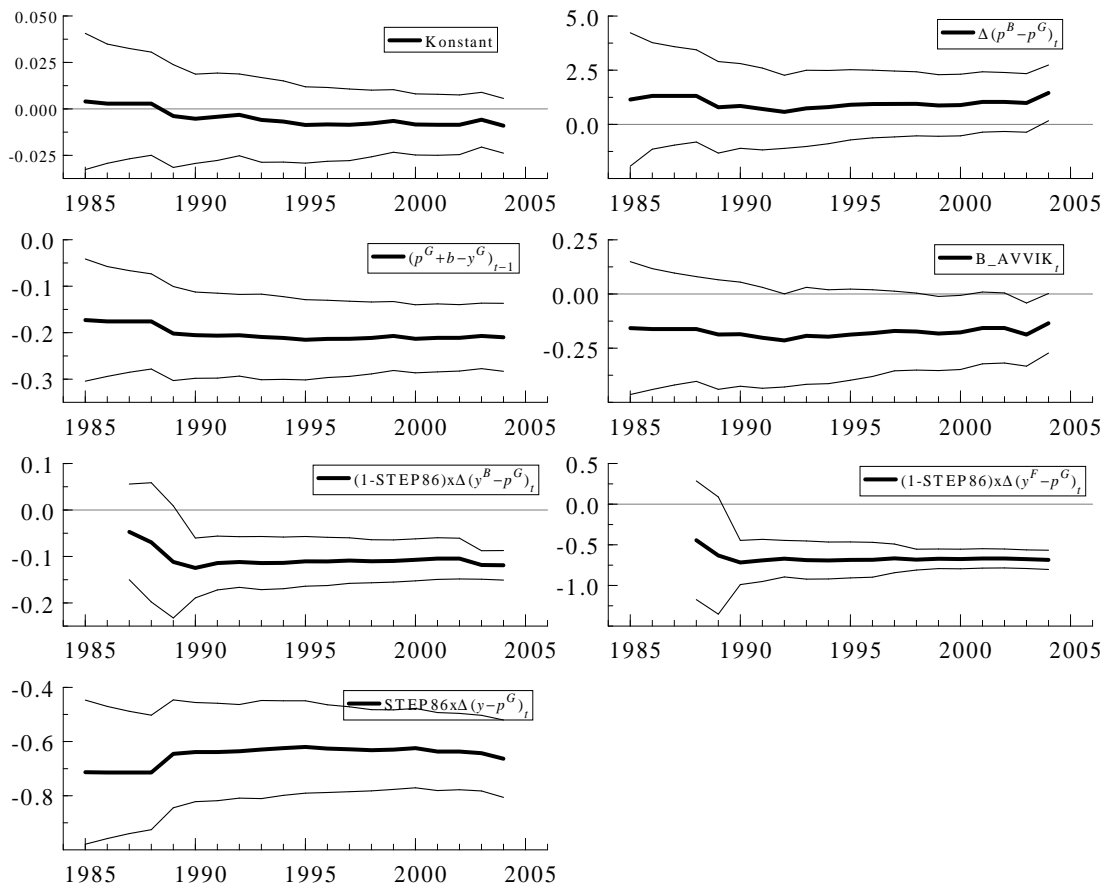
Spesifikasjonen har også en kortsiktseffekt gjennom endret prisforhold - dersom prisen på drift øker relativt til de samlede sektorutgiftene, øker kommunesektorens driftsutgiftsandel. Denne effekten finner vi i alle spesifikasjonene.

<i>Variabel</i>	<i>T</i>	<i>trend</i>	<i>laglengde</i>	<i>t<sub>ecm</sub></i>	<i>kritiske verdier</i>		
					10%	5%	1%
<i>ecm</i>	32	0,05	0	-5,74**	-2,62	-2,96	-3,65

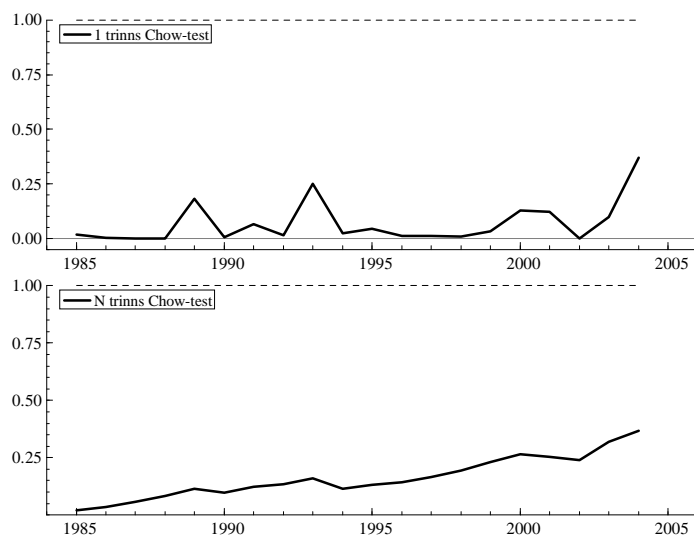
Likevektskorrigeringen har støtte gjennom t-verdien på sin endogene variabel, som er

<sup>28</sup>Her har vi forutsatt at totale inntekter består av om lag 80% frie inntekter og 20% øremerkede inntekter. Dette er et grovt anslag - i 2004 utgjorde øremerkede inntekter om lag 17,5 prosent mens de frie inntektene utgjorde 82,5 prosent. Før sykehusreformen utgjorde de øremerkede inntektene en større andel av totalutgiftene - i 2001 utgjorde disse litt i overkant av 24 prosent.

$t_{ecm} = 5,74$ . Denne måles mot kritisk verdi fra Dickey-Fuller-tabellen, som er justert for inkludering av konstantledd og antall observasjoner. Estimater for likevektskorrigeringen er dermed sterkt signifikant, og vi slutter at ligningen er balansert.



Figur 18: Rekursive plott av variablene  $\pm 2$  standardfeil for spesifikasjon 5



Figur 19: Chowtester for spesifikasjon 5

*Spesifikasjon 5* har relativ standardfeil på 1,03 prosent. Dette er lavere enn *spesifikasjon 1*, men noe høyere enn *spesifikasjon 2*.<sup>29</sup> De diagnostiske testene forkaster ingen av restleddsforutsetningene.

På lang sikt har vi ikke skilt mellom de to inntektsbegrepene i *spesifikasjon 5*. Dette innebærer at langsiktseffekten av de to inntektsartene er like.

---

<sup>29</sup>Relativt standardavvik for spesifikasjon 2 er 0,010182, mens den er 0,010251 for spesifikasjon 4. De to er altså like fram til tredje desimal.



## 6 Konklusjon

Dette notatet har hatt to hovedfokus. I første del av notatet testet vi holdbarheten av et tidligere estimert modellsystem ved å legge til nye observasjoner. Relasjonene danner et ligningssystem som viser kommunal og fylkeskommunal prioritering mellom de økonomiske satsingsområdene drift, netto formue og netto realinvesteringer. Systemet inneholder også en ligning som viser utviklingen i kommunesektorens gebyrinntekter, den eneste inntektskomponenten som sektoren har en viss innflytelse over, og som dermed betraktes som endogen i ligningssystemet. Øvrig inntekt og priser er eksogene.

Modellen består av én ligning som beskriver utviklingen i kommunesektorens utgifter til drift, én ligning som viser endringen i gebyrinntekter og én ligning for utviklingen i netto formue. De tre ligningene refereres til som henholdsvis driftsutgiftsligningen, gebyrinntektsligningen og gjeldsligningen. Sektorens realinvesteringsnivå blir deretter bestemt residualt gjennom kommunes overordnede budsjettbetingelse. Budsjettbetingelsen antas å holde over tid, men på årsbasis vil utgiftsbruk utover inntektsnivå føre til økt gjeld. Systemet ble opprinnelig estimert på observasjoner fra 1970 til 1992. De estimerte relasjonene er ligninger med kointegrerende mekanismer, der nivåvariablene året før utgjør den kointegrerende relasjonen. Det vil si at forrige periodes avvik fra en antatt likevektssammenheng bidrar til å trekke den avhengige variabelen i retning likevekt. Fluktasjoner på kort sikt skyldes sjokk i variablene som opptrer på endringsform. Langørgen fikk i 1995 empirisk støtte for likevektssammenhengene i driftsutgiftsligningen og gjeldsligningen. For å oppnå signifikante estimater for den langsiktige relasjonen i gebyrinntektsligningen, måtte han inkludere en trendvariabel.

I forbindelse med sampelforlengelsen reestimerte vi de tre ligningene med nye data fra nasjonalregnskapet. Reestimeringen ble foretatt på samme datavindu som Langørgen hadde i 1995. Dette gjorde vi for å se om hovedrevisjonen av nasjonalregnskapet i 1995 alene hadde betydning for ligningssystemets statistiske egenskaper. Vi opplevde at de tre ligningene fikk endrede estimatanslag og grad av signifikans med nye data. Særlig fikk estimatet for effekten av netto formuesandelen redusert signifikans i alle ligningene. Måten å bokføre netto formue på ble betydelig endret i forbindelse med revisjonen.

Sampelforlengelsen gir ulike resultater for de tre ligningene. Driftsutgiftsligningen viser seg å være mest robust overfor tilføringen av nye observasjoner. Koeffisientestimatene i gjeldsligningen får lavere t-verdier, i tillegg til at nullhypotesen om fravær av førsteordens autokorrelasjon i restleddet forkastes. Hovedinntrykket var likevel at begge ligningene var intakte etter sampelforlengelsen. Den tredje ligningen, gebyrinntektsligningen, falt helt sammen da vi utvidet observasjonssettet. Ingen av forklaringsvariablene var signifikante.

Resultatet av sampelforlengelsen er så blitt drøftet i lys av tidserieøkonometri og med særlig vekt på kravet om balanserte ligninger. For at en ligning skal ivareta det dynamiske forløpet til en avhengig variabel over tid, er det viktig at nivåvariablene har samme stokastiske forløp som forklaringsvariabelen, enten alene eller i kombinasjon med de andre nivåvariablene. Det er disse variablene som bestemmer den langsiktige utviklingen til den avhengige variabelen. Dersom dette ikke er oppfylt, er det fare for å få spuriøse

resultater i regresjonen. Dette betyr at vi får signifikant estimat for en variabel i tilfeller der denne ikke har betydning for utviklingen i forklaringsvariabelen. Undersøkelser viser at driftsutgiftsligningen og gjeldsligningen er balanserte, mens gebyrinntektsligningen ikke er balansert. Det finnes altså empirisk støtte for at relasjonene i gebyrinntektsligningen fra Langørgen(1995) er spuriøse.

I andre del av notatet har vi sett på driftsutgiftsligningen i isolasjon og forsøkt å komme frem til en enda bedre modellspesifikasjon. Arbeidet førte til tre ulike ligninger. *Spesifikasjon 1* er resultatet av egen modellreduksjon på en generell ligning som i det vesentlige er lik Langørgens generelle ligning fra 1995. Ved siden av konstanten og sykehusdummyen i 2002 har den tre forklaringsvariable. Feiljusteringsleddet utgjøres av det laggede nivået på den avhengige variabelen, og vi viser at ligningen er balansert. Spesifikasjonen har prosentvis standardfeil på 1,14%.

*Spesifikasjon 2* har sitt utspring i en generell ligning der vi inkluderte Finansdepartementets prosentvise anslagsfeil på kommunesektorens skatteinntekter. Ligningen består av 6 variable utover konstant og sykehusdummy, men effekten av anslagsfeilen, B\_AVVIK, faller ut ved modellreduksjon. Den kointegrerende ligningen består av tre nivåvariable; driftsutgiftsandelen og netto formuens andel av totale inntekter samt pris på privat konsum relativt til offentlig konsum. Kointegrasjonssammenhengen får empirisk støtte. Prosentvis standardfeil har bedret seg fra 1,14% til 1,08%.

*Spesifikasjon 3* springer ut fra en generell ligning der også rentenivået er inkludert som forklaringsvariabel fra og med dereguleringen av kredittmarkedet i 1985. Denne spesifikasjonen har fire forklaringsvariable utover konstant og sykehusdummy, hvorav driftsutgiftene igjen er den eneste forklaringsvariabelen som opptrer på lagget nivåform. På kort sikt gir realinntekt og prisendringer endret driftstilpasning i tillegg til nominelle renteendringer. Ligningen har prosentvis standardfeil på 0,96%.

Imidlertid har økt rente positiv effekt på driftsutgiftsandelen. Dette ble forklart med at økt rente sammenfaller med fallende ledighet, som igjen gir økt inntektsgrunnlag for kommunesektoren. Inntektsøkningen har en større positiv effekt på driftsutgiftsandelen enn den negative effekten det økte rentenivået har på driften i isolasjon gjennom økte gjeldsnedbetalinger. Denne hypotesen etterprøver vi ved å inkludere endringer i ledigheten som forklaringsvariabel i spesifikasjonen. Resultatene gir en viss støtte til hypotesen om at renteendringenes effekt på driftsutgiftsandelen med rette kan være positiv.

Beregninger av inntektseffekter viser at det er betydelige tregheter i kommunal driftstilpasning i alle spesifikasjonene. Disse treghetene kan skyldes at kommunesektorens driftsbudsjett er bundet opp av vedtak og kontrakter på kort sikt, slik at budsjettet for en stor del er bestemt i den perioden inntektsøkningen inntreffer. Den delen av inntektsøkningen som ikke går til å betjene drift, benyttes derfor til å nedbetale gjeld.

Til slutt har vi spesifisert to ligninger som ivaretar det dynamiske forløpet til *spesifikasjon 1* og *spesifikasjon 3* på sikt, men som i sin kortsiktstilpasning forholder seg til ulike inntektsarter. I *spesifikasjon 4* har vi skilt ut endringer i forventet realinntekt fra uventede ekstra realinntekter gitt ved variabelen B\_AVVIK. Spesifikasjon 4 viser

at kommunesektoren er mer forsiktige i sin umiddelbare bruk av denne overraskende ekstrainntekten, men at driftsutgiftsandelen øker igjen året etter. Dette kan både skyldes den tallmessige usikkerheten rundt hvor stor skatteinntekten faktisk er og at sektorens utgifter til drift stort sett er vedtatt i dét man får et anslag for disse.

*Spesifikasjon 5* skiller spesielt mellom kommunesektorens bundne, eller øremerkede, inntekter på den ene siden og frie inntekter på den andre siden. Spesifikasjonen uttrykker at sektoren forholder seg ulikt til de to inntektsartene - 1 prosent økte inntekter utløser en driftsutgiftsøkning på 0,4 prosent når inntekten er øremerket, mens den samme inntekten utløser en driftsutgiftsøkning på 0,2 prosent når inntekten kommer uten bindinger.

Det gjenstår å se hvilken spesifikasjon som best egner seg til å beskrive driftstilpassningen i kommunesektoren over tid. Mens *spesifikasjon 4* og *5* først og fremst egner seg til å se på sektorens kortsiktige fluktasjoner, er *spesifikasjon 1*, og særlig *spesifikasjon 2* og *3*, alternative måter å modellere den dynamiske utviklingen i driftsutgifter på.

## 7 Referanser

- Banerjee, A. et al. (1986): "Exploring Equilibrium Relationships in Econometrics through Static Models: Some Monte Carlo Evidence", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 48, 253-277.
- Barstad, J. og A. S. Andersen (1990): "Utsyn over helsetjenesten", Rapporter 90/5, Statistisk sentralbyrå, Oslo.
- Borge, L. og J. Rattsø (1997): "Local government grants and income tax revenue: Redistributive politics in Norway 1900-1990", *Public Choice* 92, 181-197.
- Borge, L. og J. Rattsø (2002): "Local Government Budgeting and Borrowing; Norway", i Dafflon, B. (red): *Local Public Finance in Europe*, Edward Elgar, 191-208.
- Engle, R. F. and C. W. J. Granger (1987): "Co-integration and error-correction: Representation, estimation and testing", *Econometrica* 55, 251—276.
- Gjelsvik, M. L. (2007): "Kommunesektorens makroøkonomiske tilpasning", masteroppgave, Universitetet i Oslo.
- Hendry, D. F. og J. A. Doornik (2001): *Empirical Econometric Modelling using PcGive 10, Volume 1*, Timberlake Consultants Ltd, London.
- Hendry, D. F. and H.-M. Krolzig (2001): *Automatic econometric model selection using PcGets*, Timberlake Consultants Ltd, London.
- Hole, V. og M. Gjelsvik (2007): "Rammevilkår for kommunenes økonomistyring 1970-2005. En politisk-økonomisk kalender for kommunesektoren i Norge", Notat 2007/16, Statistisk sentralbyrå, Oslo.
- Kennedy, P. (2003): *A guide to Econometrics*, 5th ed., Blackwell Publishing Ltd, Oxford.
- Kremers, J. J.M., N. R. Ericsson and J. J. Dolado (1992): "The Power of Cointegration Tests", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 54, 325-348.
- Kwiatkowski, D, P. C. B. Phillips, P. Schmidt and Y. Shin (1992): "Testing the Null Hypothesis of Stationarity against the Alternative of a Unit Root", *Journal of Econometrics* 54, 159-178.
- Kommunal- og regionaldepartementet (1995): "Rapport fra Det tekniske beregningsutvalg for kommunal og fylkeskommunal økonomi Februar 1995"
- Kommunal- og regionaldepartementet (2005): "Rapport fra Det tekniske beregningsutvalg for kommunal og fylkeskommunal økonomi Desember 2005"
- Langørgen, A. (1995): "On the Simultaneous Determination of Current Expenditure, Real Capital, Fee Income, and Public Debt in Norwegian Local Government", Discussion Papers 153, Statistisk sentralbyrå, Oslo.
- Langørgen, A og R. Aaberge (2006): "Inntektselastisiteter for kommunale tjenester", Rapporter 2006/10, Statistisk sentralbyrå, Oslo.

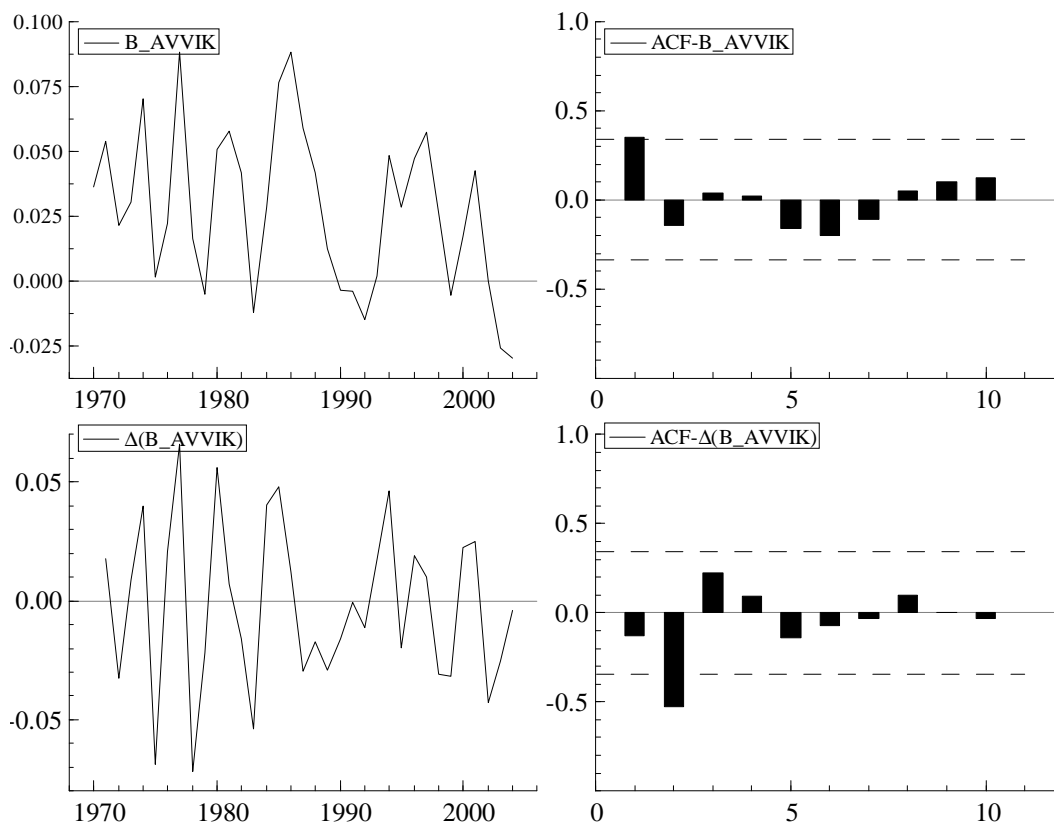
Patterson, K. (2000): *An introduction to Applied Econometrics - a time series approach*, Macmillan Press Ltd, Hampshire and London.

I tillegg har vi benyttet Statsbudsjettet og Nasjonalbudjettet for årene 1970-2006 for innhenting av observasjoner for faktiske og forventede skatteinntekter. Disse utgis henholdsvis som St.prp. nr. 1 og St.meld. nr. 1 hvert år.

## **Vedlegg**

## A Grafiske plott og integrasjonstester

Prosentvis anslagsfeil mellom forventede og faktiske skatteinntekter ( $B\_AVVIK$ ):



Figur 20: Avvik mellom forventede og bokførte skatteinntekter på nivå og endringsform

Enhetsrot-test<sup>30</sup>:

Variabel	dataperiode	trend	laglengde	ADF	kritiske verdier	
					5%	1%
$B\_AVVIK$	1972 – 2005	-1,57	1	-4,80**	-3,55	-4,25
$B\_AVVIK$ <sup>31</sup>	1972 – 2005	-1,57	0	-3,83**	-2,95	-3,63

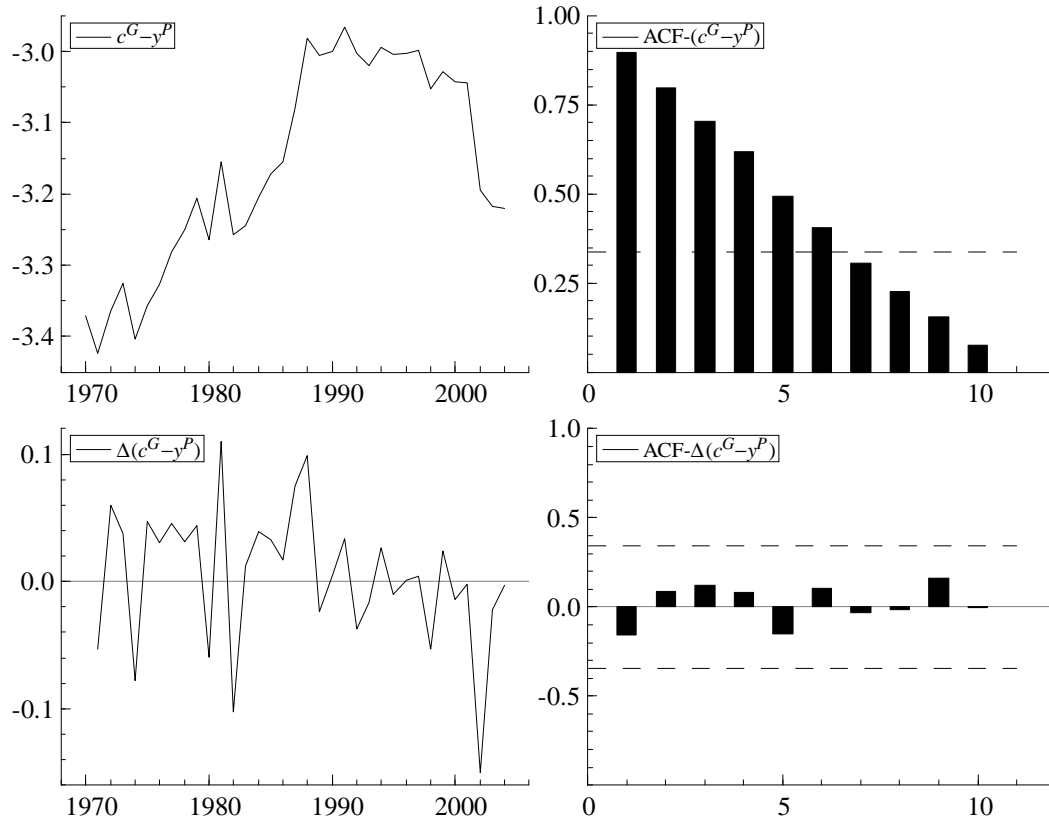
<sup>30</sup>I tabellen rapporterer kolonne 3 t-verdien til trendkoeffisienten i enhetsrottesten, mens kolonnen ADF rapporterer den observerte t-verdien til koeffisienten  $\gamma$  i (18). Denne måles mot kritisk verdi på henholdsvis 10%, 5 % og 1 % signifikansnivå fra MacKinnons omregningstabell.

<sup>31</sup>Trenden er utelatt i enhetsrot-testen.

Tidsserieplottet viser at anslagsfeilen er en størrelse som verken har vokst eller avtatt nevneverdig, selv om vi ser en svakt nedadgående trend på nivå. Autokorrelasjonsplottet viser ingen tegn til systematikk, og det kan se ut som at variabelen er stasjonær. Det er allikevel mulig at anslaget inneholder en deterministisk trend. Resultatet av formelle tester resulterer i at serien er stasjonær og, ettersom vi opererer med en kritisk verdi på 1,5, inneholder en trend. Vi har imidlertid utført testen både med og uten deterministisk trend. I begge tilfeller får vi forkastning av hypotesen om ikke-stasjonaritet. Konklusjonen om at anslagsfeilen er stasjonær avhenger altså ikke av om vi inkluderer eller utelater trenden. Vi betrakter dermed anslagsfeilen som en stasjonær variabel med deterministisk trend.



Gebyrenes andel av innbyggernes konsumdisponible inntekt ( $c^G - y^P$ ):



Figur 21: Tidsserieplott og autokorrelasjonsplott av gebyrandelen til kommunenes innbyggere, øverst på nivå og nederst på endringsform

Enhetsrot-test:

Variabel	dataperiode	trend	laglengde	ADF	kritiske verdier	
					5%	1%
$c^G - y^P$	1971 – 2001	1, 20	0	-1, 34	-2, 96	-3, 66
$\Delta(c^G - y^P)$	1972 – 2001	-1, 76	0	-7, 82**	-3, 57	-4, 29

$\phi_3$ -test:

*Modell uten restriksjoner:*

$$(43) \quad \Delta(c^G - y^P)_t = \underset{(1,77)}{-0,8899} - \underset{(1,82)}{0,2668} (c^G - y^P)_{t-1} + \underset{(1,40)}{0,0034} \text{ trend}$$
$$RSS = 0,0625, \quad T = 1971 - 2001 = 34$$

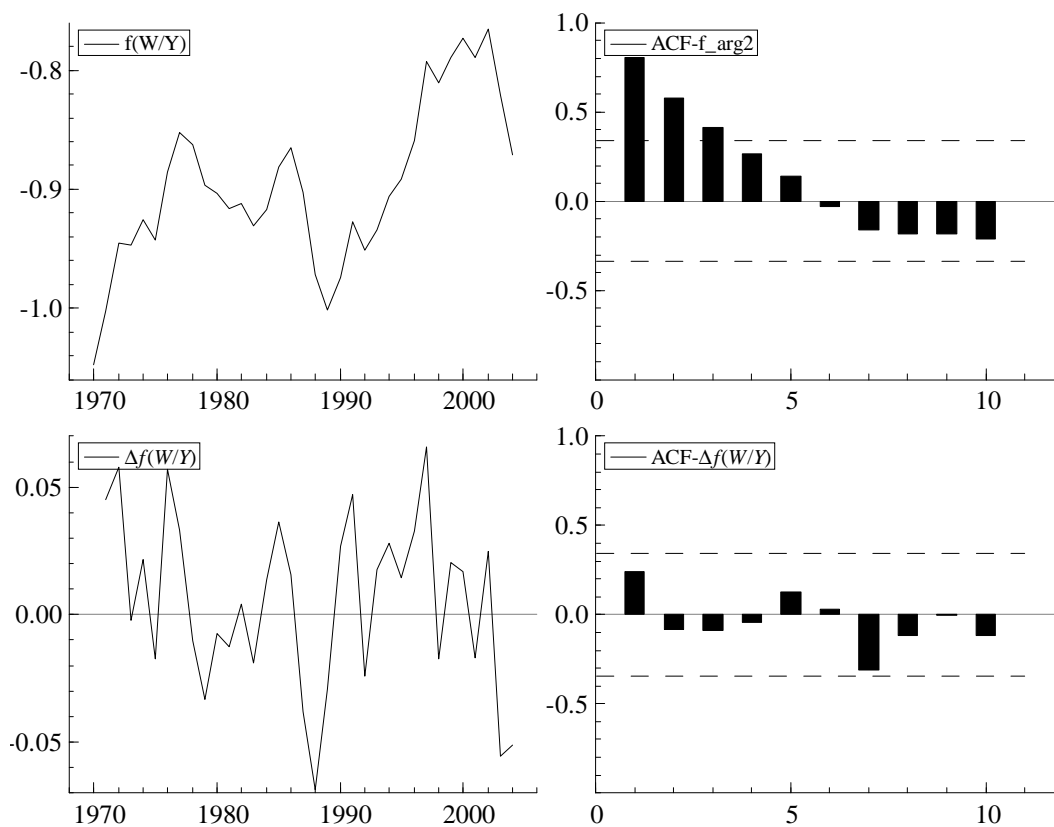
*Modell med restriksjoner:*

$$(44) \quad \Delta(c^G - y^P)_t = \underset{(1,20)}{0,0105}$$
$$RSS = 0,0710, \quad T = 1971 - 2001 = 31$$

$$\phi_3\text{-testobservator: } \frac{0,0710 - 0,0625}{0,0625} \cdot 13,5 = 1,84 < \textit{kritisk verdi} (7,223)$$

Gebyrinntektene har økt i perioden vi ser på. Imidlertid ser man et kraftig fall i 2002, hvilket reflekterer den statlige overtagelsen av spesialisthelsetjenesten som vi ser i mange av nivåvariablene vi har undersøkt. I formell testing av tidsserieegenskapene har vi derfor lagt til grunn observasjoner i perioden 1971-2001. Autokorrelasjonsplottet viser at tidligere nivåer på gebyrinntekter har betydning for det realiserede nivået i ulike år, hvilket reflekterer at kommunene ikke endrer sine gebyrutgifter dramatisk fra år til år. Det er imidlertid ikke klart om serien er trend-stasjonær eller differens-stasjonær. I følge enhetsrot-testen er serien I(1) uten trend, altså random walk.  $\phi_3$ -testen støtter resultatet om at serien er differensstasjonær (og ikke trendstasjonær) ved å beholde nullhypotesen om at variabelen er random walk med drift.

Kommunenes gjeldsandel av inntekter ekskludert gebyrer ( $f(\frac{W_t}{Y_t})$ ):



Figur 22: Kommunenes netto formuesandel av inntekter ekskludert gebyrer på nivå og endringsform

Enhetsrot-test:

Variabel	dataperiode	trend	laglengde	ADF	kritiske verdier	
					5%	1%
$f(\frac{W}{Y})$	1971 – 2004	1, 12	0	-2,42	-2,95	-3,64
$\Delta(f(\frac{W}{Y}))$	1972 – 2004	-0, 37	0	-4,14**	-2,95	-3,64

$\phi_3$ -test:

*Modell uten restriksjoner:*

$$\Delta\left(f\left(\frac{W_t}{Y_t}\right)\right) = -0,2041 - 0,2261 f\left(\frac{W_{t-1}}{Y_{t-1}}\right) + 0,0004 \text{ trend}$$

(1,94)                      (2,12)                      (0,473)

$$RSS = 0,0318, \quad T = 1971 - 2001 = 34$$

*Modell med restriksjoner:*

$$(45) \quad \Delta\left(f\left(\frac{W_t}{Y_t}\right)\right) = 0,0052$$

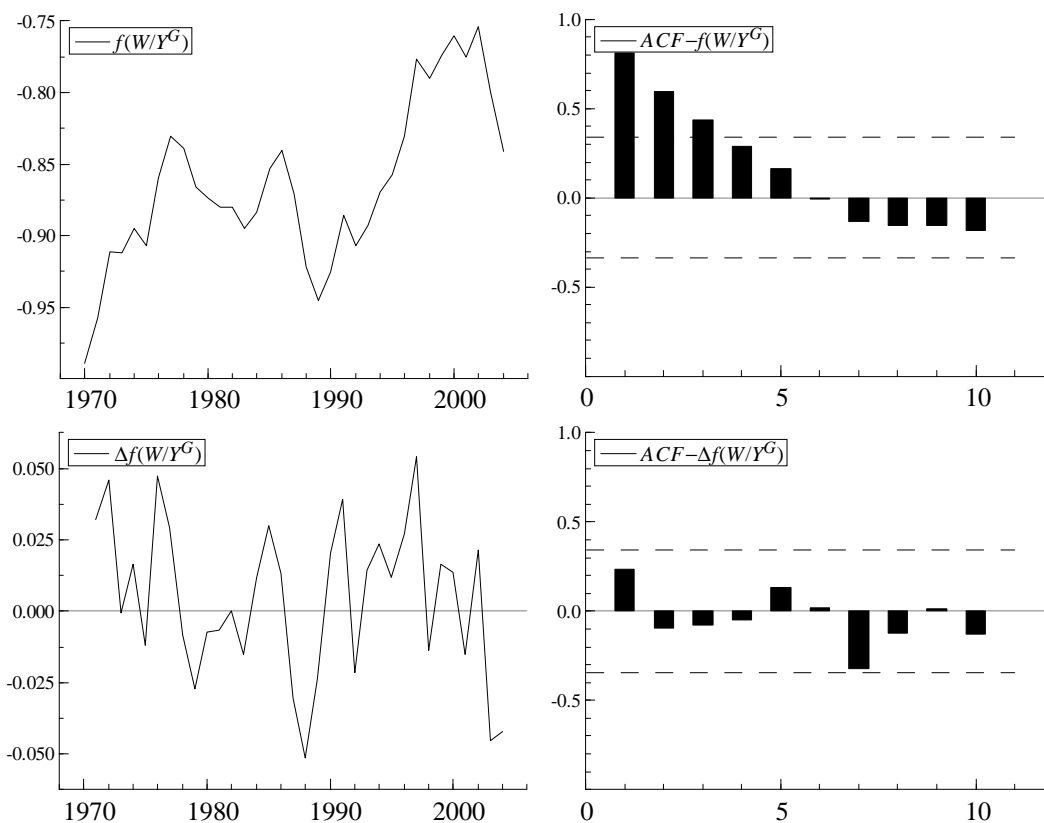
(0,89)

$$RSS = 0,0380, \quad T = 1971 - 2001 = 34$$

$\phi_3$ -testobservator:  $\frac{0,0380-0,0318}{0,0318} \cdot 15 = 2,88 < \textit{kritisk verdi} (7,223)$

Tidsserien for kommunenes gjeldsandel når gebyrer er fratrukket ser i det vesentlige lik ut som kommunenes totale gjeldsandel,  $f\left(\frac{W_t}{Y_t}\right)$ . Dette er rimelig i og med at gebyrinntekter utgjør en liten del av totalinntekten til kommunesektoren. Resultater fra formell testing, både enhetsrot-test og  $\phi_3$ -test, gir samme resultat som for  $f\left(\frac{W_t}{Y_t}\right)$ , altså at serien er I(1) uten deterministisk trend.

Netto formuens andel av totalinntekten ( $f(\frac{W_t}{Y_t^G})$ ):



Figur 23: Tidsserieplott og autokorrelasjonsplott av kommunenes nettoformuesandel av totalutgifter på nivå og endringsform

Enhetsrot-test:

Variabel	dataperiode	trend	laglengde	ADF	kritiske verdier	
					5%	1%
$f(\frac{W_t}{Y_t^G})$	1971 – 2004	1,20	0	-2,36	-2,95	-3,64
$\Delta(f(\frac{W_t}{Y_t^G}))$	1972 – 2001	0,41	0	-4,13**	-2,95	-3,64

$\phi_3$ -test:

*Modell uten restriksjoner:*

$$\Delta\left(f\left(\frac{W_t}{Y_t^G}\right)\right) = -0,1965 - 0,2245 f\left(\frac{W_{t-1}}{Y_{t-1}^G}\right) + 0,0004 \text{ trend}$$

(1,93)(2,08)(0,571)

$$RSS = 0,0208, \quad T = 1971 - 2004 = 34$$

*Modell med restriksjoner:*

$$(46) \quad \Delta\left(f\left(\frac{W_t}{Y_t^G}\right)\right) = 0,0044$$

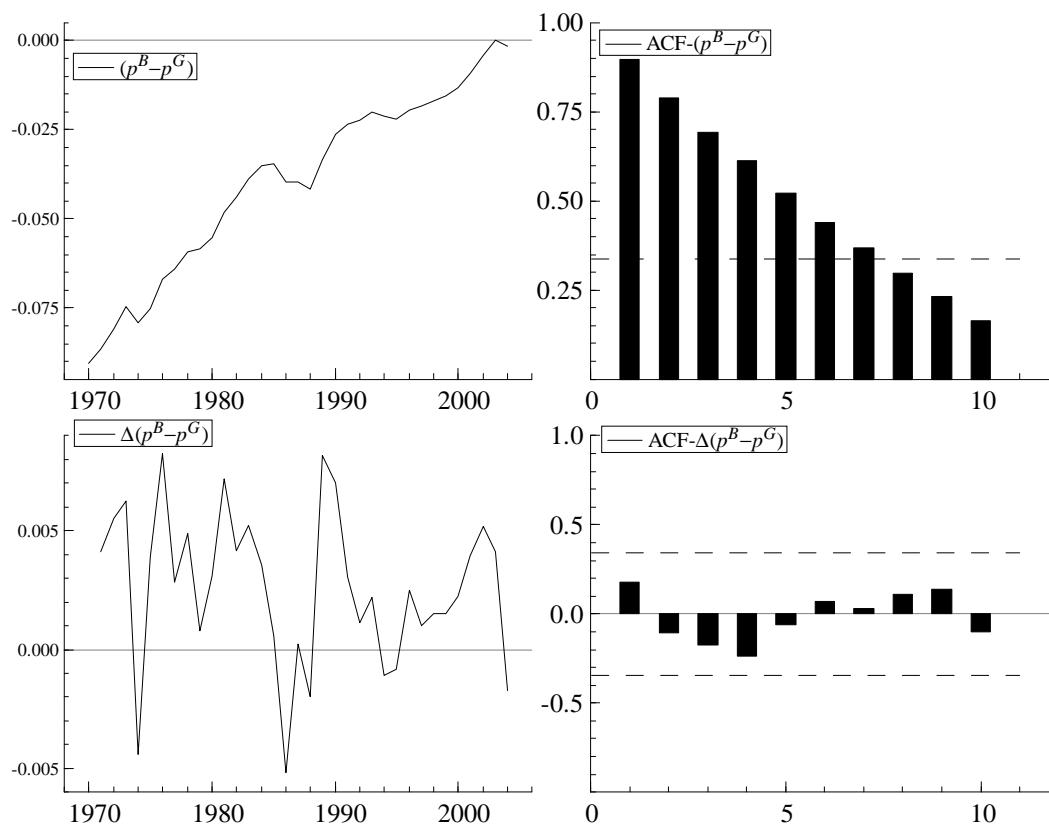
(0,93)

$$RSS = 0,0246, \quad T = 1971 - 2004 = 34$$

$$\phi_3\text{-testobservator: } \frac{0,0246-0,0208}{0,0208} \cdot 15 = 2,79 < \textit{kritisk verdi} (7,223)$$

Også netto formuesandelen har vokst over hele perioden vi ser på. Autokorrelasjonsplottet viser tydelige tegn til persistens, hvilket virker rimelig sett fra et økonomisk perspektiv. Enhetsrot-testen bekrefter inntrykket og konkluderer at serien er I(1). P-verdien for trenden var ikke signifikant og trendkoeffisienten ble dermed utelatt fra testen. I følge denne testen er altså netto formuesandelen en random walk. Videre beholder  $\phi_3$ -testen nullhypotesen om at netto formuesandelen er random walk med drift. Vi får altså støtte for at variabelen er I(1) med drift. Det er med andre ord støtte i begge testene for at variabelen er I(1) uten trend.

Pris på drift relativt til totale kommunale utgifter ( $p^B - p^G$ ):



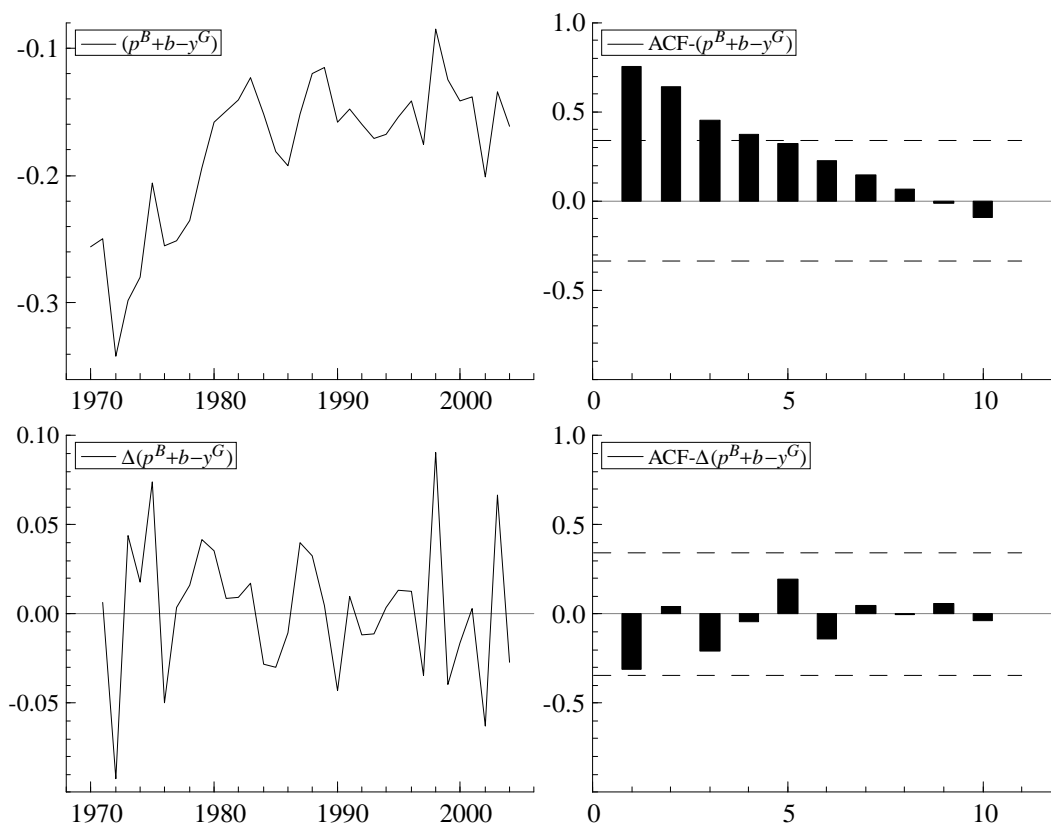
Figur 24: Tidsserieplott og autokorrelasjonsplott av pris på drift relativt til totalt offentlig konsum på nivå og endringsform

Enhetsrottest:

Variabel	dataperiode	trend	laglengde	ADF	kritiske verdier	
					5%	1%
$p^B - p^G$	1972 – 2004	-1,98	1	-2,50	-3,55	-4,26
$\Delta(p^B - p^G)$	1972 – 2004	-1,82	0	-4,58**	-3,55	-4,26

Den relative prisforskjellen mellom driftsutgifter og totale kommunale utgifter er en serie som har vokst kraftig i løpet av den perioden vi ser på. Variabelen har høy grad av autokorrelasjon. Differensiert en gang ser prisendringen stasjonær ut. Enhetsrot-testen konkluderer med at serien både har en deterministisk trend og er integrert av første orden.

Kommunenes driftsutgiftsandel ( $p^B + b - y^G$ ):



Figur 25: Tidsserieplott og autokorrelasjonsplott av kommunenes totale driftsutgiftsandel på nivå og endringsform

Enhetsrot-test:

Variabel <sup>32</sup>	dataperiode	trend	laglengde	ADF	kritiske verdier	
					5%	1%
$p^B + b - y^G$	1971 – 2004	-0,05	0	-2,24	-2,95	-3,64
$\Delta(p^B + b - y^G)$	1972 – 2004	-1,28	0	-7,65**	-2,95	-3,64
$p^B + b - y^G$	1973 – 2004	-0,05	0	-3,46*	-2,96	-3,67
$p^B + b - y^G$	1979 – 2004	0,68	0	-4,64**	-2,98	-3,71

<sup>32</sup>Tabellens kolonne 3 angir t-verdien for trendkoeffisienten. Kolonne 5, merket med ADF, rapporterer observert t-verdi for selve enhetsrot-testen, som måles mot kritisk verdi på 1% og 5% signifikansnivå, rapportert i kolonne 6 og 7.



$\phi_3$ -test:

*Modell uten restriksjoner:*

$$\Delta(p^B + b - y^G)_t = - 0,1021 - 0,4263 (p^B + b - y^G)_{t-1} + 0,0015 \text{ trend}$$

(2,46)                      (2,80)                      (1,67)

$$RSS = 0,0394, \quad T = 1971 - 2004 = 34$$

*Modell med restriksjoner:*

$$(47) \quad \Delta(p^B + b - y^G)_t = 0,0028$$

(0,42)

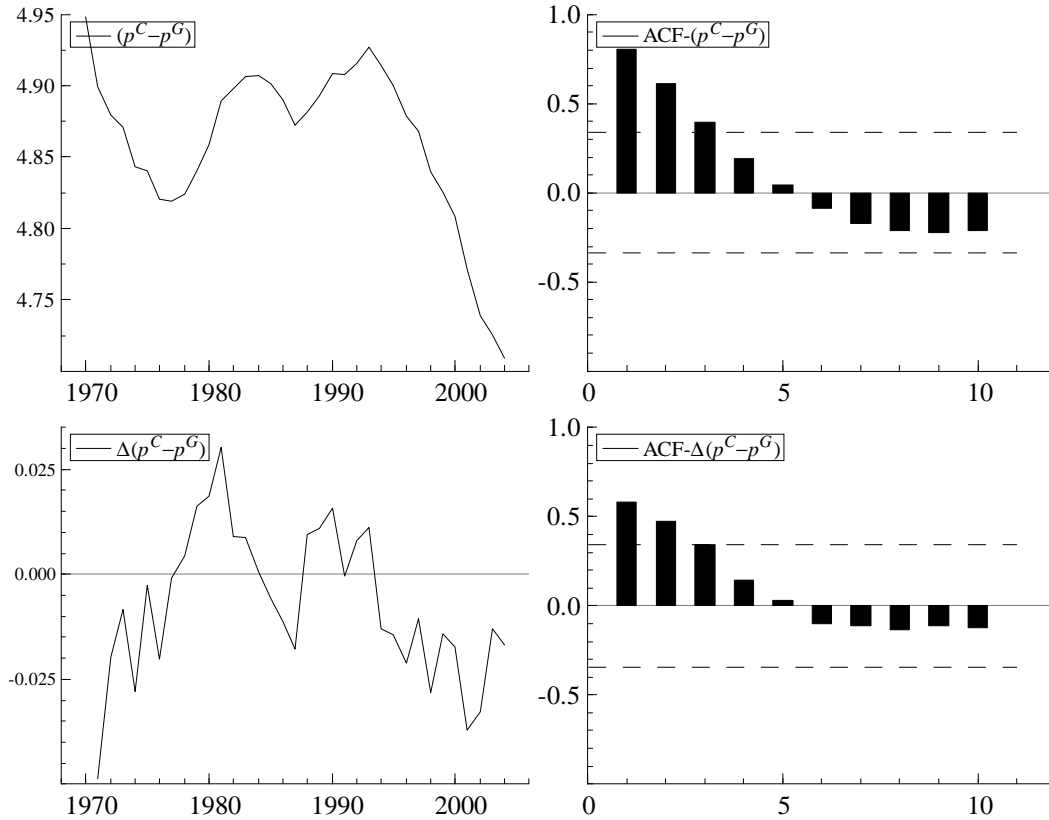
$$RSS = 0,0497, \quad T = 1971 - 2004 = 34$$

$\phi_3$ -testobservator:  $\frac{0,0497-0,0394}{0,0394} \cdot 15 = 3,91 < \textit{kritisk verdi} (7,223)$

Driftsandelen har vokst over tid, noe som tyder på at denne kan være integrert. Men det er også mulig at driftsutgiftene vokste sterkt tidlig i perioden og at de har stabilisert seg på et høyere gjennomsnitt etter for eksempel 1979. I så fall er variabelen selv stasjonær, men har gjennomgått et skift i middelvei for eksempel på grunn av økte ansvarsposter. Enhetsrot-tester gir ikke noe entydig svar. På fullt sampel (1971-2004) gir enhetsrot-testen at kommunenes totale driftsutgiftsandel er I(1) uten trend. Det er altså støtte i data for at driftsutgiftsandelen en random walk-prosess - med eller uten drift. Videre beholder  $\phi_3$ -testen nullhypotesen om at driftsutgiftsandelen er en ren random walk med drift. Om vi derimot utelater 2 observasjoner tidlig i sampelperioden (1973-2004), oppnår vi forkastning av hypotesen om ikke-stasjonaritet på 5% signifikansnivå. Ser vi på data fra 1979-2004, oppnår vi forkastning av hypotesen om ikke-stasjonaritet på 1% signifikansnivå uavhengig av antall lag i spesifiseringen av grunnmodellen i enhetsrot-testen.

Testene gir med andre ord ikke noe entydig svar. Siden vi oppnår forkastning av hypotesen om ikke-stasjonaritet på 5% signifikansnivå bare ved å trekke vekk to observasjoner, har vi valgt å betrakte variabelen som stasjonær.

Pris på konsumvarer relativt til kommunale og fylkeskommunale varer ( $p^C - p^G$ ):



Figur 26: Tidsserieplott og autokorrelasjonsplott av det relative prisforholdet mellom private og kommunale varer på nivå og endringsform

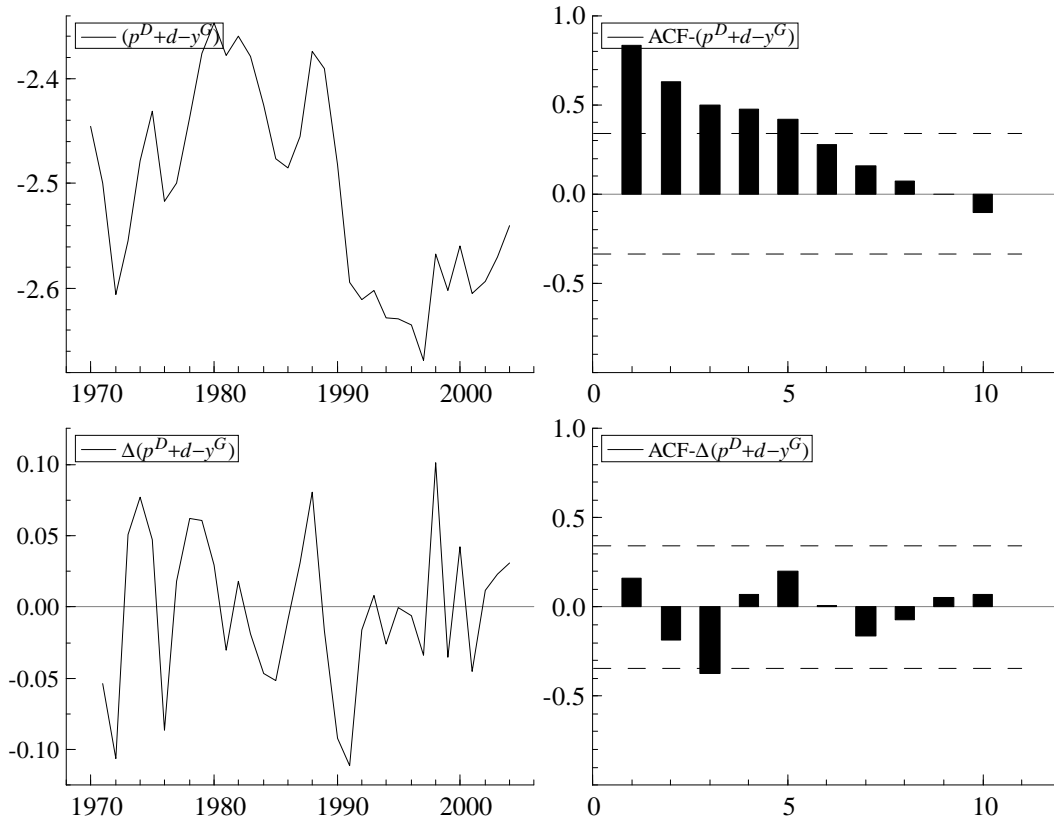
Enhetsrottest:

Variabel <sup>33</sup>	dataperiode	trend	laglengde	ADF	kritiske verdier	
					5%	1%
$p^C - p^G$	1972 - 2004	-2,04	1	-0,63	-2,95	-3,64
$\Delta(p^C - p^G)$	1972 - 2004	-1,67	0	-3,73*	-3,57	-4,31
$\Delta(p^C - p^G)$	1972 - 2004	-1,67	0	-3,30*	-2,95	-3,64

Prisen på konsumvarer relativt til kommunale og fylkeskommunale varer viser klare tegn til autokorrelasjon både på nivå og endringsform. Variabelen kan derfor være I(2) eller I(1) med trend. Resultatet fra enhetsrottesten er at den relative prisen på differnesiert form får fokastning av ikke-stasjonaritet - uavhengig av om vi utelater eller inkluderer trend. Dermed konkluderer vi med at tidsserien er I(1) med trend.

<sup>33</sup>Tabellens kolonne 3 angir t-verdien for trendkoeffisienten. Kolonne 5, merket med ADF, rapporterer observert t-verdi for selve enhetsrot-testen, som måles mot kritisk verdi på 1 % og 5 % signifikansnivå, rapportert i kolonne 6 og 7.

Andel av totale inntekter som går til depresiering ( $p^D + d - y^G$ ):



Figur 27: Tidsserieplott og autokorrelasjonsplott av kommunenes totale depresieringsandel på nivå og endringsform

Enhetsrot-test

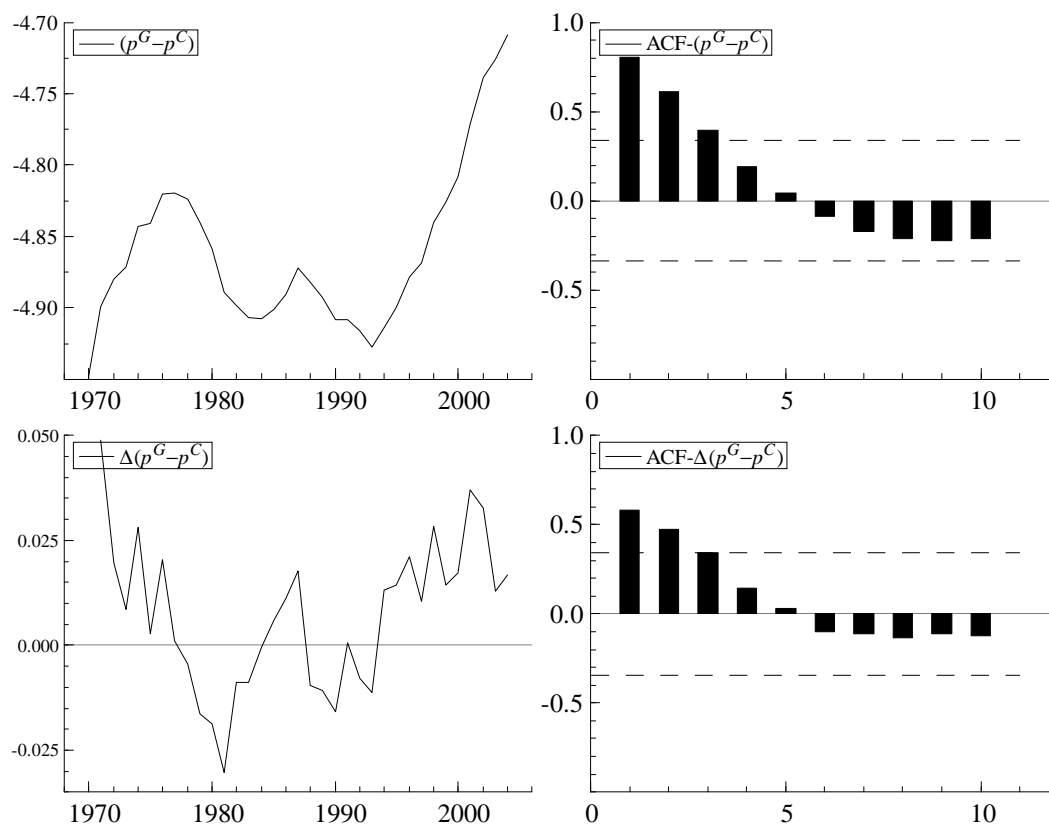
:

Variabel	dataperiode	trend	laglengde	ADF	kritiske verdier	
					5%	1%
$p^D + d - y^G$	1971 – 1990	-0,07	0	-1,89	-3,02	-3,81
$p^D + d - y^G$	1990 – 2004	1,58	0	-3,37	-3,76	-4,73
$p^D + d - y^G$	1971 – 2004	-1,57	0	-1,91	-3,55	-4,25
$\Delta(p^D + d - y^G)$	1972 – 2004	0,01	0	-4,77**	-2,95	-3,64
$p^D + d - y^{G34}$	1971 – 2004	-1,57	0	-1,71	-2,95	-3,64
$\Delta(p^D + d - y^G)$	1972 – 2004	0,01	0	-4,77**	-2,95	-3,64

<sup>34</sup>Trenden er utelatt i enhetsrot-testen.

Grafisk er det vanskelig å si noe bestemt om tidsserieegenskapene til depresieringsandelen. Det er høy grad av autokorrelasjon, hvilket kan bety at variabelen har en trend som enten er deterministisk eller stokastisk. Tidsserieplottet kan gi inntrykk av at variabelen er stasjonær med et strukturelt brudd rundt 1990. Vi testet derfor først denne muligheten ved å foreta tester på datavinduene 1971-1990 og 1990-2004. Testene forkastet ikke hypotesen om ikke-stasjonaritet på disse vinduene, slik at det ikke er empirisk støtte for å anta at depresieringsandelen er en stasjonær prosess med strukturelt brudd i 1990. Resultatet av enhetsrot-testen på fullt datavindu er at serien er  $I(1)$  med deterministisk trend på nivå-variabelen. Trenden er imidlertid kun svakt signifikant, med t-verdi på  $-1,57$ . Vi foretok derfor enhetsrot-tester på to ulike grunnmodeller; en der trenden var inkludert som variabel, og en der trenden var utelatt. Begge testene beholder imidlertid hypotesen om ikke-stasjonaritet på nivå, og forkaster etter at tidsserien har blitt differensiert en gang. Dermed konkluderer vi med at tidsserien er integrert av første orden, og, siden vi opererer med en kritisk verdi for trendkoeffisienten på  $\pm 1,5$ , at den har en deterministisk trend.

Pris på kommunalt konsum relativt til privat konsum ( $p^G - p^C$ ):



Figur 28: Tidsserieplott og autokorrelasjonsplott av pris på offentlig konsum relativt til privat konsum på nivå og endringsform

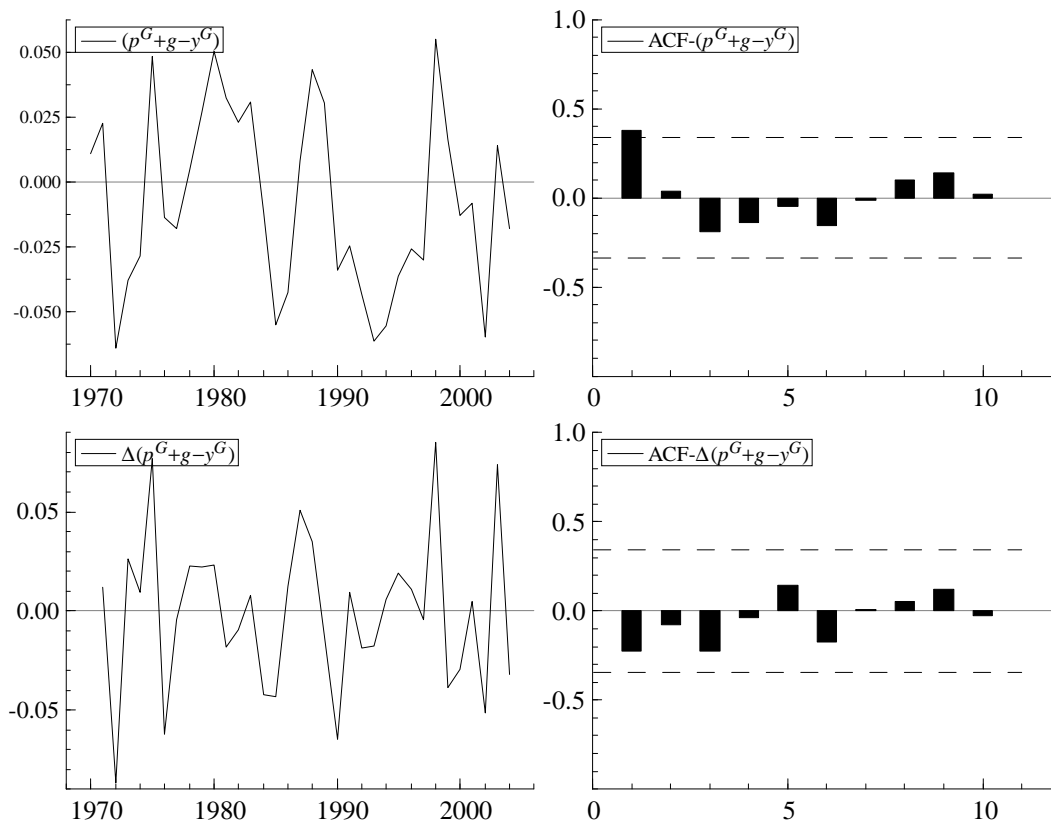
Enhetsrot-test:

Variabel	dataperiode	trend	laglengde	ADF	kritiske verdier	
					5%	1%
$p^G - p^C$	1972 – 2004	2,04	1	-0,63	-3,55	-4,26
$\Delta(p^G - p^C)$	1972 – 2004	1,67	0	-3,73*	-3,55	-4,26
$\Delta(p^G - p^C)^{35}$	1972 – 2004	1,67	0	-3,30*	-2,95	-3,64

<sup>35</sup>Trenden er utelatt i enhetsrot-testen.

Som tidsserieplottet viser, har kommunalt konsum i den senere tiden steget kraftig relativt til privat konsum. I begynnelsen av perioden var det relative prisforholdet mer stabilt. Enhetsrot-testen beholder hypotesen om ikke-stasjonaritet på nivå, og forkaster forkaster deretter når variabelen har blitt differensiert en gang. Dette resultatet får vi uavhengig av om vi utelater eller inkluderer trend i den differensierte variabelen, der trenden hadde en t-verdi som lå nær kritisk verdi. I begge tilfeller konkluderer altså testen med at variabelen er  $I(1)$  med deterministisk trend på nivå.

Kommunenes totale utgiftsandel ( $p^G + g - y^G$ ):



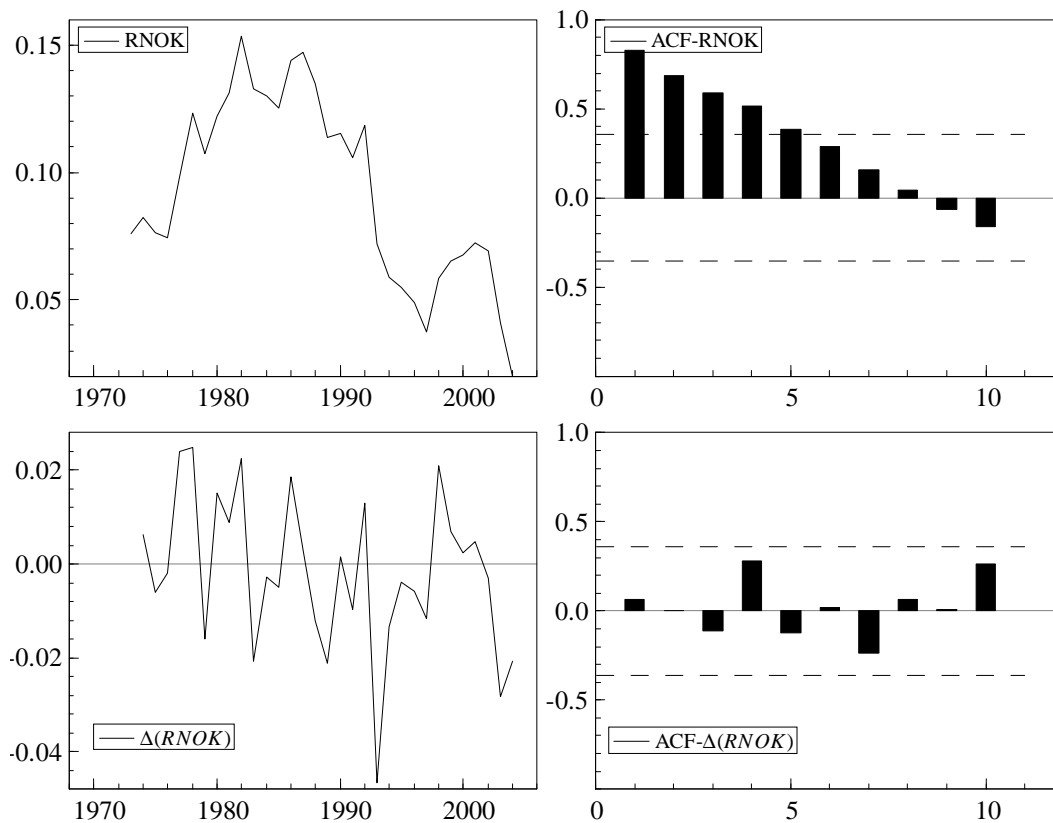
Figur 29: Tidsserieplott og autokorrelasjonsplott av kommunenes totale utgiftsandel på nivå og endringsform

Enhetsrot-test:

Variabel	dataperiode	trend	laglengde	ADF	kritiske verdier	
					5%	1%
$p^G + g - y^G$	1971 – 2004	-1,41	0	-3,80**	-2,95	-3,64

Andel av totale inntekter som brukes til å dekke løpende utgifter er en serie som ser stasjonær ut. I løpet av perioden vi ser på, har variabelen krysset sitt gjennomsnitt flere ganger. Enhetsrot-testen støtter det grafiske inntrykket og forkaster hypotesen om ikke-stasjonaritet på nivåleddet på 1% signifikansnivå. Serien er stasjonær uten deterministisk trend.

3 måneders pengemarkedsrente ( $RNOK$ ):



Figur 30: 3 måneders pengemarkedsrente på nivå og endringsform

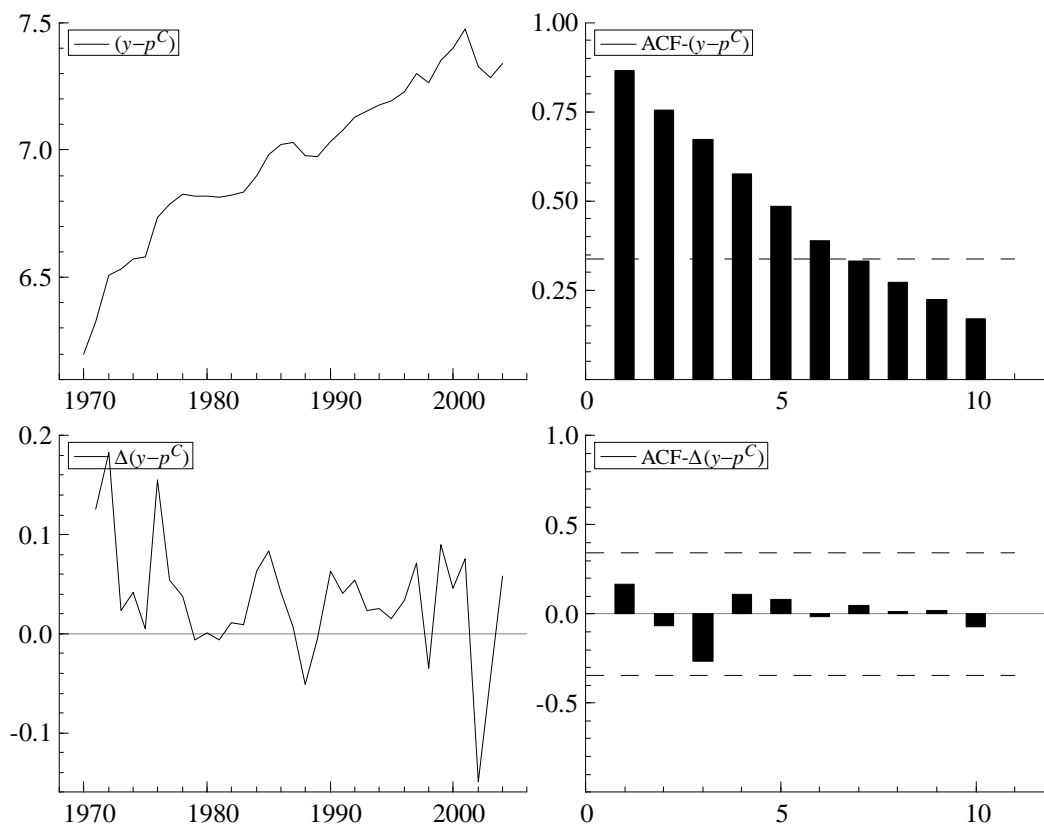
Enhetsrot-test:

Variabel	dataperiode	trend	laglengde	ADF	kritiske verdier	
					5%	1%
$RNOK$	1974 – 2004	-2,65	0	-1,67	-3,56	-4,28
$\Delta(RNOK)$	1975 – 2004	-1,01	0	-4,86**	-2,96	-3,67

Pengemarkedsrenta har fluktuert kraftig i den perioden vi ser på. Det ser ikke ut som om den har en deterministisk trend, men autokorrelasjonsplottet viser at tidligere nivåer på renta henger igjen i flere perioder. Differensiert en gang ser variabelen stasjonær ut. Enhetsrot-testen gir signifikant estimat på en svakt nedadgående trend (koeffisientanslaget er -0,0005). Videre forkaster ikke testen hypotesen om ikke-stasjonaritet. Differensiert en gang, forkaster testen på 1% signifikansnivå. Variabelen er i følge enhetsrot-testen dermed  $I(1)$  med deterministisk trend.



Realdisponibel inntekt målt i konsumvarer ( $y - p^C$ ):



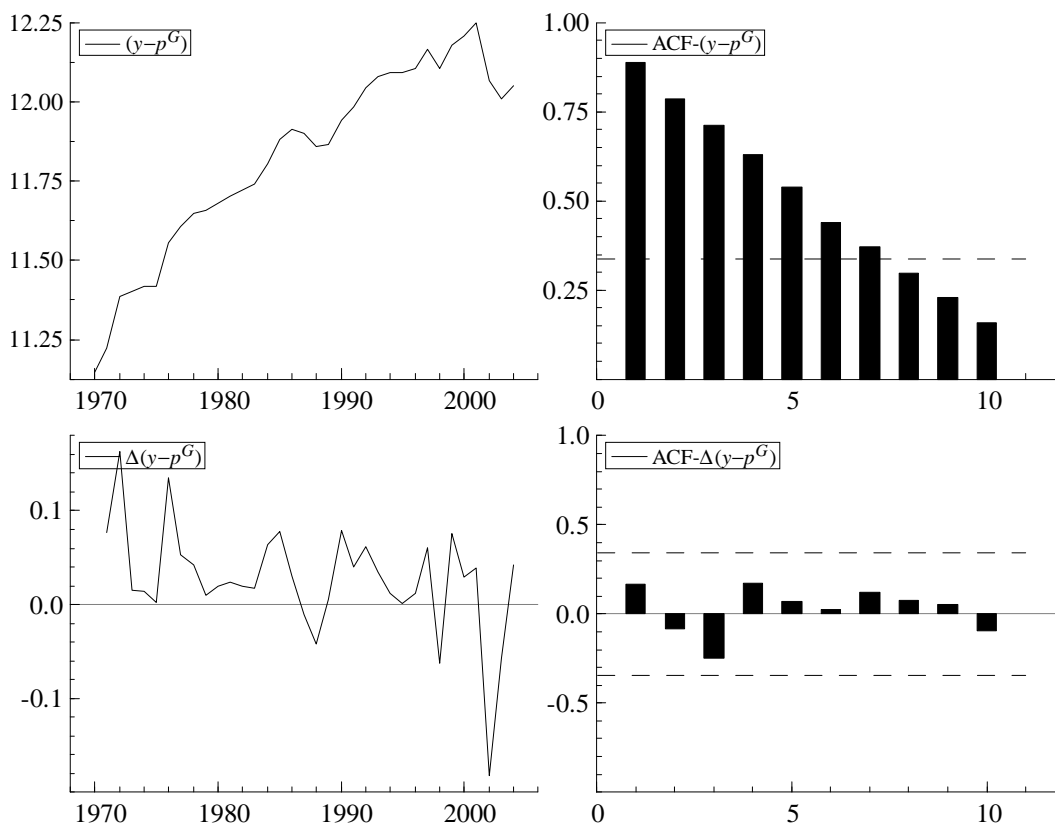
Figur 31: Tidsserieplott og autokorrelasjonsplott av innbyggernes realdisponible inntekt på nivå og endringsform

Enhetsrot-test:

Variabel	dataperiode	trend	laglengde	ADF	kritiske verdier	
					5%	1%
$y - p^C$	1973 – 2001	3, 13	2	-2,35	-3,57	-4,31
$\Delta(y - p^C)$	1972 – 2001	0, 81	2	-4,12**	-2,97	-3,69

Tidsserieplottet viser at realdisponibel inntekt har økt i hele tidsintervallet vi ser på. Det er også høy grad av autokorrelasjon. Også kommunenes realdisponible inntekt anslører et fall i 2002, og vi har anvendt data for perioden 1971-2001. Formelt konkluderer enhetsrot-testen med at serien er  $I(1)$  med deterministisk trend. Vi har støtte i data for å konkludere at realdisponibel inntekt er differensstasjonær.

Kommunesektorens realinntekt ( $y - p^G$ ):



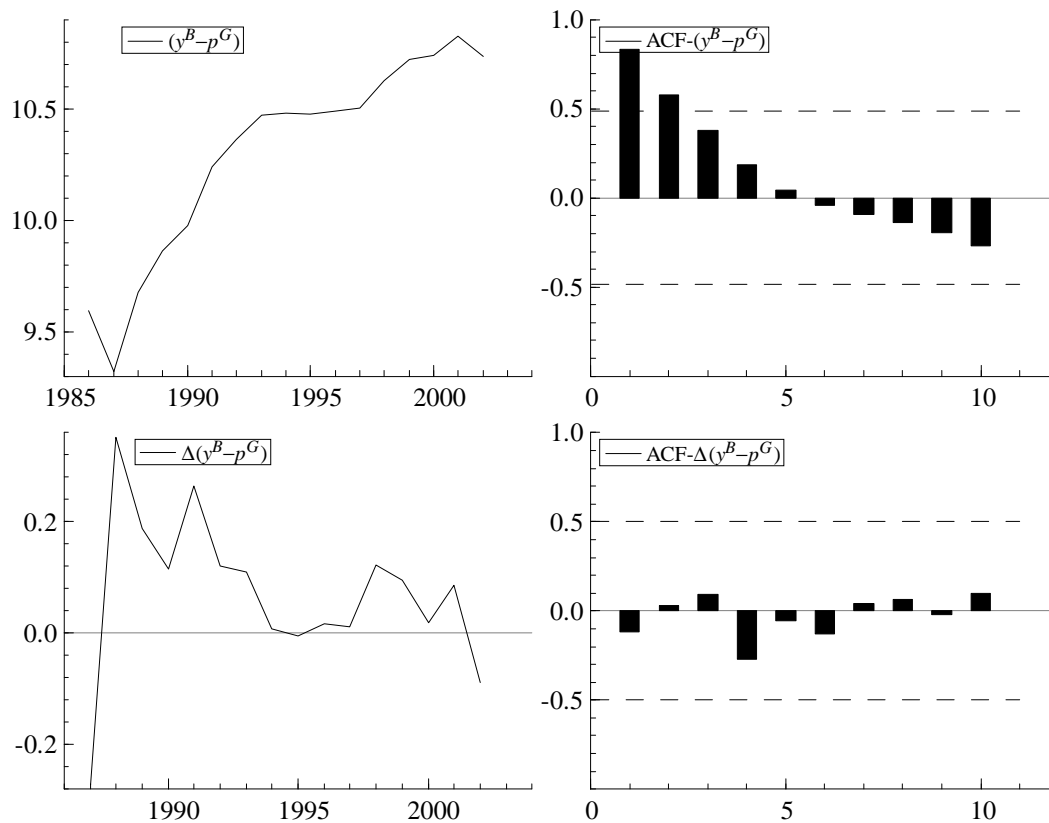
Figur 32: Tidsserieplott og autokorrelasjonsplott av kommunenes realinntekt på nivå og endringsform

Enhetsrot-test:

Variabel	dataperiode	trend	laglengde	ADF	kritiske verdier	
					5%	1%
$y - p^G$	1971 – 2001	2,44	0	-3,52	-3,56	-4,28
$\Delta(y - p^G)$	1974 – 2001	-1,82	2	-5,32**	-3,58	-4,32

Også realinntekten har økt i perioden vi ser på. Variabelen kan være integrert eller stasjonær med trend. Som vi ser av tabellen, er vi nær forkastning på 5% signifikansnivå for nivåvariabelen, og den deterministiske trenden er signifikant. Enhetsrot-testen konkluderer med at vi både har en enhetsrot og trend, og at variabelen dermed er I(1). Vi holder oss til denne konklusjonen.

Kommunesektorens bundne realinntekt ( $y^B - p^G$ ):



Figur 33: Tidsserieplott og autokorrelasjonsplott av kommunesektorens bundne realinntekt på nivå og endringsform

Enhetsrot-test:

Variabel	dataperiode	trend	laglengde	ADF	kritiske verdier	
					5%	1%
$y^B - p^G$	1986 – 2002	7,22	4	-119,4**	-3,03	-3,83

$\phi_3$ -test:

*Modell uten restriksjoner:*

$$\Delta(y^B - p^G)_t = - 8,2285 - 0,9971 (y^B - p^G)_{t-1} + 0,0818 \text{ trend}$$

(36,7)                      (114)                      (8,32)

$$RSS = 0,4283, \quad T = 1986 - 2002 = 17$$

*Modell med restriksjoner:*

$$\Delta(y^B - p^G)_t = 1,3985$$

(1,05)

$$RSS = 479,34, \quad T = 1986 - 2002 = 17$$

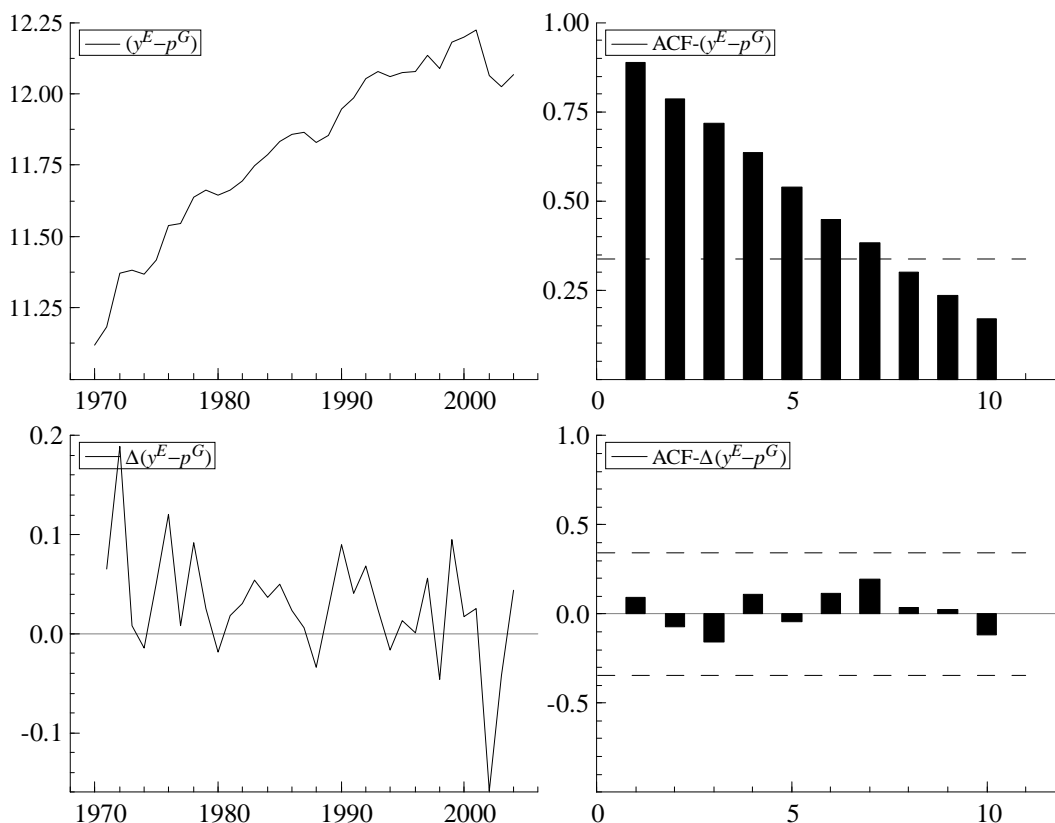
$\phi_3$ -testobservator:  $\frac{479,3417 - 0,4283}{0,4283} \cdot 6,5 \simeq 7267 > \text{kritisk verdi } (7,223)$

Den øremerkede realinntekten kommunesektoren mottar, og som vi har observasjoner for hvert år fra og med 1986, har vokst noe utover i observasjonsperioden, og det er klare tegn til autokorrelasjon. På differensiert form ser variabelen stasjonær ut. I forbindelse med sykehusovertagelsen, fikk sektoren et stort øremerket engangstilskudd til sletting av sykehusgjeld i 2002.<sup>36</sup> Dette, sammen med bortgang av det "normale" øremerkede tilskuddet forbundet med sykehusdrift, førte til en spesielt stor nedgang i det øremerkede tilskuddet året etter. I enhetsrottesten har vi derfor kun basert oss på observasjoner til og med 2002. Testen gir klar forkastning av enhetsrot i dette intervallet, der variabelen har en signifikant og positiv trend.  $\phi_3$ -testen gir en like klar forkastning av at den øremerkede realinntekten er en random walk og støtter dermed hovedalternativhypotesen om at tidsserien er stasjonær med deterministisk trend. Det er dermed fra et statistisk ståsted klar støtte for å betrakte den bundne delen av realinntekten som en stasjonær tidsserie med positiv, deterministisk trend.

---

<sup>36</sup>Hole og Gjelsvik (2007).

Kommunesektorens forventede realinntekt ( $y^E - p^G$ ):



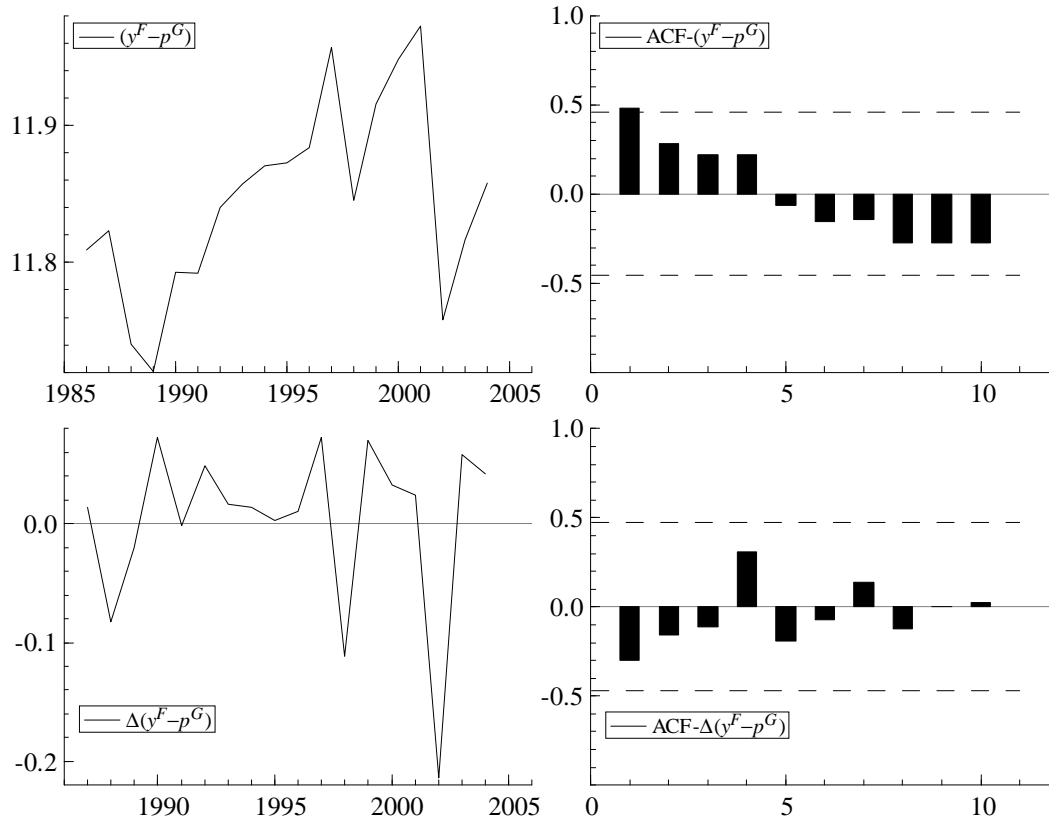
Figur 34: Tidsserieplott og autokorrelasjonsplott av kommunesektorens forventede realinntekt på nivå og endringsform

Enhetsrot-test:

Variabel	dataperiode	trend	laglengde	ADF	kritiske verdier	
					5%	1%
$y^E - p^G$	1971 – 2000	2,98	0	-3,48	-3,57	-4,29
$\Delta(y^E - p^G)$	1972 – 2000	-2,07	2	-5,88**	-3,57	-4,31

Tidsserieplott av kommunesektorens forventede realinntekt viser at serien har vokst nokså jevnt fram til sykehusovertagelsen i 2002. Vi har derfor valgt å se bort fra de eneste observasjonene i enhetsrottestene. Der er høy grad av autokorrelasjon i variabelen på nivåform, og på bakgrunn av at realinntekten selv,  $y - p^G$ , viste seg å være I(1), er det ikke uventet at også forventet realinntekt er I(1). Dette bekreftes av enhetsrottestene, som forkaster ikke-stasjonaritet av variabelen på endringsform.

Kommunesektorens frie realinntekt ( $y^F - p^G$ ):,



Figur 35: Tidsserieplott og autokorrelasjonsplott av kommunesektorens frie realinntekt på nivå og endringsform

Enhetsrot-test:

Variabel	dataperiode	trend	laglengde	ADF	kritiske verdier	
					5%	1%
$y^F - p^G$	1987 – 2002	2,85	0	-2,93	-3,71	-4,62
$\Delta(y^F - p^G)$	1988 – 2002	2,21	2	-3,97**	-3,07	-3,92

De fleste inntektene kommunesektoren mottar, kommer som frie midler, enten i form av rammetilskudd eller som skatteinntekter. Siden realinntekten,  $y - p^G$ , er integrert av grad 1, og de øremerkede inntektene viste seg å være klart stasjonære, bør de frie inntektene være integrert av grad 1. Enhetsrotestene bekrefter dette, og vi slutter at tidsserien er I(1) med positiv trend. Også her har vi basert oss på et intervall som unngår de siste ekstreme observasjonene.

## B Oversikt over faktiske og forventede skatteinntekter for kommunesektoren 1970-2005

I budsjetteringsarbeidet forholder kommunene seg til anslag på skatteinntektene i året som kommer. Dette anslaget kan være feil, og denne anslagsfeilen kan være en forklaringsvariabel for aktivitetsnivået og driftsresultatet i kommunene. For å undersøke slike eventuelle avvik nærmere har vi forsøkt å finne anslag og regnskapstall for kommunesektorens skatteinntekter 1970-2005. Borge og Rattsø (2002) har tidligere publisert slike anslag og drøfter effekten av avvik mellom anslag og realiserte tall.

I Nasjonalbudsjettet i oktober gir Finansdepartementet sitt anslag for kommunenes skatteinntekter i året som kommer. Vi har antatt at dette tallet er det kommunesektoren samlet – eller kommunene i gjennomsnitt – legger til grunn som det beste anslaget på skatteinntekter når de i løpet av høsten jobber fram sine budsjetter. Revidert nasjonalbudsjett kommer på forsommeren i budsjettåret, og vil nok spille inn på kommunenes reviderte budsjetter. Likevel er det anslaget fra nasjonalbudsjettet året før som vi har valgt som variabelen for kommunenes anslag på skatteinntektene.

For å se på avvik mellom anslag og regnskap er det viktig å ha sammenlignbare tall. I Nasjonalbudsjettene gjengis historiske tall i samme tabell som anslagene. Det eldste tallet i hver enkelt nasjonalbudsjettpublikasjon er brukt som regnskapstall.

Det er kommunenes bokførte skatteinntekter som er registrert i dette arbeidet. Fram til 1995 var dette det eneste Finansdepartementet publiserte, mens eventuelle avvik mellom bokførte og påløpte skatter ble ført opp som en rent statlig skatt. Fra og med 1996 publiserte Finansdepartementet to tall for kommunesektorens skatteinntekter - ett som videreførte tradisjonen med bokførte skatteinntekter, og ett som ble kalt "Påløpte skatter, kommuner". Her har de tatt en andel av differansen mellom bokførte og påløpte skatter og plassert dette på kommunesektoren.

Statistisk sentralbyrå samler inn tall over faktiske bokførte skatteinntekter. Disse er gjengitt i Teknisk beregningsutvalg, vår 2006, tilbake til 1988. Fra og med 1996 har nasjonalbudsjettet publisert så å si identiske tall som SSB.

Med hovedrevisjonen av Nasjonalregnskapet i 1995 endret tallserien for kommunenes skatteinntekter seg. SSB har revidert tallserien tilbake til 1988 etter de nye reglene. Nasjonalbudsjettet for 1996 og utover benytter disse nye definisjonene. Sikre regnskapstall for 1994 og 1995 er bare publisert med de nye føringsreglene, mens anslagene for skatteinntektene disse årene ble publisert etter de gamle reglene. Dermed vanskeliggjøres beregning av avviket mellom anslag og regnskap.

Beregning av regnskap for 1994 og 1995 etter gammel regnskapsføring

Vi trenger regnskapstall for skatteinntekter i 1994 og 1995 som er sammenlignbare med de publiserte anslagene, som var de kommunene hadde å forholde seg til i sine budsjetteringsprosesser.

I og med at SSB oppdaterte regnskapstall tilbake til 1988 med hovedrevisjonen i 1996, samtidig som publikasjoner fra 1995 har regnskapstall for perioden 1988-1993 ført etter de gamle regnskapsreglene, kan vi undersøke om det er systematisk avvik mellom de

to regnskapstallene, og deretter beregne regnskapstallene for 1994 og 1995 ved å anta at avviket fulgte samme mønster disse årene. En kontroll er da om anslagene er lavere enn våre beregnede regnskapstall, slik den kvalitative omtalen i Nasjonalbudsjettet for 1995 oppgir.

I tabellen under rapporterer NB-kolonnen tallet Nasjonalbudsjettet oppgir for årene 1988-1993 med den gamle regnskapsføringen, mens TBU-kolonnen angir de nye tallene for den samme perioden. Regnskapstall for skatteinntekter til kommuneforvaltningen er i millioner kroner.

	NB	TBU	Avvik, nominelt	Avvik, prosent
1988	58153	56373	1780	3,16
1989	60287	58699	1588	2,71
1990	63277	61552	1725	2,80
1991	66018	64019	1999	3,12
1992	67265	65322	1943	2,97
1993	70300	68306	1994	2,92

Avviket er i gjennomsnitt 2,947 med et standardavvik på 0,176. På tross av at seks observasjoner er tynt datagrunnlag, bruker vi dette gjennomsnittet i den videre beregningen av regnskapstall for 1994 og 1995 etter gammel metode. Dermed blir de beregnede regnskapstallene for skatteinntekter i 1994 og 1995 etter den gamle regnskapsføringen:

	NB	TBU	Avvik, nominelt	Avvik, prosent
1994	77196	74986	2210	2,95
1995	78135	75898	2237	2,95

Ved å bruke disse tallene får man den samme kvalitative konklusjonen med hensyn til avvik mellom anslag og regnskap som er omtalt i Nasjonalbudsjettet for 1996, og resultatet samsvarer med fortegnet til det avviket som Borge og Rattsø (2002) oppgir.

1996 var ett av mange år med høyere anslag enn regnskap på kommunenes inntekter. Det var imidlertid det eneste året der Stortinget kuttet i overføringene til kommunene i løpet av året for å kompensere for noe av feilanslaget.<sup>37</sup> I Revidert nasjonalbudsjett for 1996 het det at skatteinntektene var antatt å overstige anslaget som var presentert i Saldert nasjonalbudsjett i desember 1995 med 1300 millioner kroner. Videre påpekes det at kommunene så ut til å få 80 millioner mer i gebyrinntekter enn anslått, og at overraskende høy prisstigning ville tilsvare 500 millioner mindre inntekter. Totalt lå kommunene an til å få 880 millioner kroner mer enn i anslaget fra desember. På denne bakgrunnen vedtok i Stortinget i juni 1996 etter forslag fra regjeringer å redusere rammeoverføringene med 600 millioner kroner.

Selv om de økte skatteinntektene og de reduserte overføringene fordelte seg ulikt på ulike kommuner og fylkeskommuner, er det i makro likevel rimelig å se på kuttet som inndragning av 600 millioner kroner av skatteinntektene til kommunene. I den videre

<sup>37</sup>Se Borge og Rattsø (2002).



analysen er dette gjort for 1996. Regnskapstallet for skatteinntekter er i Nasjonalbudsjettet for 2000 oppgitt å være 80747. I denne analysen er skatteinntektene i 1996 dermed satt til å være 80147 millioner kroner. I tabellen under har vi gjengitt anslag på skatteinntektene og regnskapstallene for hele perioden, samt avviket i nominelle verdier og i prosent.

År	inntekt	anslag	anslagsfeil		År	inntekt	anslag	anslagsfeil	
			nominelt	prosent				nominelt	prosent
1970	7150	6900	250	3,6	1988	58153	55835	2318	4,2
1971	8273	7850	423	5,4	1989	60287	59555	732	1,2
1972	9552	9352	200	2,1	1990	63277	63510	-233	-0,4
1973	10966	10644	322	3,0	1991	66018	66285	-267	-0,4
1974	12896	12050	846	7,0	1992	67265	68300	-1035	-1,5
1975	14929	14907	22	0,1	1993	70300	70160	140	0,2
1976	17978	17591	387	2,2	1994	77196	73650	3546	4,8
1977	20738	19060	1678	8,8	1995	78135	75979	2156	2,8
1978	22492	22128	364	1,6	1996	80147	76530	3617	4,7
1979	23244	23370	-126	-0,5	1997	85185	80580	4605	5,7
1980	25217	24000	1217	5,1	1998	88640	86386	2254	2,6
1981	29408	27800	1608	5,8	1999	89968	90460	-492	-0,5
1982	32690	31380	1310	4,2	2000	93634	92050	1584	1,7
1983	34872	35300	-428	-1,2	2001	107644	103270	4374	4,2
1984	37436	36406	1030	2,8	2002	90881	90904	-23	0,0
1985	42807	39772	3035	7,6	2003	96943	99508	-2565	-2,6
1986	48218	44302	3916	8,8	2004	101240	104365	-3125	-3,0
1987	53282	50320	2962	5,9	2005	107940	106780	1160	1,1

Kilde: Finansdepartementet. Enhet: Millioner kroner, løpende verdi. Skatteinntekter for årene 1994 og 1995 er beregnet. Kolonnene anslagsfeil, prosent sammenfaller med vår tidsserie B\_AVVIK.

Finansdepartementet har gjennomgående underestimert kommunesektorens skatteinntekter. I bare 9 av 36 år har finansdepartementet gitt anslag på kommunenes skatteinntekter som har vært høyere enn de faktisk har blitt. Sju av disse overestimatene har kommet etter 1989. Underestimatene har i snitt vært på 4 prosent mens overestimatene i snitt har vært på 1 prosent. I gjennomsnitt har departementet underestimert med 2,7 prosent, noe som i 2005-budsjettet ville tilsvart nesten 2,9 milliarder kroner.

Borge og Rattsø (2002) har gjort samme observasjon. Ved å se på avvik mellom anslag og realisering av vekstrate i skatt fra inntekt og formue finner de at det i perioden 1986-1999 bare er to år der Finansdepartementet har anslått inntektene for høyt. Forfatterne begrunner dette med at Finansdepartementet gjennomgående anslår for lav vekst i lønn til offentlig ansatte.

## C Statlige overføringer til kommunesektoren 1986-2004

År	overføring fra stat	rammetilskudd	øremerket tilskudd
1986	37062	29751	7311
1987	40504	34336	6168
1988	45370	36103	9267
1989	51000	39442	11558
1990	54326	41034	13292
1991	58800	40887	17913
1992	63489	42951	20538
1993	63888	40697	23191
1994	65820	41823	23997
1995	67281	42453	24828
1996	68825	42701	26124
1997	73647	46242	27405
1998	79264	46699	32565
1999	86363	49199	37164
2000	93877	54186	39691
2001	99198	52944	46254
2002	97341	53063	44278
2003	82142	53425	28717
2004	85677	55108	30569

Kilde: Kommunal- og regionaldepartementet. Millioner kroner, løpende verdi.

## D Variabeldefinisjoner

*Variabel :*    *Beskrivelse :*

---

$B$	Kommuneforvaltningens driftsutgifter
$C^G$	Kommuneforvaltningens gebyrinntekter
$C^P$	Befolkningens private konsum fratrukket gebyrinntekter
$C^G$	Befolkningens konsum av gebyrbelagte tjenester
$D$	Kommuneforvaltningens kapitalslit i faste priser
$DUM1991$	Dummy for privatisering av Oslo Energi i 1991 <sup>38</sup>
$DUM1992$	Dummy for endret regnskapsmetode i forbindelse med ferieavvikling
$DUM2002$	Dummy for statlig overtagelse av spesialisthelsetjenesten
$G$	Kommunesektorens totale utgifter
$K$	Kommunesektorens kapitalbeholdning
$\Delta K$	Netto realinvesteringer i kommunesektoren
$P^B$	Prisdeflator for driftsutgifter
$P^C$	Prisdeflator for privat konsum
$P^D$	Prisdeflator for depresiering
$P^G$	Prisdeflator for kommunesektorens totale utgifter
$STEP85$	Stepdummy for dereguleringen av kredittmarkedet i 1984 <sup>39</sup>
$STEP86$	Stepdummy for innføring av nytt inntektssystem for kommunesektoren
$U$	Arbeidsledighetsprosent
$\Delta U$	Endring i arbeidsledighet
$W$	Kommunesektorens finansielle netto formue
$\Delta W$	Kommunesektorens netto finansinvesteringer
$Y$	Kommunesektorens disponible inntekt
$Y^B$	Kommunesektorens bundne inntekt
$Y^E$	Kommunesektorens forventede disponible inntekt
$Y^F$	Kommunesektorens frie disponible inntekt
$Y^G$	Kommunesektorens nominelle disponible inntekt fratrukket gebyrinntekter
$Y^P$	Nominell konsumdisponibel inntekt for befolkningen

---

<sup>38</sup>De ulike dummiene antar verdien 1 i det aktuelle året og er 0 ellers.

<sup>39</sup>Dummiene antar verdien 1 fra og med 1985 og er 0 ellers.

<i>Variabel :</i>	<i>Beskrivelse :</i>
$c^G - y^P$	Konsumentenes andel av disponibel inntekt som går til å betale gebyrer
$f(\frac{W_t}{Y_t})$	Kommunenes netto formuesandel (andel av totalinntekter fratrukket gebyrer)
$f(\frac{W_t}{Y_t^G})$	Kommunenes netto formuesandel (andel av totalinntekter)
$B\_AVVIK$	Prosentvis avvik mellom realiserte og forventede skatteinntekter
$p^B - p^G$	Pris på drift relativt til samlede kommunale utgifter
$p^B + b$	Kommunesektorens omfang av driftsutgifter
$p^B + b - y^G$	Kommunesektorens andel av totalinntekter som går til drift
$p^C - p^G$	Pris på konsumvarer relativt til prisen på kommunale og fylkeskommunale varer
$p^D + d - y^G$	Kommunesektorens andel av totalinntekter som går til depresiering
$p^G - p^C$	Pris på kommunale og fylkeskommunale varer relativt til konsumvarer
$p^G + g - y^G$	Kommunesektorens andel av totalinntekter som går til å dekke løpende utgifter
<i>Realrente</i>	Utviklingen i pengemarkedsrenta justert for inflasjon
<i>RNOK</i>	3 måneders pengemarkedsrente
$y - p^C$	Kommunesektorens realinntekt (målt i konsumvarer)
$y - p^G$	Kommunesektorens realinntekt
$y^B - p^G$	Kommunesektorens realinntekt, bundne midler
$y^E - p^G$	Kommunesektorens forventede realinntekt
$y^F - p^G$	Kommunesektorens realinntekt, frie midler
$y^G - p^G$	Kommunesektorens realinntekt inklusive gebyrer

Alle dataseriene er lastet ned 14.02.2006 og er i hovedsak hentet fra Nasjonalregnskapet. Dataseriene har basisår 2003, med unntakt av dataserien  $p^C$ , som har basisår 1998. Dataserien  $B\_AVVIK$  dokumenteres i vedlegg 2. Dataserien  $RNOK$  er lastet ned fra Nasjonalregnskapet 29.09.2006. Dataserien  $U$  er lastet ned fra Nasjonalregnskapet 27.02.2007. Små bokstaver angir logaritmen til store bokstaver, slik at  $b = \log(B)$ . Driftsutgiftsandelen, for eksempel, er definert som  $p^B + b - y^G = \log(\frac{P^B \cdot B}{Y^G})$ . Dataseriene er omdefinert slik at variablene, slik de er brukt her, ikke kan hentes direkte fra Nasjonalregnskapet. Data og datatransformasjoner kan skaffes fram ved henvendelse til artikkelforfatteren.