

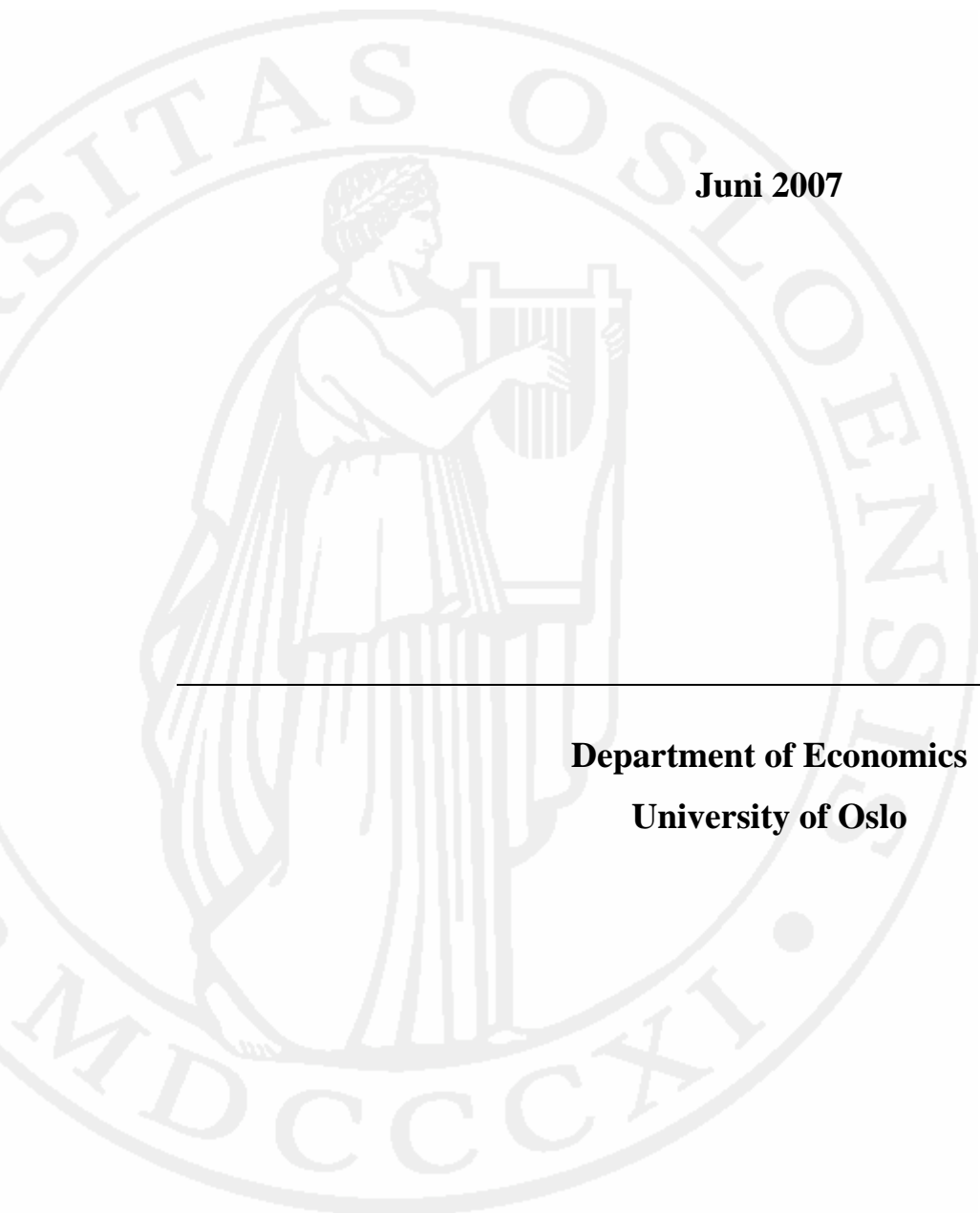
Master thesis for the Master of Philosophy in Economics degree

Kommunesektorens makroøkonomiske tilpasning

Marit Linnea Gjelsvik

Juni 2007

**Department of Economics
University of Oslo**



Forord

Denne oppgaven er skrevet i forbindelse med et prosjekt i Statistisk sentralbyrå (SSB). Målet med prosjektet er å endogenisere kommunesektorens økonomiske adferd i SSBs makroøkonomiske modell, MODAG. Prosjektet er finansiert av Kommunenes Sentralforbund og ledes av Eilev Jansen. Dag Kolsrud, Roger Bjørnstad og Audun Langørgen er også tilknyttet. Det er en berikelse å få muligheten til å samarbeide med fagfolk i et forskningsmiljø som er så kompetent og omfattende som i Statistisk sentralbyrå. Jeg vil rette en stor takk til Eilev for hyppige tilbakemeldinger og korrekturlesing og til Roger og Dag for råd og hjelp.

Jeg vil også benytte anledningen til å takke veilederen min, Ragnar Nymo. Kunnskapen hans om økonomiske og økonometriske problemstillinger har vært uvurderlig underveis og tilbakemeldingene hans har vært konstruktive og innsiktsfulle.

Innhold

1	Innledning	1
2	Kommunesektorens plass i norsk økonomi	4
3	En modell for kommunesektorens økonomiske tilpasning over tid	9
3.1	Driftsutgiftsligningen (1973-1992)	11
3.2	Gebyrinntektsligningen (1973-1992)	13
3.3	Gjeldsligningen (1973-1992)	13
3.4	Oppsummering	14
4	Økonometrisk evaluering av Langørgens modell	15
4.1	Reestimering på opprinnelig sampel, men med reviderte data	15
4.2	Estimering på utvidet sampel	17
4.3	Vurdering av resultatene: Er ligningene balanserte?	19
5	En nærmere analyse av ligningen for kommunenes driftsutgiftsandel	29
5.1	Spesifikasjon 1 (1973-2004)	30
5.2	Spesifikasjon 2 (1973-2004)	33
5.3	Spesifikasjon 3 (1974-2004)	37
6	Konklusjon	42
7	Referanser	45
A	Grafiske plott og integrasjonstester	
B	Variabeldefinisjoner	63

1 Innledning

Kommunal sektor står for 11 prosent av bruttonasjonalproduktet og 17 prosent av den samlede arbeidsstyrken i fastlands-Norge.¹ Endret adferd 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 er eksogen i MODAG, mangler vi gjennomarbeidede og modellforankrede anslag for hvordan forvaltningen responderer på endrede rammevilkår og hvordan denne responsen påvirker økonomien ellers. Siden MODAG blant annet brukes i forbindelse med nasjonalbudsjettene, er dette et ganske alvorlig problem for styringen av norsk økonomi. Dersom man lykkes i å endogenisere deler av kommuneforvaltningens aktiviteter innenfor et omfattende økonomisk rammeverk for denne sektoren, vil det styrke MODAG som makroøkonomisk modell. Samtidig vil et slik rammeverk være et bidrag til forskning på offentlig økonomi.

Den norske kommunesektoren består av kommuner og fylkeskommuner. Som lokalt 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.² Den økonomiske handlefriheten til sektoren er derfor svært begrenset. Det er usikkert i hvor stor grad det er mulig å modellforklare sektorens bruk av ressurser.

Det har imidlertid vært arbeidet med å utvikle et økonomisk rammeverk for kommunesektoren tidligere. SSB har en egen avdeling for offentlig økonomi, og der ble det i 1995 utarbeidet et ligningssystem for kommunesektorens simultane bestemmelse av sentrale beslutningsvariable.³ Systemet består av tre ligninger; en for bestemmelse av totale utgifter til drift, en for gebyrinntekter og en for netto formue. Arbeidet resulterte i en publikasjon, men har i ettertid forblitt uprøvet. Ligningssystemet ble heller aldri forsøkt innarbeidet i MODAG.

Denne oppgaven tar utgangspunkt i ligningssystemet fra 1995. Sentralt for oppgaven har vært i hvilken grad systemet fortsatt er gyldig og om de økonomiske relasjonene systemet tar utgangspunkt i, fortsatt gjelder i dag. 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 med denne oppgaven omfatter derfor innhenting av nye data fra nasjonalregnskapet og reestimering av modellen på disse. Deretter utprøves systemet med alle tilgjengelige observasjoner. Alle beregninger

¹Med Fastlands-Norge menes all innenlandsk produksjonsaktivitet utenom næringene utvinning av råolje og naturgass, tjenester tilknyttet olje- og gassutvinning, rørtransport og utenriks sjøfart.

²Hole og Gjelsvik (2007).

³Langørgen (1995).

er foretatt i PcGive.⁴

Resultatene i denne oppgaven viser at sammenhengene i ligningssystemet fra 1995 endret seg da vi estimerte systemet på nytt med reviderte data. Særlig var dette tydelig for estimatanslagene til serien for 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. Driftsutgiftsligningen tålte utvidelsen av datasettet godt. Sikkerheten i estimatene økte, sett i forhold til reestimeringen på reviderte data. Regresjonen bekrefter hovedrelasjonene. Gebyrinntektsligningen, derimot, fikk etter sampelforlengelsen insignifikante estimater for alle forklaringsvariablene. Netto formuesligningen fikk også endret sikkerhet i estimatanslagene ved observasjonsforlengelsen. Men sikkerheten i estimatanslagene ble i dette tilfellet mindre. I tillegg forkaster regresjonen nullhypotesen om autokorrelasjonsfrie restledd.

Resultatene fra datautvidelsen evalueres dernest fra et tidsserieanalytisk ståsted. Sentralt i tilnærmingen står kravet om balanse i ligninger som beskriver økonomisk tilpasning over tid. Makroøkonomiske tidsserier har ofte et gjennomsnitt som endrer seg over tid, og dette kan innebære at tidsseriene er integrerte av ulik grad. Ligninger som forklares ved hjelp av variabler med ulik integrasjonsgrad må kointegrere for å være i balanse. Kointegrasjon er betegnelsen på en samvariasjon hos nivåvariablene som fjerner en stokastisk trend fra ligningen og dermed utgjør en langsiktig likevekt for den avhengige variabelen.

Dersom vi feilaktig har pålagt en kointegrasjonssammenheng på en ligning, blir de statistiske resultatene fra regresjonen ugyldige. Balansekravet er ikke oppfylt. Denne feilspesifikasjonen vil spesielt avdekkes over tid ettersom vi ikke har lyktes i å fange opp den langsiktige sammenhengen i ligningen.

Gebyrinntektsligningen falt sammen ved sampelforlengelsen. Vi mistenkte derfor at denne hadde pålagt en feilaktig kointegrasjonssammenheng og dermed ikke var balansert. For å undersøke mistanken, foretok vi statistiske tester på de tre ligningene gjennom Engle & Grangers kointegrasjonstest. Testen forkaster kointegrasjon i gebyrinntektsligningen. Det er altså empirisk støtte i antagelsen om at ligningen er ubalansert. Dersom man skal lykkes i å finne en spesifisering for utviklingen i gebyrinntekter, vil det være nødvendig å formulere nye relasjoner. Kointegrasjonstestene bekrefter kointegrasjon for driftsutgiftsligningen og netto formuesligningen. Vi får altså empirisk støtte for at disse er balanserte.

Videre ser vi på driftsutgiftsligningen i isolasjon. Sampelutvidelsen bekrefter i høyeste grad relasjonene fra 1995, men med flere tilgjengelige observasjoner i datagrunnlaget, er det mulig at vi kan komme fram til enda bedre modellspesifikasjoner. Vi fremsetter derfor tre alternative modellspesifikasjoner 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 drifts-

⁴PcGive Versjon 10, se Hendry og Doornik (2001).

utgiftsandelen seg i forhold til sitt eget likevektsnivå i kombinasjon med likevektsnivået på netto formuesandelen og likevektsprisen på privatkonsum relativt til offentlig konsum. Kortsiktige fluktasjoner forårsakes av realinntektsendringer og relative prisendringer.

I den en andre spesifikasjonen, *spesifikasjon 3*, stabiliserer driftsutgiftene over tid seg i forhold til sitt eget likevektsnivå. Fluktasjoner 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 1984.⁵

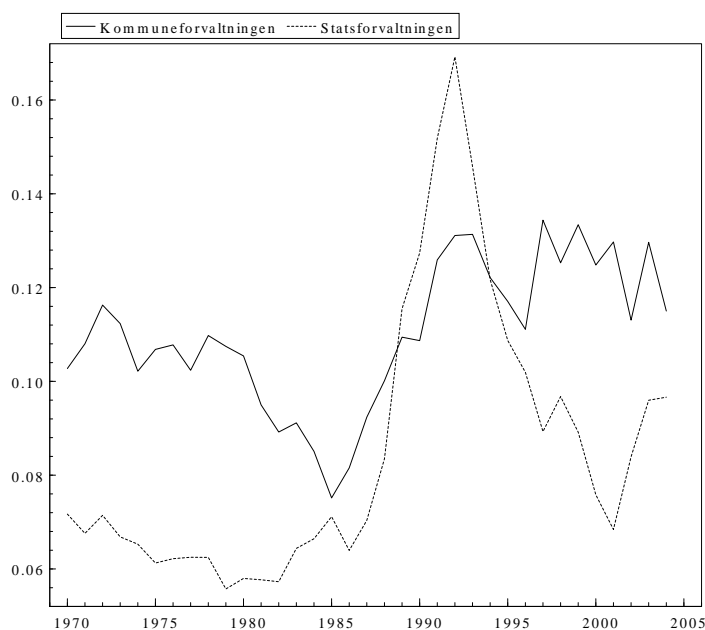
Komparativ analyse favoriserer sistnevnte spesifikasjon fra et økonometrisk ståsted. *Spesifikasjon 3* forklarer like mye som *spesifikasjon 2* i form av verdien på R^2 , men *spesifikasjon 3* har færre forklaringsvariable. Spesifikasjonen har også lavere relativ standardfeil. Imidlertid har estimatet 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 kommunene økte skatteinntekter. Den estimerte positive effekten fra renteøkningen skyldes at de økte inntektene mer enn veier opp de reduserte driftsutgiftene for kommunesektoren som helhet. Denne hypotesen etterprøves ved å inkludere arbeidsledigheten som forklaringsvariabel i *spesifikasjon 2*. Et signifikant negativt estimat for ledigheten gir empirisk støtte til antagelsen om at renteendringer kan ha en slik effekt på driftsutgiftsandelen. Hypotesen blir imidlertid verken bekreftet eller motbevist. Det er derfor vanskelig å konkludere på hvorvidt begge ligningene gir økonomisk mening.

Kapittel 1 inneholder en historisk oversikt over kommunesektorens økonomiske aktivitet i årene 1970-2004. Det er dette datavinduet vi har benyttet i estimeringen. Kapittel 2 beskriver rammeverket for modellen og setter opp ligningssystemet slik det ble estimert i 1995. Kapittel 3 presenterer resultatet av 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 4 ser nærmere på driftsutgiftsligningen. Det femte og siste kapittelet oppsummerer og konkluderer. Appendiks A inneholder konklusjoner og analyserer av de enkelte variablenes tidsserieegenskaper ved hjelp av grafiske plott og formelle tester. Appendiks B gir en oversikt over variabeldefinisjonene som er brukt i oppgaven.

⁵Hole og Gjelsvik (2007).

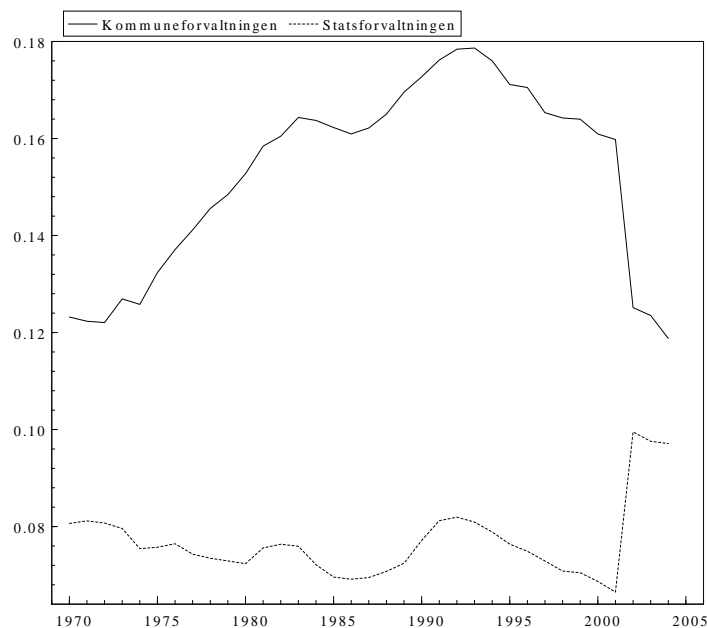
2 Kommunesektorens plass i norsk økonomi

Norge har en stor offentlig sektor som sysselsetter en betydelig del av arbeidsstyrken i landet. Derfor utgjør aktivitetsnivået i kommuneforvaltningen en vesentlig del av det samlede aktivitetsnivået i Norge. Figur 1-3 nedenfor viser henholdsvis kommunesektorens andel av investeringer i fast kapital, kommunesektorens andel av bruttonasjonalproduktet og andelen sysselsatte i kommunesektoren, alt i forhold til de samme størrelsene for Fastlands-Norge. Figurene inneholder også statens andeler av investeringer, bruttoprodukt og total sysselsetting.⁶

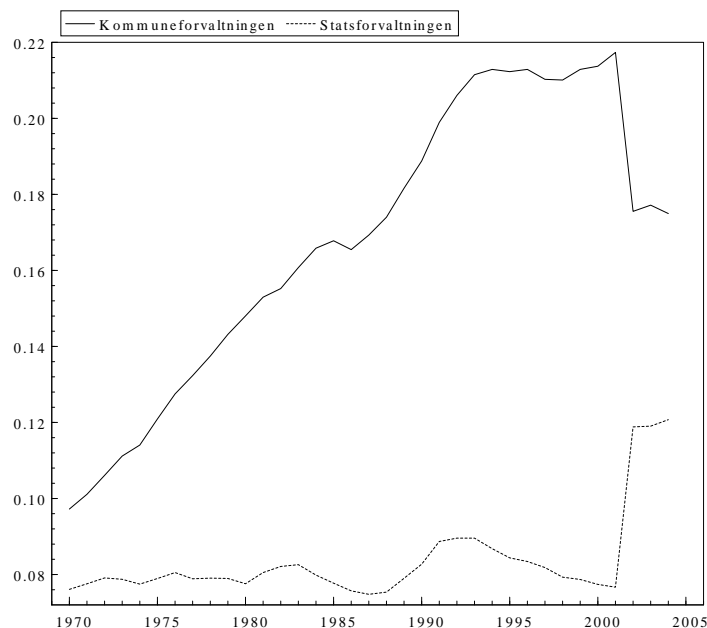


Figur 1: Kommuneforvaltningens og statsforvaltningens bruttoinvesteringer i fast kapital. Andel av totale bruttoinvesteringer i fast kapital for Fastlands-Norge. Kilde: Statistisk sentralbyrå

⁶Tallgrunnlaget i dette kapitlet 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 tallfestinger er hentet fra Hole og Gjelsvik (2007).



Figur 2: Bruttoproduktet i kommuneforvaltningen og statsforvaltningen som andel av BNP i Fastlands-Norge. Kilde: Statistisk sentralbyrå



Figur 3: Sysselsatte i kommuneforvaltningen og statsforvaltningen som andel av totalt antall sysselsatte i Fastlands-Norge. Kilde: Statistisk sentralbyrå

Som figur 1 viser, utgjorde kommuneforvaltningens andel av bruttoinvesteringer i fast kapital 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 investeringsnivået har ligget på et høyere nivå i de senere årene enn de gjorde i begynnelsen av perioden.

Den sterkeste investeringsandelsveksten finner sted i perioden fra 1985 til 1993. Veksten kan sees i sammenheng med at kommuneforvaltningen i denne perioden utbygde tilbudet sitt innen helse-, pleie- og omsorgstjenesten. I 1990 fikk kommunesektoren økte overføringer for å styrke eldreomsorgen sin, 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 ikrafttreddelsen. 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.

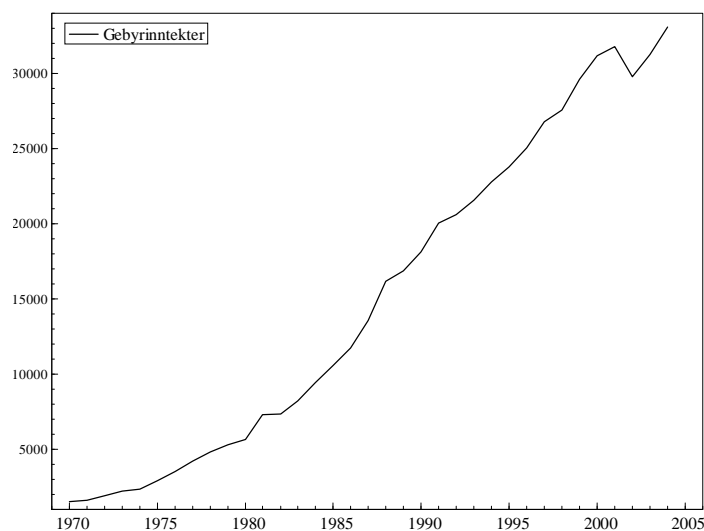
Figur 2 gir en oversikt over kommuneforvaltningens og statsforvaltningens bruttoproduktsandel i forhold til BNP for Fastlands-Norge i perioden 1970-2004. Som figuren viser, har kommunesektorens bruttoproduktsandel gjennomgående vært høyere enn statsforvaltningens bruttoprodukt. Brutttoproduktsandelen 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 driftsutgiftene fram mot 2006 skulle økes til et nivå som reellt lå om lag 4.6 milliarder 1998-kroner over utgiftsnivået i 1998.

Den oppgaveendringen 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 figuren, der kommunesektorens bruttoproduktsandel falt 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 3 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 endrer 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 denne ansvarsendringen er, som vi har sett, sykehusreformen i 2002.

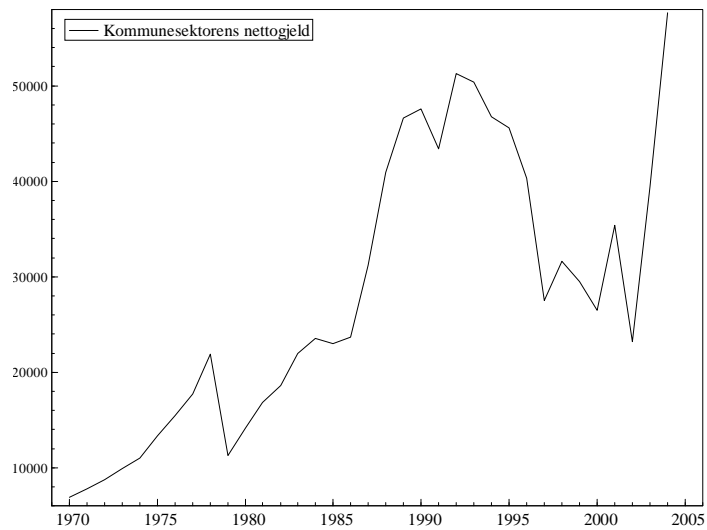
Kommunesektoren finansierer sin aktivitet gjennom frie inntekter, øremerkede tilskudd og gebyrinntekter, i tillegg til eventuelle momskompensasjoner og andre inntekter som for eksempel utbytte fra kraftselskap. De frie inntektene består av skatteinntekter og rammetilskudd. Disse kan kommunesektoren selv 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 4: Kommuneforvaltningens produksjon av gebyrinntekter i millioner kroner. Løpende verdi. Kilde: Statistisk sentralbyrå

Figur 4 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 bevilgningene over statsbudsjettet.



Figur 5: Kommuneforvaltningens netto fordringer i millioner 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 5, har gjeldsandelen gjennomgående økt fra 1970-1992. Etter dette var det en bedring i kommunesektorens nettofinansformue. I 2004 forverret finansformuen seg dramatisk. Enheten for nettogjelden er i løpende verdi og en kan dermed ikke se bort fra inflasjon i figuren.

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 driften, selv om vi ser at dette ikke alltid har vært oppfylt på år til år basis.

3 En modell for kommunesektorens økonomiske tilpasning over tid

Ligningene og resultatene i dette kapitlet bygger på Langørgen (1995). Langørgen formulerte og estimerte en modell for kommunenes simultane bestemmelse av driftsutgifter, realkapital, gebyrinntekter og kommunale 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

ΔK_t = netto realinvesteringer

ΔW_t = netto finansinvesteringer

Inntekten er en gitt størrelse som ikke kan påvirkes av sektoren selv, og dermed 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 δ_t angir en diskonteringsfaktor som avhenger av tiden.⁷ 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 og forutsetter at innbyggerne konsumerer all inntekt, kan denne inntekten 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

⁷Kommunesektoren foretar investeringer innen de tre hovedkategoriene undervisning, helse- og omsorgstjenester og annen kommunal tjenesteproduksjon. Disse har forskjelling avskrivingsrate. Depresieringskostnadene δ_t avhenger av produksjonssammensetningen på ulike tidspunkt.

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

Kommunesektoren har dermed preferanser for

- størst mulig produksjon til enhver tid, 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:

$$(4) \quad U_t = U\left(Z_t, \frac{C_t^P}{P_t^C}, \frac{W_t}{P_t^G}\right)^8$$

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 privatdisponibel inntekt, inngår denne virkningen 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 OLS i sine generelle former. Regresjonene er utført på logaritmeform, og små bokstaver angir logaritmen til variabelen med store bokstaver, dvs $y_t = \log(Y_t)$. Ligningene er forutsatt homogene i priser og inntekter. De er estimert på andelsform, slik at vi ser på endringer i driftsutgiftsandelen, gebyrinntektsandelen og gjeldsandelen. Etersom gjeldsandelen til kommunene er negativ, er $\frac{W_t}{Y_t^G}$ transformert gjennom funksjonen $f\left(\frac{W}{Y^G}\right)_t = \log\left[e^{\frac{W_t}{Y_t^G}} / \left(1 + e^{\frac{W_t}{Y_t^G}}\right)\right]$. 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, ΔK_t , blir bestemt residualt gjennom (1).

⁸ $Z_t = 1$ som en forenkling.

I arbeidet fra 1995 konkluderer Langørgen med følgende 3 spesifikasjoner.⁹

3.1 Driftsutgiftsligningen (1973-1992)

$$\begin{aligned} \Delta(p^B + b - y^G)_t = & \underset{(1.89)}{0.54} - \underset{(9.09)}{0.61} \Delta(y - p^G)_t - \underset{(5.41)}{0.35} (p^B + b - y^G)_{t-1} \\ & + \underset{(1.90)}{0.15} \Delta(p^D + d - y^G)_{t-1} + \underset{(1.09)}{0.09} f\left(\frac{W}{Y^G}\right)_{t-1} \end{aligned}$$

(5)	$\sigma = 0.0105, \quad T = 1973 - 1992 = 20$
	$F_{AR1-2}(2, 13) = 1.21 [0.33]$
	$Normality\ test \ \chi^2(2) = 1.25 [0.53]$
	$F_{RESET}(1, 14) = 0.46 [0.51]$
	$F_{ARCH1-1}(1, 13) = 0.34 [0.57]$
	$F_{HETERO}(8, 6) = 1.15 [0.44]$

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 står i klammer.

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. 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 de avhengige variablene på sikt øke med 1 prosent i løpende priser.

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 driftsandelen på sikt. Denne feilkorreksjonen kommer til uttrykk både gjennom det negative estimatet på $(p^B + b - y^G)_{t-1}$ og det positive estimatet på $f\left(\frac{W}{Y^G}\right)_{t-1}$. I tillegg kommer det positive estimatet på $\Delta(p^D + d - y^G)_{t-1}$. Denne uttrykker at budsjettandelen til drift øker når realkapitalen og dermed depresieringskostnadene øker. Investeringer har altså en positiv langsiktig virkning på

⁹I 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.

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 driftsandelen. Dersom totale overføringer i periode t øker, vil driftsandelen 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 inneværende 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 i modellen uten restriksjoner. 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 sannsynligheten for å observere en slik verdi med 2 frihetsgrader i telleren og 13 frihetsgrader i nevneren er under nullhypotesen 33 %. 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 begge er null. Dette gjøres gjennom en χ^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.

De diagnostiske testene rapporterer altså ikke om alvorlige brudd på OLS-forutsetningene.

3.2 Gebyrinntektslikningen (1973-1992)

$$\begin{aligned} \Delta(c^G - y^P)_t = & - 0.58 \Delta(y - p^C)_t - 0.65 (c^G - y^P)_{t-1} \\ & \text{(3.09)} \qquad \qquad \qquad \text{(4.08)} \\ & - 0.82 f\left(\frac{W}{Y^G}\right)_{t-1} + 0.69 (p^G - p^C)_{t-1} + 0.04 \textit{trend} \\ & \text{(2.81)} \qquad \qquad \qquad \text{(3.99)} \qquad \qquad \qquad \text{(4.13)} \end{aligned}$$

(6)

$\sigma = 0.0330, \quad T = 1973 - 1992 = 20$	
$F_{AR1-2}(2, 13)$	= 1.44 [0.27]
<i>Normality test</i> $\chi^2(2)$	= 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)

$$\begin{aligned} \Delta f\left(\frac{W}{Y}\right)_t = & - 0.23 + 0.73 \Delta(y - p^G)_t - 0.36 (p^G + g - y^G)_{t-1} \\ & \text{(3.80)} \qquad \text{(14.45)} \qquad \qquad \text{(4.54)} \\ & - 0.24 f\left(\frac{W}{Y^G}\right)_{t-1} + 0.03 DUM1991 - 0.08 DUM1992 \\ & \text{(3.41)} \qquad \qquad \text{(3.12)} \qquad \qquad \text{(6.48)} \end{aligned}$$

(7)

$\sigma = 0.0081, \quad T = 1973 - 1992 = 20$	
$F_{AR1-2}(2, 12)$	= 2.15 [0.16]
<i>Normality test</i> $\chi^2(2)$	= 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 feilkorrigerings. For lav netto finansformue vil på sikt tvinge kommunene til å prioritere å bedre denne, hvilket fanges opp av det negative estimatet på $f(\frac{W}{Y^G})_{t-1}$. I tillegg får vi en mellomlangsigtig effekt gjennom det negative estimatet til $\Delta(p^G + g - y^G)_{t-1}$. 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 på¹⁰.

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.

¹⁰De 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

Det simultane ligningssystemet som beskriver kommunesektorens økonomiske tilpasning ble estimert i 1995 basert på observasjoner fra 1970 til 1992. Den gang ble resultatene publisert på engelsk i serien Discussion Papers, og siden har modellen ikke vært i bruk. Målet vårt om å modellforklare kommunesektorens økonomiske adferd i nasjonalregnskapet (MODAG), gjør det naturlig å hente fram ligningssystemet for å se om det holder også i dag. Vi har nå 12 nye observasjoner slik at vi totalt har et datagrunnlag på 35 observasjoner. Bekrefter sampeforlengelsen 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. Antall observasjoner er de samme. 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 sampeforlengelsen. Til slutt i dette kapittelet evalueres resultatene i lys av tidsserieøkonometrisk teori.

4.1 Reestimering på opprinnelig sampe, 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 sikkerheten i estimatet for kommunenes netto formue har forverret seg kraftig. Estimatet, som i utgangspunktet var insignifkant, har forverret t-verdien fra 1.09 til 0.39. Tilhørende p-verdi har økt fra 0.29 til 0.70. Måten å bokføre netto formue på har endret seg nokså betydelig siden Langørgen hentet dataserien fra nasjonalregnskapet i 1994. I tillegg har estimatet for depresieringsandelen fått vesentlig lavere t-verdi. Også dette estimatet var i Langørgens opprinnelige regresjonsligning insignifkant. Den gang hadde Langørgen få observasjoner tilgjengelig, og han måtte i stor grad anta langsiktige økonomiske relasjoner. Inkluderin-gen av både netto formuesleddet og depresieringsleddet begrunnes ut fra antagelsen om

at det eksisterer et likevektsnivå for gjeldsnivå og realkapital. Konstantleddet har også forverret sin t-verdi. Utover dette er reestimeringen sammenlignbar med den opprinnelige regresjonen.

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

$$\begin{aligned} \Delta(c^G - y^P)_t = & - 0.41 \Delta(y - p^C)_t - 1.02 (c^G - y^P)_{t-1} \\ & \text{(1.70)} \qquad \qquad \qquad \text{(4.19)} \\ & - 0.51 f\left(\frac{W}{Y^G}\right)_{t-1} + 0.82 (p^G - p^C)_{t-1} + 0.02 \text{ trend} \\ & \text{(1.25)} \qquad \qquad \qquad \text{(3.67)} \qquad \qquad \qquad \text{(4.08)} \end{aligned}$$

(9)	$\sigma = 0.0404, \quad T = 1973 - 1992 = 20$
	$F_{AR1-2}(2, 13) = 0.11 [0.90]$
	$Normality \ test \ \chi^2(2) = 0.07 [0.96]$
	$F_{RESET}(1, 14) = 5.35 [0.04]^*$
	$F_{ARCH1-1}(1, 13) = 1.12 [0.31]$
	$F_{HETERO}(10, 4) = 0.69 [0.71]$

Gebyrinntektsligningen har i det vesentlige de samme kvalitetene med de nye dataseriene. Som for driftsutgiftsligningen, ser vi at estimatet for netto formuens andel av totalinntekt nå er insignifikant. Utover dette har alle estimatene riktige fortegn. Med unntak av estimatet for realinntekten er alle estimatene signifikante. Estimaten for realinntekten var imidlertid svært signifikant i regresjonen fra 1995 og er klart problematisk.¹¹

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):

$$\begin{aligned} \Delta f\left(\frac{W}{Y}\right)_t = & - 0.16 + 0.72 \Delta(y - p^G)_t - 0.24 (p^G + g - y^G)_{t-1} \\ & \text{(1.68)} \qquad \text{(8.50)} \qquad \qquad \text{(2.62)} \\ & - 0.15 f\left(\frac{W}{Y^G}\right)_{t-1} + 0.03 DUM1991 - 0.05 DUM1992 \\ & \text{(1.42)} \qquad \qquad \text{(1.84)} \qquad \qquad \text{(3.74)} \end{aligned}$$

(10)	$\sigma = 0.0128, \quad T = 1973 - 1992 = 20$
	$F_{AR1-2}(2, 12) = 0.32 [0.74]$
	$Normality \ test \ \chi^2(2) = 5.86 [0.05]$
	$F_{RESET}(1, 13) = 2.91 [0.11]$
	$F_{ARCH1-1}(1, 12) = 0.17 [0.69]$
	$F_{HETERO}(8, 5) = 0.10 [0.99]$

Reestimeringen av gjeldsligningen viser at alle estimatene har beholdt sine opprinnelige fortegn, og estimatene for realinntekt, kommunal utgiftsandel og DUM1992 er klart

¹¹Dersom 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 realinntekten enda mer usikkert.

signifikante. Estimater for DUM1991 har fått lavere t-verdi og dummyen er nå svakt signifikant. Opprinnelig var p-verdien 0.008, mot ny p-verdi på 0.087. Også her har vi problemer med estimatet for netto formuen. Det er tydelig at hovedrevisjonen i 1995 har påvirket effekten av netto formuen i alle de tre regresjonene. Ellers varierer størrelsene på de ulike estimatene 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.¹²

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

$$\begin{aligned}
 \Delta(p^B + b - y^G)_t &= \underset{(1.63)}{0.15} - \underset{(10.7)}{0.66} \Delta(y - p^G)_t - \underset{(5.69)}{0.24} (p^B + b - y^G)_{t-1} \\
 &+ \underset{(1.76)}{0.05} (p^D + d - y^G)_{t-1} + \underset{(1.15)}{0.06} f\left(\frac{W}{Y^G}\right)_{t-1} \\
 &- \underset{(11.3)}{0.20} DUM2002
 \end{aligned}
 \tag{11}$$

$\sigma = 0.0125, T = 1973 - 2004 = 32$	
$F_{AR1-1}(1, 25)$	= 0.08 [0.77] ¹³
<i>Normality test</i> $\chi^2(2)$	= 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 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 økt sikkerheten i anslagene. Vi ser at alle estimatene er mer signifikante etter sampelforlengelsen, men fremdeles er estimatet for depresieringsandelen insignifikant. Estimater for netto formuens andel av totalinntekter er også nå insignifikant, men t-verdien har bedret seg fra 0.39 til 1.15. Resten

¹²Se vedlegg 1.

¹³Fordi 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.

av estimatene 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. Ligningen har et godt potensial.

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

$$\begin{aligned}
 \Delta(c^G - y^P)_t &= - \underset{(0.09)}{0.02} \Delta(y - p^C)_t - \underset{(0.74)}{0.07} (c^G - y^P)_{t-1} - \underset{(0.22)}{0.07} f\left(\frac{W_t}{Y^G}\right)_{t-1} \\
 &+ \underset{(0.50)}{0.05} (p^G - p^C)_{t-1} - \underset{(0.08)}{0.00015} \textit{trend} - \underset{(2.38)}{0.15} \textit{DUM2002}
 \end{aligned}$$

(12)

$\sigma = 0.0487, T = 1973 - 1992 = 32$	
$F_{AR1-1}(1, 25)$	= 2.83 [0.10]
<i>Normality test</i> $\chi^2(2)$	= 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 estimatene er sterkt insignifikante. Denne ligningen har med andre ord overhodet ikke tålt forlengelsen av sampelperioden.

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

$$\begin{aligned}
 \Delta f\left(\frac{W}{Y}\right)_t &= - \underset{(1.07)}{0.08} + \underset{(5.73)}{0.66} \Delta(y - p^G)_t - \underset{(2.85)}{0.34} (p^G + g - y^G)_{t-1} \\
 &- \underset{(0.80)}{0.07} f\left(\frac{W}{Y^G}\right)_{t-1} + \underset{(0.99)}{0.02} \textit{DUM1991} - \underset{(2.50)}{0.06} \textit{DUM1992} \\
 &+ \underset{(5.23)}{0.17} \textit{DUM2002}
 \end{aligned}$$

(13)

$\sigma = 0.0217, T = 1973 - 2004 = 32$	
$F_{AR1-1}(1, 24)$	= 8.43 [0.01]**
<i>Normality test</i> $\chi^2(2)$	= 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 økt sikkerheten i anslagene. Videre beholder estimatene sine opprinnelige fortegn. Regresjonen gir signifikante estimater for realinntekt og kommunal utgiftsandel, samt dummyene for 1992 og 2002. Estimatet for kommunenes netto formue har fått enda lavere absolutt t-verdi med utvidelsen av observasjoner. I tillegg har dummyene for 1991 og 1992 økt i usikkerhet. Dummyen for 1991 er nå insignifikant, mens dummyen for 1992 fortsatt er signifikant. Estimatet for kommunal utgiftsandel, derimot, har fått økt sikkerhet. Estimatet for realinntekt er fortsatt sterkt signifikant.

Testen for førsteordens autokorrelasjon blir forkastet på 1 % signifikansnivå, noe som er markert med to stjerner i testrapporteringen. Når vi ser på tidsutviklingen i makro-økonomiske serier, ser vi ofte en høy grad av autokorrelasjon i den avhengige variabelen. Det er denne autokorrelasjonen vi forsøker å modellere. Gode modellspesifikasjoner kjennetegnes ved at feilleddet ikke inneholder autokorrelasjon, slik at den utviklingen vi ser i den avhengige variabelen i sannhet stammer fra utvikling i de økonomiske relasjonene i ligningen. I dette tilfellet har sampelforlengelsen ført til brudd i forutsetningen om fravær av første ordens autokorrelasjon. 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?

Økonomiske tidsserier har 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, ε_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 ε_t er det stokastiske restleddet. 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

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

Dette er funksjonen for en ren random walk, og det er ikke uvanlig at økonomiske tidsserier har et slik forløp. Modellen beskrevet i (15) 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 seirer avsløre at de realiserte nivåene på Y_t vandrer vekk fra startverdien uten å nærme seg noen bestemt middelvei. Denne vandringen vil resultere i at Y_t beveger seg vekk fra 0, enten i positiv eller negativ retning. A priori er det umulig å si i hvilken retning Y_t vil bevege seg.

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 det vi regresserer på, 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. En stasjonær struktur er karakterisert ved at første- og annenordensmomentene til fordelingen er konstante, slik at feilleddene har konstant gjennomsnitt og varians.

Dersom $|\phi_1| < 1$ i (14), er Y_t stasjonær. Effekten på Y_t av sjokk i ε_t er langt mindre persistent enn ved en random walk-prosess. Selv om verdien på ϕ_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 prisenivå. 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 kointegerer 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 β_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 i (14). Grunnmodellen blir dermed:

$$(18) \quad \Delta Y_t = \alpha_0 + \gamma t + \alpha_1 Y_{t-1} + \phi_1 \Delta Y_{t-1} + \phi_2 \Delta Y_{t-2} + \dots + \phi_p \Delta Y_{t-p} + \varepsilon_t$$

der de ulike ϕ -ene renser modellen for autokorrelasjon mellom ΔY_t på ulike tidspunkt og sikrer at ε_t er hvitt støy.¹⁴ Før selve testen, må signifikansen i γ -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 både avhenger om vi har med trend i (14) eller ikke og av antall observasjoner vi har til rådighet. Vi har gjennomgående operert med en kritisk absoluttverdi på 1.5 for trendkoeffisienten. Er γ signifikant, foretas enhetsrot-testen på modellen som er spesifisert i (18). Er trend-variabelen insignifikant, utelates denne fra (18).

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 Dickey-Fuller-tabellene for kritiske verdier, ettersom testobservatoren under H_0 ikke er asymptotisk normalfordelt. De kritiske Dickey-Fuller-verdiene er tallfestet ved hjelp av simulering, og avhenger av antall

¹⁴Testen foretas på ligningen $p + 1$ ganger, der en og en ϕ -parameter legges trinnvis til i ligningen. Det riktige antall lags for den endelige enhetsrot-testen er den høyeste ϕ -parameteren med signifikant estimat. I våre tester er p gjennomgående satt til 4.

frihetsgrader og hvorvidt vi har konstant og/ eller trend inkludert i (18). Forkastning av H_0 betyr at det er støtte i data for at $\beta_1 < 1$ og dermed 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 μ driftkomponenten; y_t avtar eller øker med μ sammenlignet med y_{t-1} uansett hva den realiserte verdien på ε_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 trend. ϕ_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 ϕ_3 -tester. ϕ_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 kvadratsumner på feilleddene; URSS (unrestricted sum of squares) for den generelle modellspesifikasjonen i (20) og RRSS (restricted sum of squares) fra modellen med nullrestriksjoner på γ og β , altså alternativet under H_0 . Modellen med restriksjoner vil alltid ha et feilledd som er minst like stort som modellen uten restriksjoner. Testobservatoren er $\phi_3 = \frac{RRSS-URSS}{URSS} \cdot \frac{(T-1)-3}{2}$, 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 ϕ_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).¹⁵ 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 er mer bestandig overfor sampelforlengelsen enn de to andre ligningene. Særlig er det gebyrinntektsligningen som svikter når vi utvider datasettet. Derfor er det grunn til å mistenke at denne ikke er balansert. Mistanken førte oss inn i en nærmere analyse av de enkelte variablenes integrasjonsgrad for dermed å undersøke om kravet til balanse var tilfredsstillt for de enkelte ligningene. Det må imidlertid presiseres at det ikke uten videre er uproblematisk 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 (18) og dette trekker ytterligere en observasjon vekk fra datagrunnlaget ettersom denne går til å se på endringer i nivåvariabelen. Dersom vi ikke oppnår forkastning i første omgang, differensieres variabelen på nytt, og dette trekker enda en observasjon vekk fra datagrunnlaget.

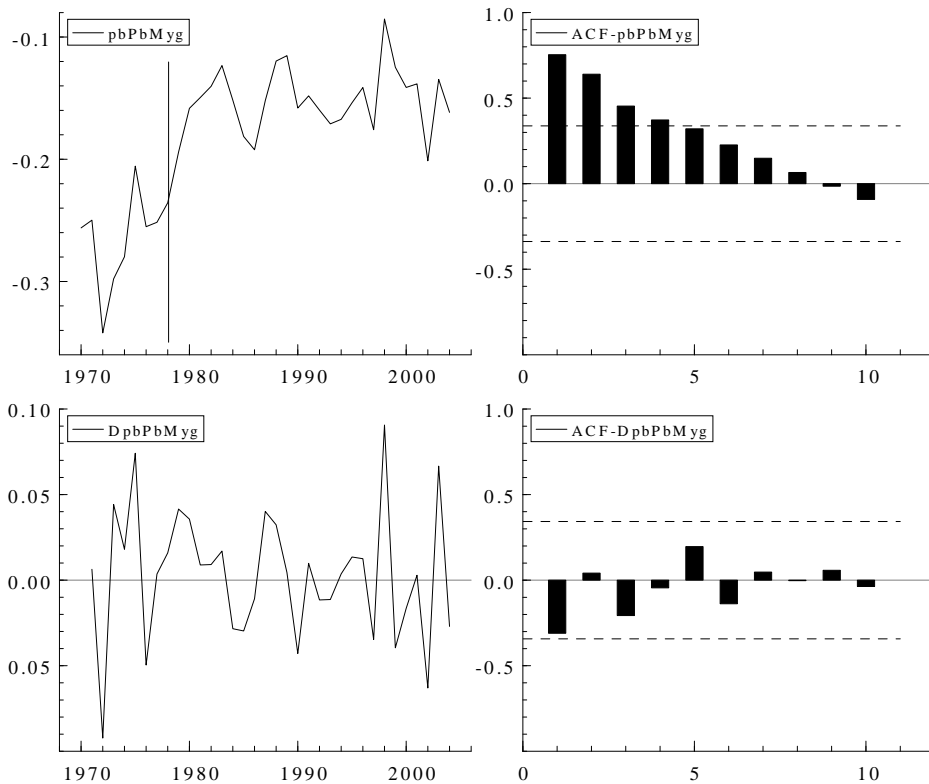
Som tidligere nevnt, kan en variabel som ser integrert ut fordi den for eksempel vokser over tid, i virkeligheten være stasjonær. Serien er ikke-stasjonær fordi den ikke har et konstant gjennomsnitt. Men det er ikke sikkert at serien inneholder en enhetsrot. Dersom man fjerner trenden, kan serien bli 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. Testen 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.

Kommunenes 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 1 på neste side viser tidsutviklingen til variabelen på nivå- og endringsform, sammen med autokorrelasjonsplott for de to. 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 den har stabilisert seg på et høyere gjennomsnitt etter for eksempel 1979. 1980-årene var innenfor sykehussektoren preget av en lavere utgiftsvekst sammenlignet med det

¹⁵Tabellen i sin helhet kan finnes i Patterson, K. (2000): An introduction to Applied Econometrics - a time series approach, s 234

ekspansive 1970-tallet. Dette kan blant annet skyldes innføringen av rammefinansiering som erstattet de tidligere kurpengene, der 75 prosent av driftsutgiftene ble 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.¹⁶ Videre kan innføringen av 9-årig grunnskole i 1971¹⁷ ha bidratt til en ytterligere driftsutgiftsøkning på 70-tallet.

Det er derfor ikke usannsynlig at driftsutgiftene stabiliserte seg på et høyere nivå etter en ekspansiv periode på 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 6: 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 kommunenes totale driftsutgiftsandel 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

¹⁶Barstad og Andersen (1990) og Hole og Gjelsvik (2007).

¹⁷Hole og Gjelsvik (2007).

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. Appendiks A inneholder grafiske plott, testresultater, samt konklusjoner angående integrasjonsgraden til de ulike variablene som inngår i de tre ligningene. Disse gjengis her i kortform:

Variabel:	Beskrivelse:	Konklusjon:
$p^B + b - y^G$	Andel av totalinntekter som går til drift	I(0)
$y - p^G$	Kommunenes realinntekt	I(1) med trend
$p^D + d - y^G$	Andel av totalinntekter som går til å dekke depresieringskostnader	I(1) med trend
$f(\frac{W_t}{Y_t^G})$	Kommunenes gjeldsandel (andel av totalinntekter)	I(1)
$c^G - y^P$	Konsumentenes andel av disponibel inntekt som går til å betale gebyrer	I(1)
$y - p^C$	Kommunenes realinntekt (målt i konsumvarer)	I(1) med trend
$f(\frac{W_t}{Y_t})$	Kommunenes gjeldsandel (andel av inntekter ekskludert gebyrer)	I(1)
$p^G - p^C$	Pris på kommunale varer relativt til konsumvarer	I(1) med trend
$p^G + g - y^G$	Andel av totalinntekter som går til samlede kommunale utgifter	I(0)
$p^B - p^G$	Pris på drift relativt til samlede kommunale utgifter	I(1) med trend
$pst - avvik$	Prosentvis avvik mellom forventede og realiserte skatteinntekter	I(0) med trend
$RNOK$	3 måneders pengemarkedsrente	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.

Dersom vi ikke har funnet en slik sammenheng, slik at den lineære kombinasjonen av variablene av høyere orden ikke eliminerer en stokastisk trend, 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.

Vi har benyttet Engle & Grangers test for å avgjøre om vi har kointegrasjon. Her ser man på de laggede nivåvariablene i isolasjon. Det er disse som utgjør likevektskorrigeringsmekanismen i ligningen dersom vi virkelig har kointegrasjon. Anta at vi har 3 variable som opptrer på nivåform, og at disse alle er $I(1)$ prosesser. Vi ønsker å vite om kombinasjonen av disse utgjør en stasjonær prosess. Dette testes ved å foreta en OLS-regresjon av den ene av nivåvariablene på de to andre, slik at den beste lineære kombinasjonen mellom de tre estimeres. Feilleddet fra regresjonen skal i dette tilfellet være stasjonært dersom vi har kointegrasjon mellom variablene. Dette testes ved vanlig enhetsrot-test på feilleddet fra OLS-regresjonen. Enhetsrot-testen foretas på feilleddet uten konstant og trend ettersom feilleddene skal være stasjonære med en middelvei på null og renset for deterministiske innslag. Ligning (18) blir dermed:

$$\Delta Y_t = \alpha_1 Y_{t-1} + \phi_1 \Delta Y_{t-1} + \phi_2 \Delta Y_{t-2} + \dots + \phi_p \Delta Y_{t-p} + \varepsilon_t$$

Her er Y_t feilleddene fra OLS-regresjonen av de tre nivåvariablene. Dersom feilleddet er integrert, har ikke kombinasjonen av de tre variablene lykkes i å eliminere en stokastisk trend fra ligningen. Testen gir dermed ikke empirisk støtte til antagelsen om at vi har kointegrasjon i ligningen. Vi kan derfor slutte at regresjonen i utgangspunktet var spuriøst. Dersom feilleddet er stasjonært, gir testen støtte til antagelsen om at ligningen har en kointegrerende sammenheng.¹⁸

Ligningen for løpende driftsutgifter:

<i>Driftsutgifter</i> (<i>endring</i>)	<i>konstant</i>	<i>realinntekt</i> (<i>endring</i>)	<i>driftsutgiftsandel</i>
$\Delta(p^B + b - y^G)_t$ $I(0)$	α_1 $I(0)$	$+\alpha_2 \Delta(y - p^G)_t$ $I(0)$	$+\alpha_3 (p^B + b - y^G)_{t-1}$ $I(0)$
	<i>depresieringsandel</i>	<i>gjeldsandel</i>	<i>dummy for 2002</i>
	$+\alpha_4 (p^D + d - y^G)_{t-1}$ $I(1)$	$+\alpha_5 f(\frac{W}{Y^G})_{t-1}$ $I(1)$	$+\alpha_6 DUM2002$

¹⁸Dersom 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 ha de samme statistiske egenskapene som sin høyeste ordens integrerte ved fravær av kointegrasjon fordi det er den høyeste integrerte variabelen som dominerer i ligningen. OLS-regresjonen gjøres på alle variablene som opptrer på nivåform. Dette er det imidlertid forskjellige oppfatninger om. Patterson (2000) argumenterer på side 334 for å skille nivåvariablene som er integrert av ulik orden, slik at man i tilfellet over ville sett på de to $I(1)$ variablene i isolasjon.

I ligningen er det tre variable som inngår på lagget nivåform og som utgjør likevektskorrigeringsleddet. Ligningen er balansert dersom driftsutgiftsandelen, depresieringsandelen og gjeldsandelen kointegrerer slik at den lineære kombinasjonen mellom disse er stasjonær. Regresjon av depresieringsandelen ga følgende resultat:

$$(22) \quad (p^B + b - y^G)_t = \underset{(1.60)}{0.61} + \underset{(1.44)}{0.16} (p^D + d - y^G)_t - \underset{(2.41)}{0.45} f\left(\frac{W}{Y^G}\right)_t$$

$$\sigma = 0.0548, \quad T = 1970 - 2004 = 35$$

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

<i>Variabel</i> ¹⁹	<i>Datavindu</i>	<i>Laglengde</i>	<i>ADF</i>	5%	1%
<i>residual</i>	1971 – 2004	0	-2.427*	-1.95	-2.64

Vi får dermed forkastning av nullhypotesen om ikke-stasjonære feilledd på 5 % signifikansnivå. Dermed er det støtte i data for at den lineære kombinasjonen av nivåvariablene i driftsbudsjettligningen utgjør en kointegrerende prosess, slik at nivåvariablene i kombinasjon er stasjonære. Ligningen er balansert.

Gebyrligningen:

<i>Gebyrinntekter</i> (<i>endring</i>)	<i>realinntekt</i> (<i>endring</i>)	<i>gebyrandel</i>		
$\Delta(c^G - y^P)_t$ $I(0)$	$= \beta_1 \Delta(y - p^C)_t$ $I(0)$	$+ \beta_2 (c^G - y^P)_{t-1}$ $I(1)$		
	<i>gjeldsandel</i>	<i>relativ pris</i>	<i>trend</i>	
	$+ \beta_3 f\left(\frac{W}{Y^G}\right)_{t-1}$ $I(1)$	$+ \beta_4 (p^G - p^C)_{t-1}$ $I(1)$	$+ \beta_5 \text{trend}$ $I(0)^{20}$	

Her er det tre nivåvariable; andel av innbyggernes privatdisponible inntekt som går til å betale gebyrer, kommunenes gjeldsandel og relativ pris mellom kommunalt og privat konsum. Disse tre må kointegrere for at ligningen skal være balansert. OLS-regresjon gir:

$$(23) \quad \Delta(c^G - y^P)_t = \underset{(4.46)}{-9.37} + \underset{(3.83)}{1.86} f\left(\frac{W_t}{Y_t^G}\right) - \underset{(3.32)}{1.61} (p^G - p^C)_t$$

$$\sigma = 0.12104, \quad T = 1970 - 2004 = 35$$

¹⁹I tabellen rapporterer kolonnen ADF den observerte t-verdien fra enhetsrot-testen. Denne måles mot kritisk verdi på henholdsvis 5 % og 1 % signifikansnivå fra Dickey-Fuller tabellene rapportert i de to påfølgende kolonnene.

²⁰Trenden er i seg selv en deterministisk variabel. Dermed er utviklingen i den ikke en stokastisk prosess. Variabelen er altså ikke integrert.

Enhetsrot-test på feilleddet fra (23) :

<i>Variabel</i>	<i>Datavindu</i>	<i>Laglengde</i>	<i>ADF</i>	5%	1%
<i>residual</i>	1971 – 2004	0	-1.749	-1.95	-2.64
$\Delta(\textit{residuals})$	1972 – 2004	0	-5.916**	-1.95	-2.63

Her oppnår vi ikke forkastning av hypotesen om at feilleddet er ikke-stasjonært. Ny test på endringen i feilleddet fra periode til periode, gjør at vi får forkastning. Resultatet av enhetsrot-testen er altså at feilleddene er integrerte av første orden, og vi har ikke kointegrasjon mellom nivåleddene i gebyrligningen. Vi får dermed empirisk støtte for mistanken om at gebyrligningen ikke er balansert.

Gjeldsligningen:

<i>gjeld</i> (<i>endring</i>)	<i>konstant</i>	<i>realinntekt</i> (<i>endring</i>)	<i>total utgiftsandel</i>
$\Delta f(\frac{W}{Y})_t$	γ_1	$+\gamma_2 \Delta(y - p^G)_t$	$+\gamma_3(p^G + g - y^G)_{t-1}$
$I(0)$	$I(0)$	$I(0)$	$I(1)$
	<i>gjeldsandel</i>	<i>dummy for 1991</i>	<i>dummy for 1990</i>
	$+\gamma_4 f(\frac{W}{Y^G})_{t-1}$	$+\gamma_5 DUM1991$	$+\gamma_6 DUM1992$
	$I(1)$		
	<i>dummy for 2002</i>		
	$+\gamma_7 DUM2002$		

Gjeldsligningen har to nivåvariable på lag-form; total utgiftsandel og gjeldsandel. Engle & Grangers kointegrasjonstest resulterer i:

$$(24) \quad (p^G + g - y^G)_t = - \underset{(0.84)}{0.08} - \underset{(0.76)}{0.08} f(\frac{W_t}{Y_t^G})_t$$

$$\sigma = 0.0356, \quad T = 1970 - 2004 = 35$$

Enhetsrot-test på feilleddet fra (24):

<i>Variabel</i>	<i>Datavindu</i>	<i>Laglengde</i>	<i>ADF</i>	5%	1%
<i>residual</i>	1971 – 2004	0	-3.726**	-1.95	-2.64

Her får vi også forkastning av hypotesen om ikke-stasjonære feilledd. Dette betyr at gjeldsandelsligningen er balansert og at nivåleddene kointegrerer. Resultatene er også sterkere enn for driftsbudsjettligningen, siden hypotesen om ikke-stasjonære feilledd forkastes på 1 % signifikansnivå.

5 En nærmere analyse av ligningen for kommunenes driftsutgiftsandel

På det tidspunktet Langørgen estimerte modellen sin, hadde han et begrenset antall observasjoner å støtte seg til, og han måtte derfor i stor grad lene seg på økonomisk teori og anta langsiktige sammenhenger i ligningene. Med 12 nye observasjoner er det mulig at vi kan komme fram til bedre modellspesifikasjoner for å forklare kommunenes simultane bestemmelse av utgifter som går til drift, realkapital, gebyrinntekter og gjeld i et makroøkonomisk perspektiv.

Vi har altså, med antagelsen om at driftsutgiftsandelen er en stasjonær tidsserie, to ligninger som er balanserte i Langørgens opprinnelige system. I driftsbudsjettligningen er estimatene for netto fordringsandel og depresieringsandel insignifikante, med p-verdier på henholdsvis 0.26 og 0.09. Resten av estimatene er sterkt signifikante med p-verdier nær 0, og de diagnostiske testene gir ikke signaler om brudd på OLS-forutsetningene. Vi har høy forklaringskraft med en R^2 -verdi på 0.90. Til sammenligning har gjeldsligningen insignifikante estimater for gjeldsandelen og dummyen for 1991, med p-verdier på henholdsvis 0.43 og 0.33. Forklaringskraften er noe mindre, med en R^2 -verdi på 0.65. Det kan ikke utelukkes at vi har brudd på forutsetningen om autokorrelasjonsfrie restledd. Disse to ligningene har et potensiale det er grunn til å bygge videre på. Videre har vi konkludert med at gebyrinntektsligningen er ubalansert. Her vil det være grunn til å jakte på en helt ny modellspesifikasjon.

Samlet sett er det altså driftsutgiftsligningen som har tålt sampelforlengelsen best. Fra en økonometrisk synsvinkel er den derfor et godt utgangspunkt for videre arbeid med modellen som helhet. Men er det mulig å reformulere modellspesifikasjonen? Kan andre variable forklare enda bedre hvordan kommunene tilpasser driftsbudsjettet sitt? Og finnes det alternative likevektssammenhenger?

Den generelle ligningen vi har tatt utgangspunkt i, er

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

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:

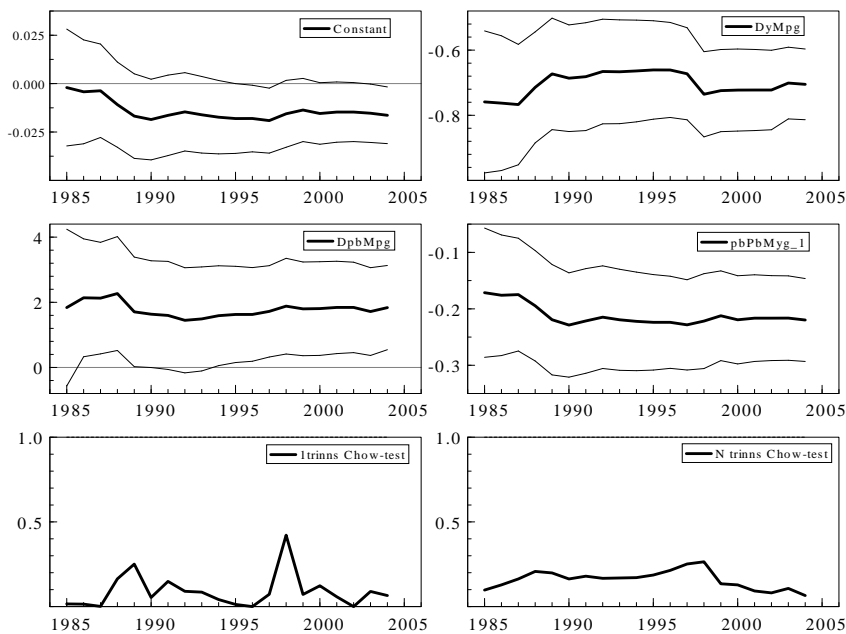
5.1 Spesifikasjon 1 (1973-2004)

$$\begin{aligned} \Delta(p^B + b - y^G)_t = & - 0.02 - 0.71 \Delta(y - p^G)_t + 1.84 \Delta(p^B - p^G)_t \\ & (2.23) \quad (13.0) \quad (2.84) \\ & - 0.22 (p^B + b - y^G)_{t-1} - 0.22 DUM2002 \\ & (5.99) \quad (12.7) \end{aligned}$$

(26)

$\sigma = 0.0114,$	$R^2 = 0.913,$	$T = 1973 - 2004 = 32$
$F_{AR1-1}(1, 26)$	$= 0.07$	$[0.79]$
$Normality\ test\ \chi^2(2)$	$= 3.57$	$[0.17]$
$F_{RESET}(1, 26)$	$= 0.62$	$[0.44]$
$F_{ARCH1-1}(1, 25)$	$= 0.14$	$[0.71]$
$F_{HETERO}(7, 19)$	$= 1.24$	$[0.33]$

Her utgjør driftsandelen det eneste likevektskorrigerende leddet i ligningen. Dersom driftsutgiftene utgjør en for stor andel av det totale inntektsnivået, vil dette føre til reduserte utgifter i det kommende året. Estimaten for likevektkorrigeringen har en t-verdi på 5.99, noe som tilsvarer en p-verdi nær 0, slik at leddet er sterkt signifikant. Ligningen er balansert siden vi har forutsatt at driftsutgiftsandelen er en stasjonær tidsserie. Kortsiktige fluktuasjoner skyldes endringer i realinntekten og endringer i relativ pris på driftsutgifter sammenlignet med samlede kommunale utgifter. Relativ standardfeil er 1.14 prosent. Til sammenligning er relativ standardfeil i den opprinnelige driftsutgiftsligningen i (11) 1.25 prosent. Vi har altså øket forklaringskraften i denne spesifikasjonen. Ingen diagnostiske tester forkaster restleddsforutsetningene.



Figur 7: Likning 26: Rekursive plott av variablene ± 2 estimerte standardfeil, og sekvenser med Chow-tester

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 ± 2 standardfeil. Slik kan man få et inntrykk av hvor stabile anslagene er og hvor utslagsgivende enkeltobsevasjoner har vært for estimatets størrelse. Dermed kan vi se graden av sikkerhet eller usikkerhet vi har i informasjonssettet og hvor egnet regresjonen er for å kunne gjøre fremskrivninger og prognoser. 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 sampeelperioden. 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 vertikale akse 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 Chow-testen i flere trinn.

Trinn 1 består i å gjøre 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.

Trinn 2 består i å utføre 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

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

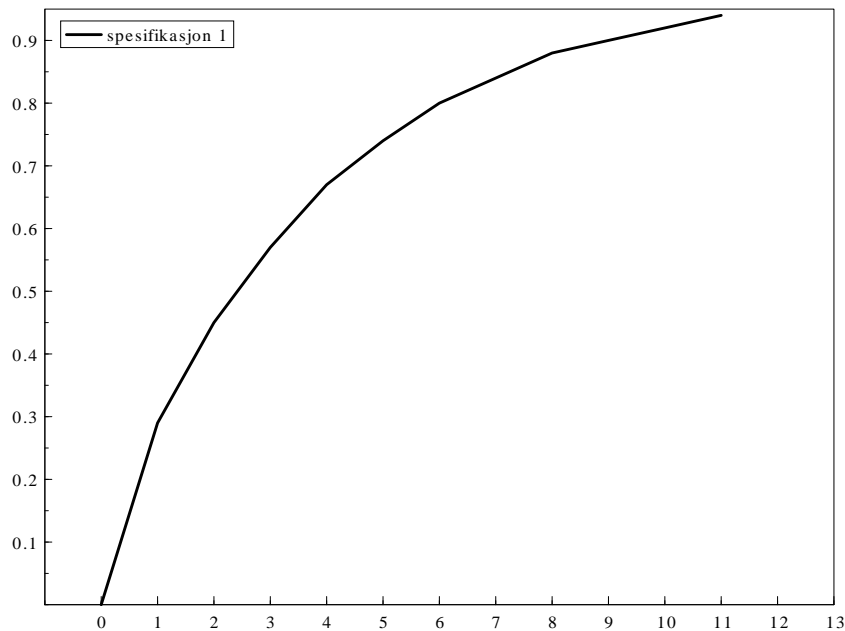
som under nullhypotesen om fravær av strukturelle brudd er F-distribuert med $(N, n-k)$ frihetsgrader. Her er k antall parametre i regresjonsligningen. $(p^B + b)$

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 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 sampeleperioden, 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 N går ned når vi beveger oss utover i grafen.²¹ Også her forkastes hypotesen om fravær av strukturelt brudd ved for høy verdi på testobservatoren.

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



Figur 8: Effekten på driftsutgifter, $p^B + b$, av å øke kommunenes totalutgifter med 1 prosent i år 1. Inntektene med og uten gebyrer er forutsatt å øke proporsjonalt.

Figuren 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

²¹PC give bruker notasjonen Ndn om denne testen, som står for N down. Programmet har også en annen test, N up, som har omvendt struktur. Etersom denne testen gir lavest utslag i det tilfellet der regresjonsligningen i utgangspunktet er dårlig, har vi valgt å ikke rapportere N up-testen i den rekursive analysen.

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.

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, og gir et enda mer korrekt 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. 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.²² Vi inkluderte dermed variabelen pst-avvik i datasettet vårt, beregnet som differansen mellom anslag og skatt i prosent av anslaget størrelse. Deretter ble den generelle modellen utvidet med denne variabelen på nivå- og endringsform. Integrasjonstester konkluderte med at dette avviket er en stasjonær variabel. Regresjonen endte etter manuell modellreduksjon på

²²Tallene for beregnede og bokførte skatteinntekter publiseres i nasjonalbudsjettene for hvert år. Beregnede inntekter annonseres i nasjonalbudsjettet året i forkant. Tallene er innhentet og systematisert i Hole og Gjelsvik (2007).

følgende spesifikasjon:

$$\begin{aligned}
 \Delta(p^B + b - y^G)_t &= \underset{(1.97)}{0.12} \Delta(p^B + b - y^G)_{t-1} - \underset{(2.01)}{0.57} - \underset{(13.1)}{0.70} \Delta(y - p^G)_t \\
 &+ \underset{(4.16)}{2.70} \Delta(p^B - p^G)_t + \underset{(2.84)}{1.84} \Delta(p^B - p^G)_{t-2} \\
 &- \underset{(6.11)}{0.26} (p^B + b - y^G)_{t-1} + \underset{(2.24)}{0.15} f\left(\frac{W}{Y^G}\right)_{t-1} \\
 (27) \quad &+ \underset{(2.08)}{0.14} (p^C - p^G)_{t-1} - \underset{(13.7)}{0.21} DUM2002 \\
 &\sigma = 0.0102, \quad R^2 = 0.941, \quad T = 1973 - 2004 = 32 \\
 \hline
 F_{AR1-1}(1, 22) &= 0.06 [0.80] \\
 Normality test \chi^2(2) &= 1.26 [0.53] \\
 F_{RESET}(1, 22) &= 3.28 [0.08] \\
 F_{ARCH1-1}(1, 21) &= 0.79 [0.38] \\
 F_{HETERO}(5, 17) &= 1.23 [0.41] \\
 \hline
 \end{aligned}$$

Estimatet for anslagsfeilen var ikke signifikant, og anslagsfeilen ble fjernet fra spesifikasjonen da vi foretok modellreduksjon. Vi kom likevel fram til en alternativ spesifikasjon.

Her har vi likevektsjustering gjennom den lineære kombinasjonen av driftsutgifter, gjeldsandel og relativ pris på privatkonsum og kommunalt konsum. Vi har kortsiktige avvik når realinntekten eller relative priser endres. Dersom realinntekten går opp, slår dette negativt ut på driftsbudsjettet gjennom at inntektsandelen øker mer enn selve driftsutgiften. Noe av den økte realinntekten vil med andre ord brukes til å betale ned på eksisterende kommunal gjeld. Dersom driftsprisene øker mer enn øvrige kommunale utgifter, vil driftsutgiftsandelen øke. Denne effekten har vi også for to perioder tilbake. Prisvridningsestimatene har forventede fortegn. 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. De diagnostiske testene godkjenner restleddsforutsetningene i regresjonen. Forklaringskraften er høyere i denne spesifikasjonen i sammenligning med spesifikasjon 1. Men disse to testresultatene er ikke sammenlignbare ettersom vi har økt antall forklaringsvariable. Relativ standardfeil i regresjonen 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 siste regresjonen.

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

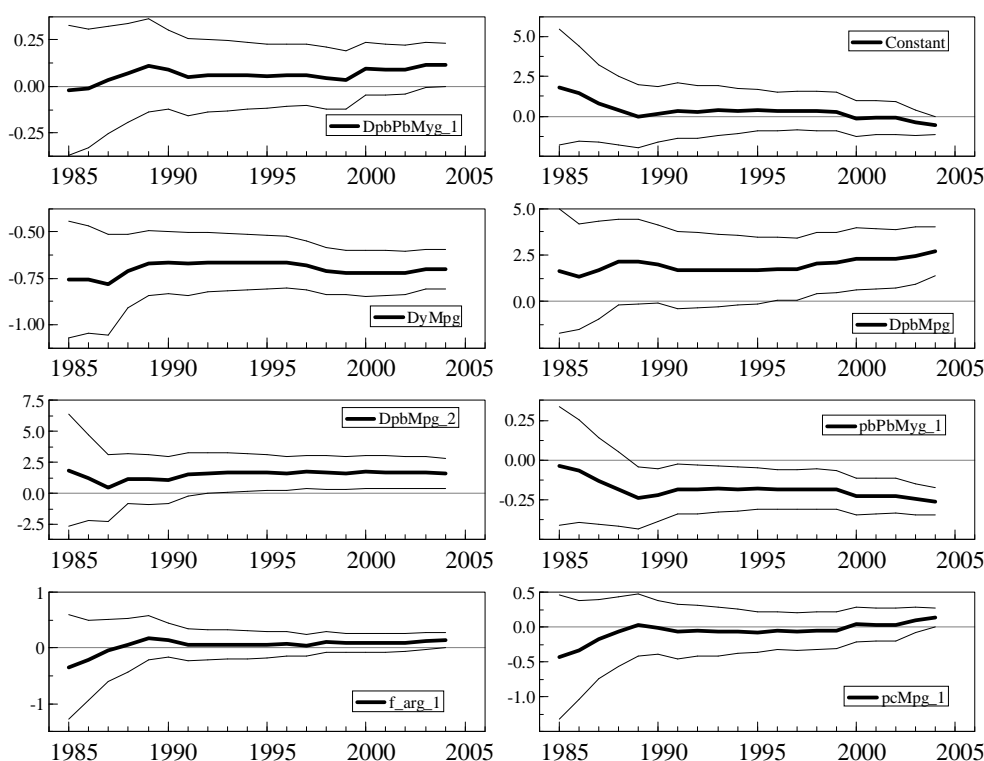
$$(p^G + g - y^G)_t = - \underset{(1.42)}{1.34} - \underset{(2.50)}{0.55} f\left(\frac{W_t}{Y_t^G}\right)_t + \underset{(1.54)}{0.34} (p^C - p^G)_t$$

$$\sigma = 0.0545, T = 1970 - 2004 = 35$$

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

Variabel	Datavindu	Laglengde	ADF	5%	1%
residual	1971 – 2004	0	-2.878**	-1.95	-2.64

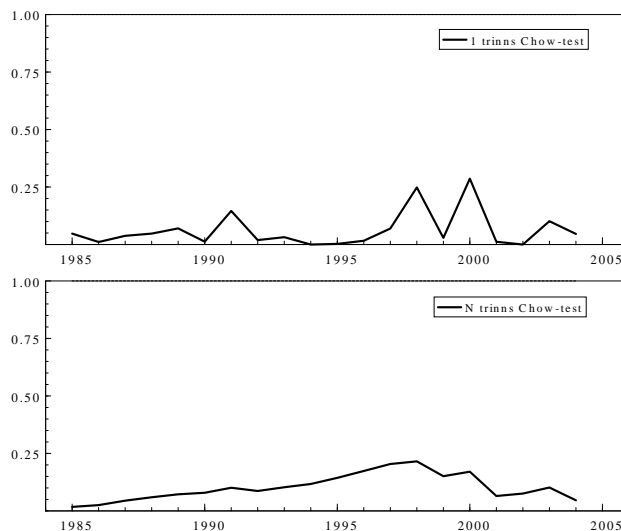
Enhetsrot-testen forkaster hypotesen om ikke-stasjonære feilledd på 1 % signifikansnivå. Vi har altså stasjonære feilledd og modellspesifikasjonen i 27 er balansert.



Figur 9: Rekursive plott av variablene ± 2 standardfeil for spesifikasjon 2

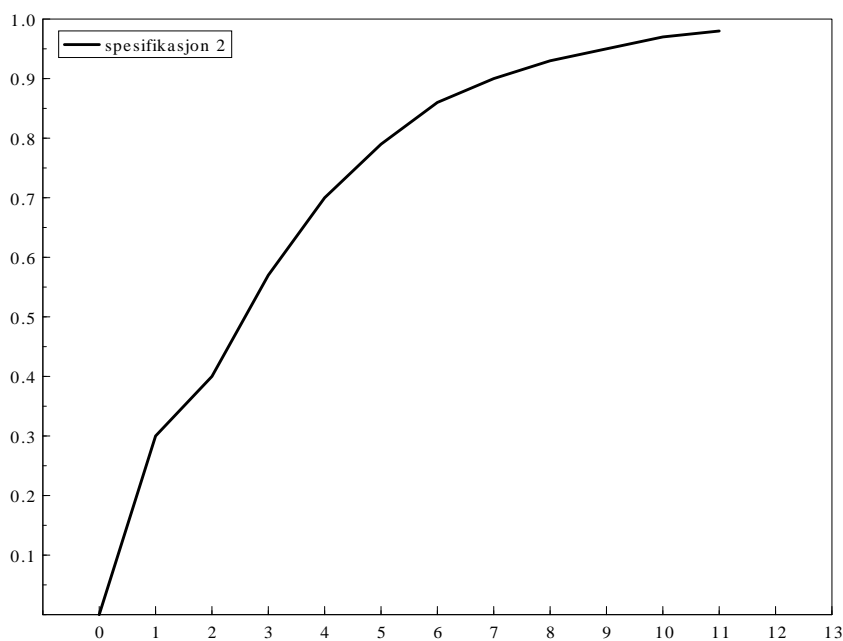
Rekursive plott ser lovende ut for den nye modellspesifikasjonen. Vi ser at sikkerheten i de ulike estimatene her bedret seg betydelig ved trinnvis økning av observasjoner i estimeringen siden 1985. Konstantleddet har falt i verdi utover i sampeelperioden. Fra og med 1989 har denne vært ganske stabil, men vi ser at det har endret fortegn i løpet av estimeringsperioden. Konstantledd som endrer seg mye i verdi kan være et tegn på feilspekifikasjon, ettersom utelatte variable vil fanges opp i dette leddet. Når det gjelder estimatet for endingen 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 10: Chowtester for spesifikasjon 2

Som vi ser av Chowtestene, er nullhypotesen om parameterstabilitet ikke truet.



Figur 11: 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 netto formue 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.²³ Med denne spesifikasjonen 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 driftsutgifter er noe høyere enn i *spesifikasjon 1*. 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)

Driftsbudsjettligningen har så langt ikke inkludert rentenivået, som vil være avgjørende spesielt for utviklingen i gjeldsbyrden til kommunene. 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:

Spesifikasjon 3 (1974-2004):

$$\begin{aligned}
 \Delta(p^B + b - y^G)_t &= - 0.02 - 0.73 \Delta(y - p^G)_t + 2.35 \Delta(p^B - p^G)_t \\
 &\quad (2.76) \quad (15.8) \quad (4.14) \\
 &+ 0.42 (STEP85 * DRNOK)_t - 0.25 (p^B + b - y^G)_{t-1} \\
 &\quad (3.05) \quad (6.74) \\
 &- 0.22 DUM2002 \\
 &\quad (15.4)
 \end{aligned}
 \tag{28}$$

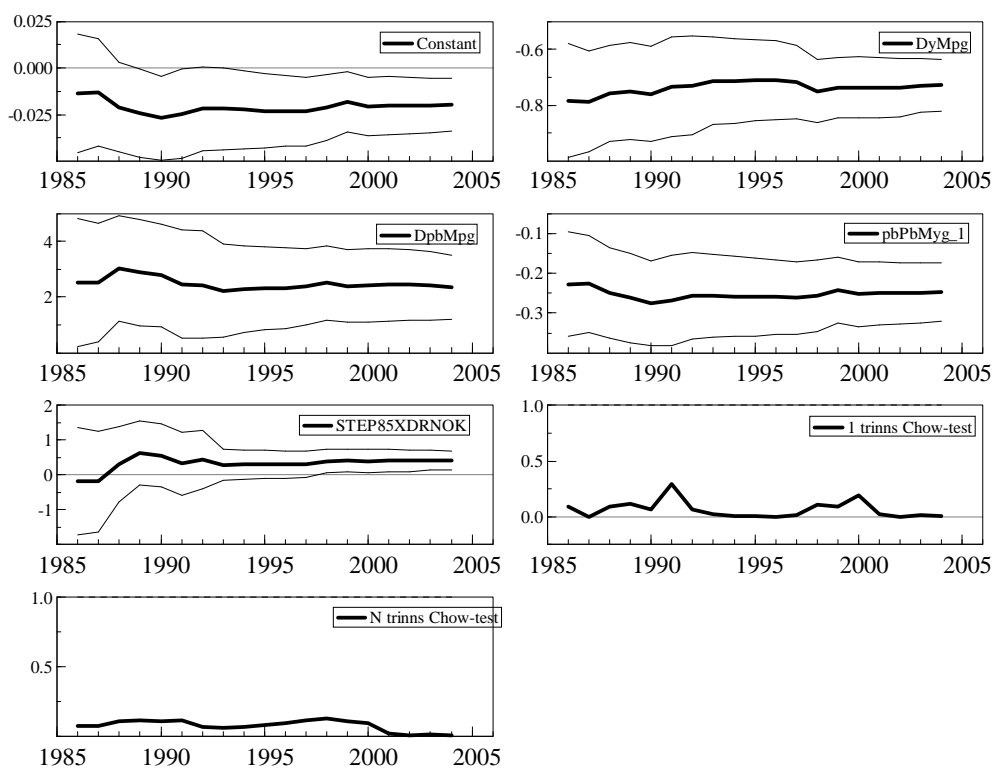
$$\begin{aligned}
 \sigma &= 0.0096, \quad R^2 = 0.941, \quad T = 1974 - 2004 = 31 \\
 \hline
 F_{AR1-1}(1, 24) &= 0.57 [0.46] \\
 Normality test \chi^2(2) &= 0.99 [0.61] \\
 F_{RESET}(1, 24) &= 2.42 [0.13] \\
 F_{ARCH1-1}(1, 23) &= 2.78 [0.11] \\
 F_{HETERO}(9, 15) &= 0.82 [0.61] \\
 \hline
 \end{aligned}$$

²³I *spesifikasjon 1* er ikke netto formue med som forklaringsvariabel i likevektsjusteringen. Denne ligningen antar altså at kommunesektoren har en konstant formuesandel på sikt.

Her er variabelen *DRNOK* endringen i nominell rente og *STEP85* er en stepvariabel som antar verdien 0 før 1985 og 1 deretter. $STEP85 * DRNOK$ uttrykker dermed endringer i driftsutgiftsandelen som fra og med 1985 kan spores tilbake til endret nominelt rentenivå. Vi oppnådde ikke signifikante estimater for realrenta og gjeldsandelen, så vi har ikke klart å finne en alternativ kointegrasjonssammenheng. I ligning (28) har vi feilkorrigerer gjennom forrige periodes omfang av driftsutgifter, som har en dempende effekt på driftsutgiftene. Endringer på kort sikt skyldes endringer i kommunal realinntekt og økte driftspriser. Etter 1985 skyldes kortsiktige avvik også endringer i nominelt rentenivå. Estimater 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 skattnivået 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 sprer driftsutgifter gjennom reduserte trygdeutbetalinger. Isolert sett vil effekten via driftsutgiftene ha en dempende effekt på driftsutgiftsandelen. Når vi ser at estimatet for nominell rente faktisk er positivt, må 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, som finner fram til den statistisk mest egnede spesifikasjonen ved å foreta en rekke F-tester og t-tester på ulike estimater i den generelle ligningen. Det er en styrke for *spesifikasjon 3* at manuell og programvarebasert modellreduksjon har kommet fram til de samme forklaringsvariablene.

Det relative standardavviket til spesifikasjonen på 0.96 prosent er også lavere enn for *spesifikasjon 2* på 1.02 prosent. 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.



Figur 12: Rekursive plott av variablene 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.

$$\begin{aligned}
\Delta(p^B + b - y^G)_t &= - 0.02 - 0.74 \Delta(y - p^G)_t + 2.69 \Delta(p^B - p^G)_t \\
&\quad (2.71) \quad (15.8) \quad (4.41) \\
&+ 0.36 (STEP85 * DRNOK)_t - 0.01 (STEP85 * \Delta U)_t \\
&\quad (2.58) \quad (1.38) \\
&- 0.24 (p^B + b - y^G)_{t-1} - 0.22 DUM2002 \\
&\quad (6.65) \quad (15.7)
\end{aligned}$$

(29)

$$\begin{aligned}
\sigma &= 0.0094, \quad R^2 = 0.945, \quad T = 1974 - 2004 = 31 \\
\hline
F_{AR1-1}(1, 23) &= 0.61 [0.44] \\
Normality test \chi^2(2) &= 2.59 [0.27] \\
F_{RESET}(1, 23) &= 1.67 [0.21] \\
F_{ARCH1-1}(1, 22) &= 3.17 [0.09] \\
F_{HETERO}(11, 12) &= 0.48 [0.88] \\
\hline
\end{aligned}$$

Her er variabelen U nivået på arbeidsledigheten og ΔU er årlig endring. Endringen i ledighetsnivå inngår på samme måte som endringen i rentenivå, slik 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 estimat for ledighetsendringen. Estimaten har en p-verdi på 0.181. 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:

$$\begin{aligned}
\Delta(p^B + b - y^G)_t &= - 0.02 - 0.73 \Delta(y - p^G)_t + 2.70 \Delta(p^B - p^G)_t \\
&\quad (2.77) \quad (14.2) \quad (4.41) \\
&- 0.01 (STEP85 * \Delta U)_t - 0.25 (p^B + b - y^G)_{t-1} \\
&\quad (1.99) \quad (6.15) \\
&- 0.22 DUM2002 \\
&\quad (14.0)
\end{aligned}$$

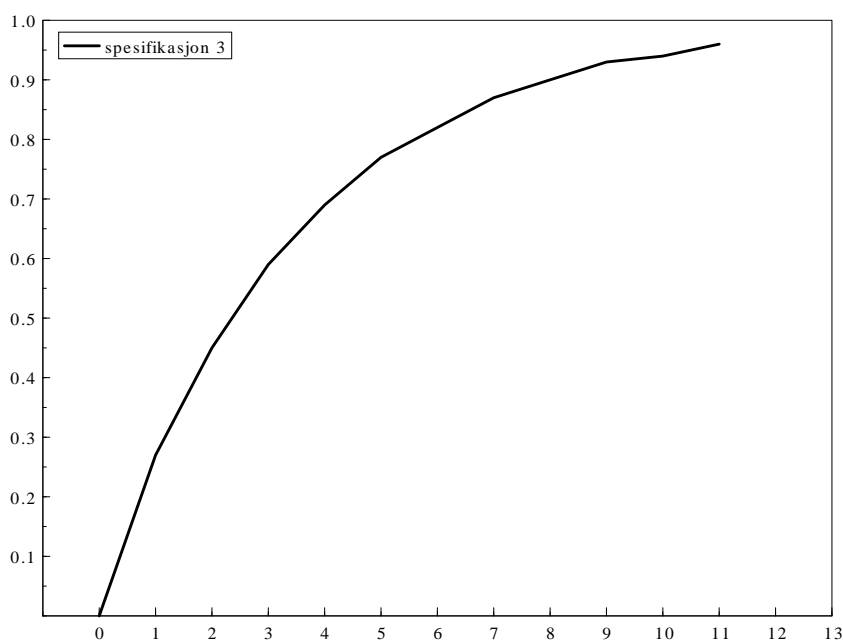
(30)

$$\begin{aligned}
\sigma &= 0.0105, \quad R^2 = 0.930, \quad T = 1974 - 2004 = 31 \\
\hline
F_{AR1-1}(1, 24) &= 0.08 [0.78] \\
Normality test \chi^2(2) &= 7.32 [0.03]^* \\
F_{RESET}(1, 24) &= 1.94 [0.18] \\
F_{ARCH1-1}(1, 23) &= 2.56 [0.12] \\
F_{HETERO}(9, 15) &= 0.45 [0.89] \\
\hline
\end{aligned}$$

Når vi utelater effekten av renteendringen, ser vi at sikkerheten i estimatet for effekten av arbeidsledigheten bedrer seg. P-verdien har gått fra 0.181 til 0.058. Estimaten er

nær økonometrisk signifikans på 5 % signifikansnivå. De øvrige forklaringsvariablenes estimater 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 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 13: 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 9 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.

6 Konklusjon

Denne oppgaven har hatt to hovedfokus. I første del av oppgaven testet jeg holdbarheten av et tidligere estimert modellsystem ved å legge til nye observasjoner. Relasjonene danner et simultant 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 en ligning som beskriver utviklingen i kommunesektorens utgifter til drift, en ligning som viser endringen i gebyrinntekter og en 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 opptrer på lagget form. Det vil si at forrige periodes avvik fra en antatt likevektssammenheng bidrar til å trekke den avhengige variabelen i retning likevekt. Fluktuasjoner 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 netto formue 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. Ligningen får forbedret alle sine t-verdier, men fortsatt er estimatet for depresieringsandelen og netto formuen ikke signifikante. Gjeldsligningen får forverret de fleste av sine variabelers t-verdier, i tillegg til at nullhypotesen om fravær av førsteordens autokorrelasjon i restleddet forkastes. Hovedinntrykket var likevel at begge ligningene overlevde sampelforlengelsen. Det er likevel ikke tvil om at det finnes forbedringsmuligheter i spesifikasjonen av begge ligningene. 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.

Siden driftsutgiftsligningen var den mest bestandige av de tre ligningene, dannet den et naturlig utgangspunkt for respesifikasjon. Med flere tilgjengelige observasjoner har vi et større grunnlag for å jobbe videre med modellspesifikasjonen. I andre del av oppgaven har jeg sett på driftsutgiftsligningen i isolasjon og forsøkt å komme frem til en enda bedre modellspesifikasjon. Arbeidet førte til tre ulike ligninger. *Spesifikasjon 1* var et resultat av modellreduksjon på en generell ligning som i det vesentlige var 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, slik at ligningen er balansert. Videre har spesifikasjonen prosentvis standardfeil på 1.14 %.

Spesifikasjon 2 er mer omfattende. Denne 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. Den kointegrerende prosessen 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 %.

Den siste spesifikasjonen, *spesifikasjon 3*, springer ut fra en modifisert generell ligning der rentenivået inkluderes som forklaringsvariabel fra og med dereguleringen av kredittmarkedet i 1985. Denne spesifikasjonen har også tre forklaringsvariable utover konstant og sykehusdummy, hvorav driftsutgiftene igjen er den eneste forklaringsvariabelen som opptrer på lagget nivåform. Ligningen er også her balansert. Prosentvis standardfeil er lavere enn for spesifikasjon 2 og forklaringskraften er tilnærmet lik. Med færre variable og lik forklaringskraft, ser *spesifikasjon 3* lovende ut i økonometrisk forstand, der det overordnede målet med en regresjonsligning er å fange opp mest mulig av den avhengige variabelens variasjon ved hjelp av færrest mulige forklaringsvariable.

Imidlertid opplevde vi et overraskende fortegn på estimatet for renteeffekten. Økt rente har positiv effekt på driftsutgiftsandelen. Dette ble forklart ved 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. Denne hypotesen ble etterprøvet ved at vi inkluderte endringer i ledigheten som forklaringsvariabel i spesifikasjonen. Et signifikant og negativt estimat for ledighetsendringer støtter antagelsen om at fallende ledighet bidrar positivt på driftsutgiftsandelen. Regresjonen gir imidlertid ikke ufor-

beholden støtte. Estimater har riktig fortegn, men er insignifikant. Regresjon av den samme spesifikasjonen der endringer i ledighet inngår som forklaringsvariabel i stedet for endringer i nominelt rentenivå, gir heller ikke estimatsikkerhet for ledigheten på 5 % signifikansnivå. Men vi er nær - estimatet har en p-verdi på 0.058. Estimater har forventet fortegn. Felles for de to siste regresjonene er også at modellen bevarer sine statistiske egenskaper. Slik sett gir resultatene 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. I *spesifikasjon 2* vil den bedre finansielle situasjonen etterhvert slå ut i økt driftsutgiftsandel for kommunesektoren. Den dynamiske utviklingen er imidlertid usikker, siden vi i dag ikke har en velformulert gjeldsligning og derfor ikke vet hvordan økte inntekter påvirker finansiell formue. *Spesifikasjon 3* (og *spesifikasjon 1*) ser bort fra kommunesektorens finansielle situasjon i den langsiktige driftstilpasningen. Spesifikasjonene antar derfor konstant formuesandel i sektoren over tid, slik at endret gjeldsandel ikke vil påvirke utviklingen i driftsutgiftene.

Det gjenstår å se hvilken spesifikasjon som best egner seg til å beskrive driftstilpasningen i kommunesektoren over tid. *Spesifikasjon 2* og *spesifikasjon 3* er alternative måter å modellere utviklingen i driftsutgifter på og en utvidelse av datasettet med nye observasjoner vil i fremtiden vise hvilken relasjon som holder best i lengden.

7 Referanser

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.

Hendry, D. F. og J. A. Doornik (2001): "Empirical Econometric Modelling using PcGive 10, Volume 1", Timberlake Consultans Ltd, London.

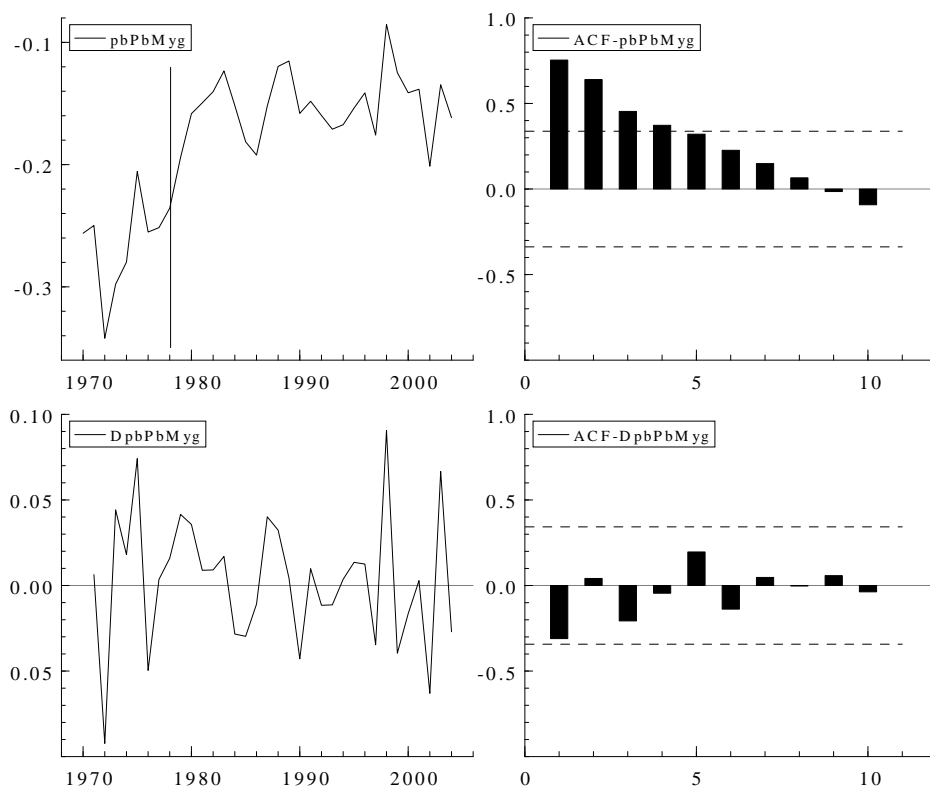
Hole, V. og M. Gjelsvik (2007) "Rammevilkår for kommunenes økonomistyring 1970-2005. En politisk-økonomisk kalender for kommunesektoren i Norge", Notat 2007/16, Statistisk sentralbyrå, Oslo.

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.

Patterson, K. (2000): "An introduction to Applied Econometrics - a time series approach", Macmillan Press Ltd, Hampshire and London, 234 og 334.

A Grafiske plott og integrasjonstester

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



Figur 14: Tidsserieplott og autokorrelasjonsplott av kommunenes totale driftsutgiftsandel

Enhetsrot-test:

Variabel ²⁴	Dataperiode	Trend	Laglengde	ADF	5%	1%
$p^B + b - y^G$	1971 – 2004	-0.0518	0	-2.239	-2.95	-3.64
$\Delta(p^B + b - y^G)$	1972 – 2004	-1.2839	0	-7.645**	-2.95	-3.64
$p^B + b - y^G$	1973 – 2004	-0.0518	0	-3.457*	-2.96	-3.67
$p^B + b - y^G$	1979 – 2004	0.68370	0	-4.643**	-2.98	-3.71

²⁴Tabellens 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.

ϕ_3 -test:

Modell uten restriksjoner:

$$(31) \quad \Delta(p^B + b - y^G)_t = \underset{(2.46)}{-0.1021} - \underset{(2.80)}{0.4263} (p^B + b - y^G)_{t-1} + \underset{(1.67)}{0.0015} \text{ trend}$$
$$RSS = 0.0394, \quad T = 1971 - 2004 = 34$$

Modell med restriksjoner:

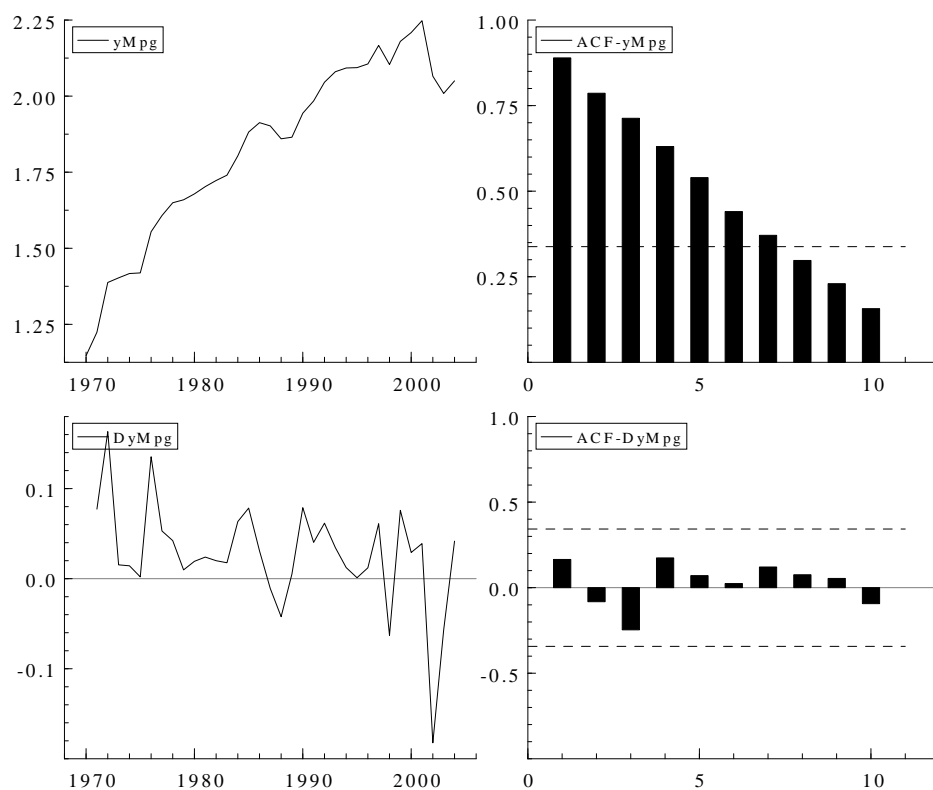
$$(32) \quad \Delta(p^B + b - y^G)_t = \underset{(0.42)}{0.0028}$$
$$RSS = 0.0497, \quad T = 1971 - 2004 = 34$$

ϕ_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 middelværdi 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 ϕ_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 tolke variabelen som stasjonær.

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



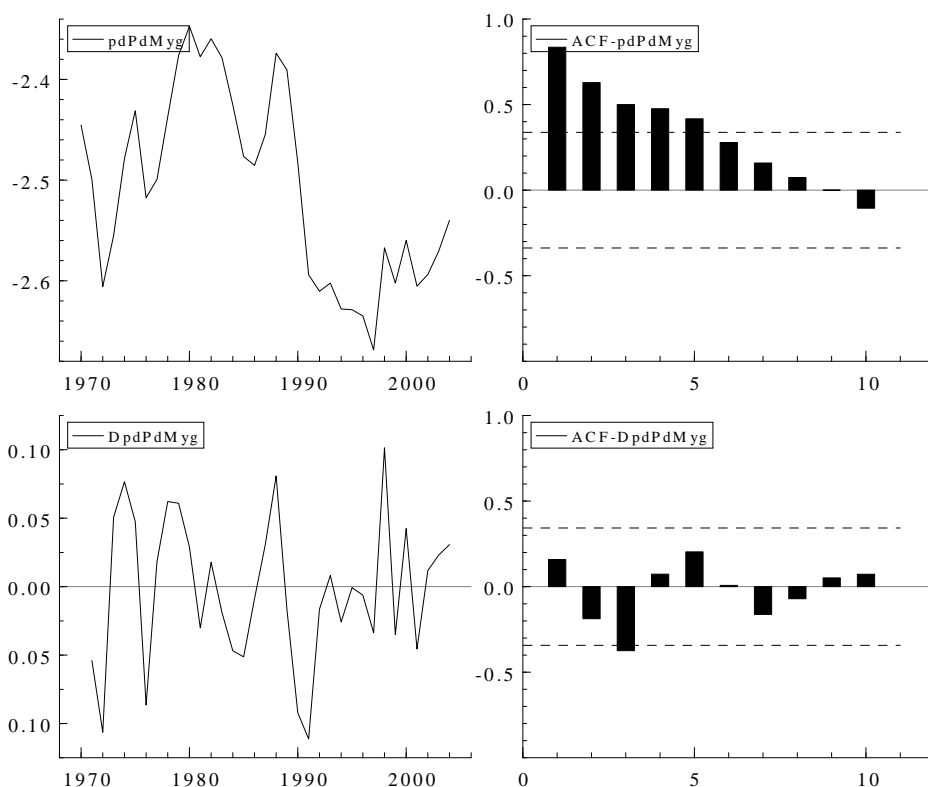
Figur 15: Tidsserieplott og autokorrelasjonsplott av kommunenes realinntekt

Enhetsrot-test:

<i>Variabel</i>	<i>Dataperiode</i>	<i>Trend</i>	<i>Laglengde</i>	<i>ADF</i>	5%	1%
$y - p^G$	1971 – 2001	2.4438	0	-3.521	-3.56	-4.28
$\Delta(y - p^G)$	1974 – 2001	-1.8195	2	-5.321**	-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.

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



Figur 16: Tidsserieplott og autokorrelasjonsplott av kommunenes totale depresieringsandel

Enhetsrot-test:

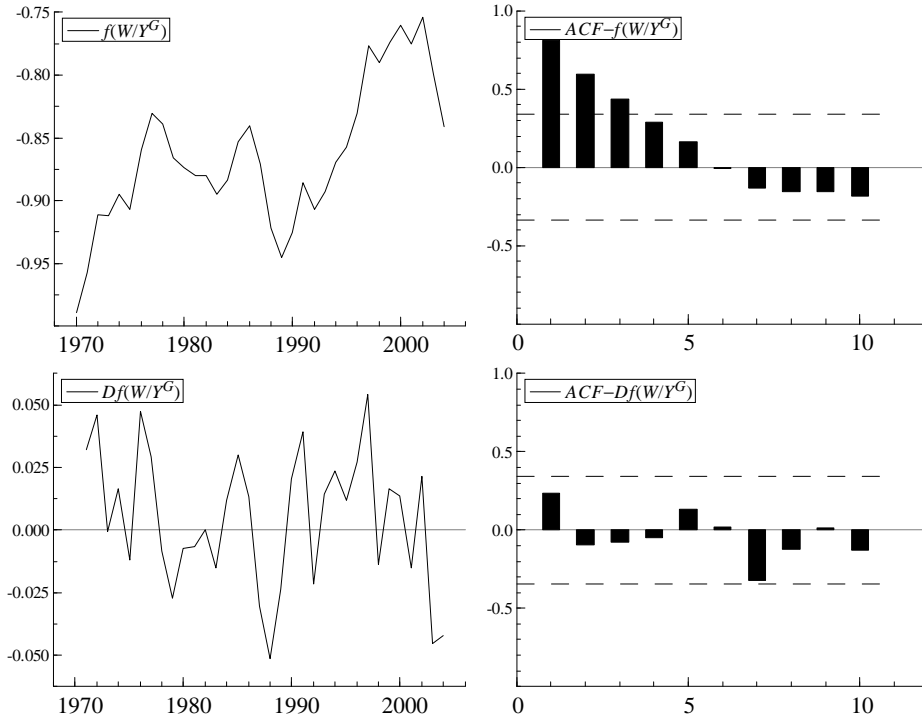
Variabel	Dataperiode	Trend	Laglengde	ADF	5%	1%
$p^D + d - y^G$	1971 – 1990	-0.0718	0	-1.892	-3.02	-3.81
$p^D + d - y^G$	1990 – 2004	1.5781	0	-3.370	-3.76	-4.73
$p^D + d - y^G$	1971 – 2004	-1.5658	0	-1.908	-3.55	-4.25
$\Delta(p^D + d - y^G)$	1972 – 2004	0.0088	0	-4.772**	-2.95	-3.64
$p^D + d - y^{G25}$	1971 – 2004	-1.5658	0	-1.707	-2.95	-3.64
$\Delta(p^D + d - y^G)$	1972 – 2004	0.0088	0	-4.772**	-2.95	-3.64

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

²⁵Trenden er utelatt i enhetsrot-testen.

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 å ha differensiert depresieringsandelen en gang. Dermed konkluderer vi med at variabelen er integrert av første orden, og, siden vi opererer med en kritisk verdi for trendkoeffisienten på ± 1.5 , at den har en deterministisk trend.

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



Figur 17: Tidsserieplott og autokorrelasjonsplott av kommunenes nettoformuesandel av totalutgifter

Enhetsrot-test:

Variabel	Dataperiode	Trend	Laglengde	ADF	5%	1%
$f(\frac{W_t}{Y_t^G})$	1971 – 2004	1.2040	0	-2.361	-2.95	-3.64
$\Delta(f(\frac{W_t}{Y_t^G}))$	1972 – 2001	0.4060	0	-4.134**	-2.95	-3.64

ϕ_3 -test:

Modell uten restriksjoner:

$$(33) \quad \Delta(f(\frac{W_t}{Y_t^G})) = -0.1965 - 0.2245 f(\frac{W_{t-1}}{Y_{t-1}^G}) + 0.0004 \text{ trend}$$

(1.93) (2.08) (0.571)

$$RSS = 0.0208, \quad T = 1971 - 2004 = 34$$

Modell med restriksjoner:

$$(34) \quad \Delta(f(\frac{W_t}{Y_t^G})) = 0.0044$$

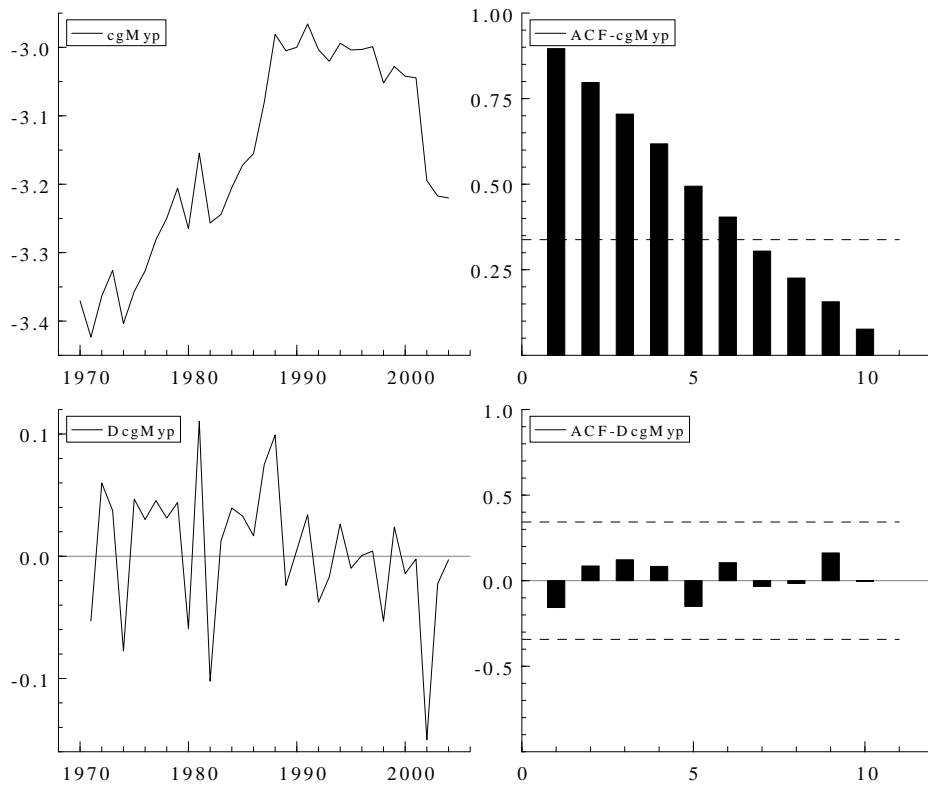
(0.93)

$$RSS = 0.0246, \quad T = 1971 - 2004 = 34$$

ϕ_3 -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 ble dermed utelatt fra testen. I følge denne testen er altså netto formuesandelen en random walk. Videre beholder ϕ_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.

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



Figur 18: Tidsserieplott og autokorrelasjonsplott av gebyrandelen til kommunenes innbyggere

Enhetsrot-test:

Variabel	Dataperiode	Trend	Laglengde	ADF	5%	1%
$c^G - y^P$	1971 – 2001	1.2028	0	-1.338	-2.96	-3.66
$\Delta(c^G - y^P)$	1972 – 2001	-1.7572	0	-7.817**	-3.57	-4.29

ϕ_3 -test:

Modell uten restriksjoner:

$$(35) \quad \Delta(c^G - y^P)_t = \underset{(1.77)}{-0.8899} - \underset{(1.82)}{0.2668} (c^G - y^P)_{t-1} + \underset{(1.40)}{0.0034} \text{trend}$$

$$RSS = 0.0625, \quad T = 1971 - 2001 = 34$$

Modell med restriksjoner:

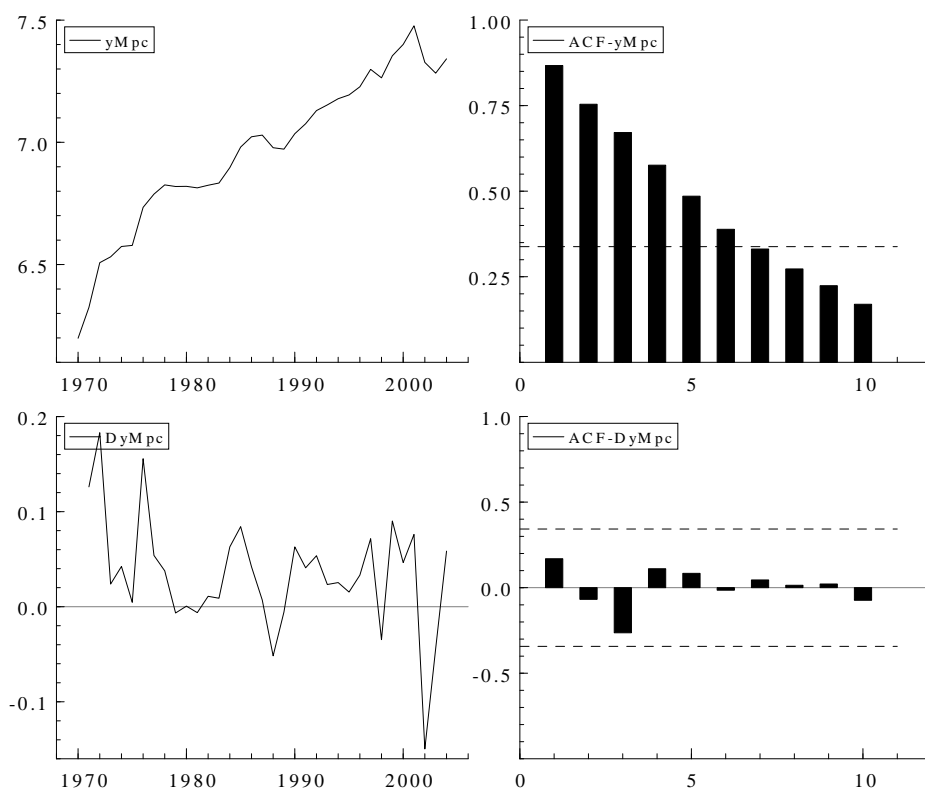
$$(36) \quad \Delta(c^G - y^P)_t = \underset{(1.20)}{0.0105}$$

$$RSS = 0.0710, \quad T = 1971 - 2001 = 31$$

$$\phi_3\text{-testobservator: } \frac{0.0710-0.0625}{0.0625} \cdot 13.5 = 1.84 < \textit{kritisk verdi (7.223)}$$

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 realiserte 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. ϕ_3 -testen støtter resultatet om at serien er differensstasjonær (og ikke trendstasjonær) ved å beholde nullhypotesen om at variabelen er random walk med drift.

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



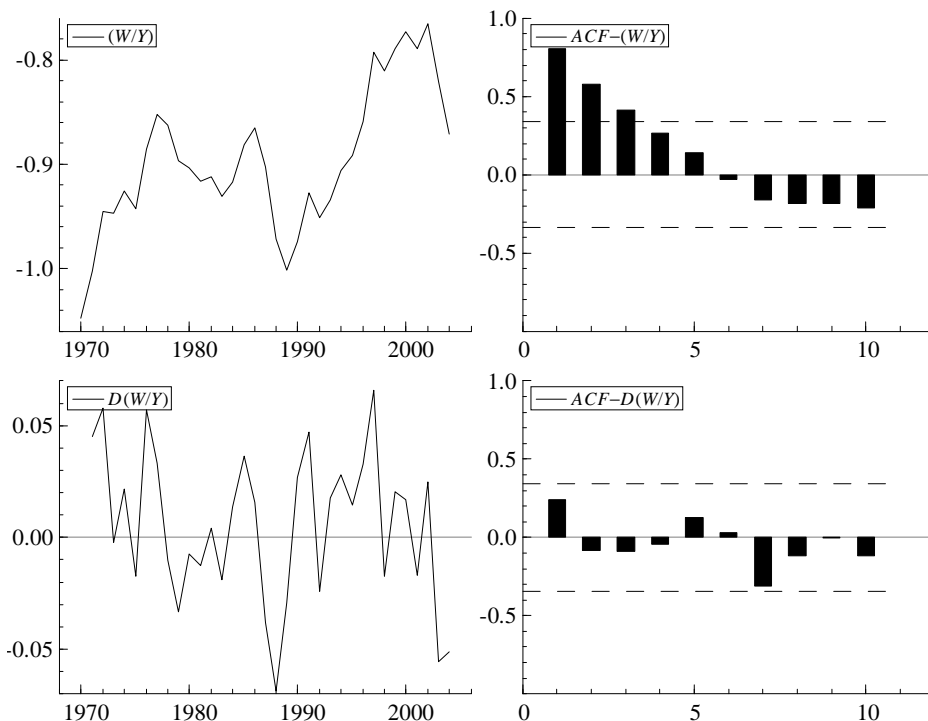
Figur 19: Tidsserieplott og autokorrelasjonsplott av innbyggernes realdisponible inntekt

Enhetsrot-test:

Variabel	Dataperiode	Trend	Laglengde	ADF	5%	1%
$y - p^C$	1973 – 2001	3.1259	2	-2.347	-3.57	-4.31
$\Delta(y - p^C)$	1972 – 2001	0.8108	2	-4.119**	-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.

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



Figur 20: Kommunenes netto formuesandel av inntekter ekskludert gebyrer

Enhetsrot-test:

Variabel	Dataperiode	Trend	Laglengde	ADF	5%	1%
$f(\frac{W}{Y})$	1971 – 2004	1.1236	0	-2.422	-2.95	-3.64
$\Delta(f(\frac{W}{Y}))$	1972 – 2004	-0.3677	0	-4.143**	-2.95	-3.64

ϕ_3 -test:

Modell uten restriksjoner:

$$(37) \quad \Delta(f(\frac{W_t}{Y_t})) = -0.2041 - 0.2261 f(\frac{W_{t-1}}{Y_{t-1}}) + 0.0004 trend$$

(1.94) (2.12) (0.473)

$RSS = 0.0318, \quad T = 1971 - 2001 = 34$

Modell med restriksjoner:

$$(38) \quad \Delta(f(\frac{W_t}{Y_t})) = 0.0052$$

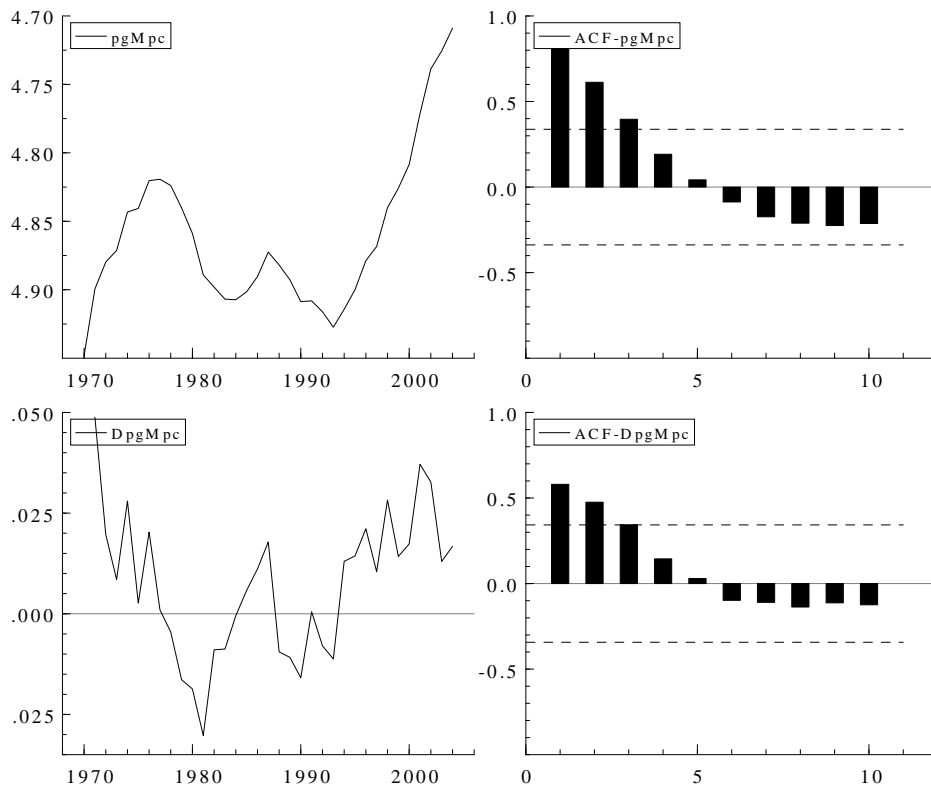
(0.89)

$RSS = 0.0380, \quad T = 1971 - 2001 = 34$

ϕ_3 -testobservator: $\frac{0.0380-0.0318}{0.0318} \cdot 15 = 2.88 < \text{kritisk verdi (7.223)}$

Tidsserien for kommunenes gjeldsandel når gebyrer er fratrukket ser i det vesentlige lik ut som kommunenes totale gjeldsandel, $f(\frac{W_t}{Y_t^G})$. Dette er rimelig i og med at gebyrinntekter utgjør en liten del av totalinntekten til kommunesektoren. Resultater fra formell testing, både enhetsrot-test og ϕ_3 -test, gir samme resultat som for $f(\frac{W_t}{Y_t})$, altså at serien er I(1) uten deterministisk trend.

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



Figur 21: Tidsserieplott og autokorrelasjonsplott av pris på offentlig konsum relativt til privat konsum

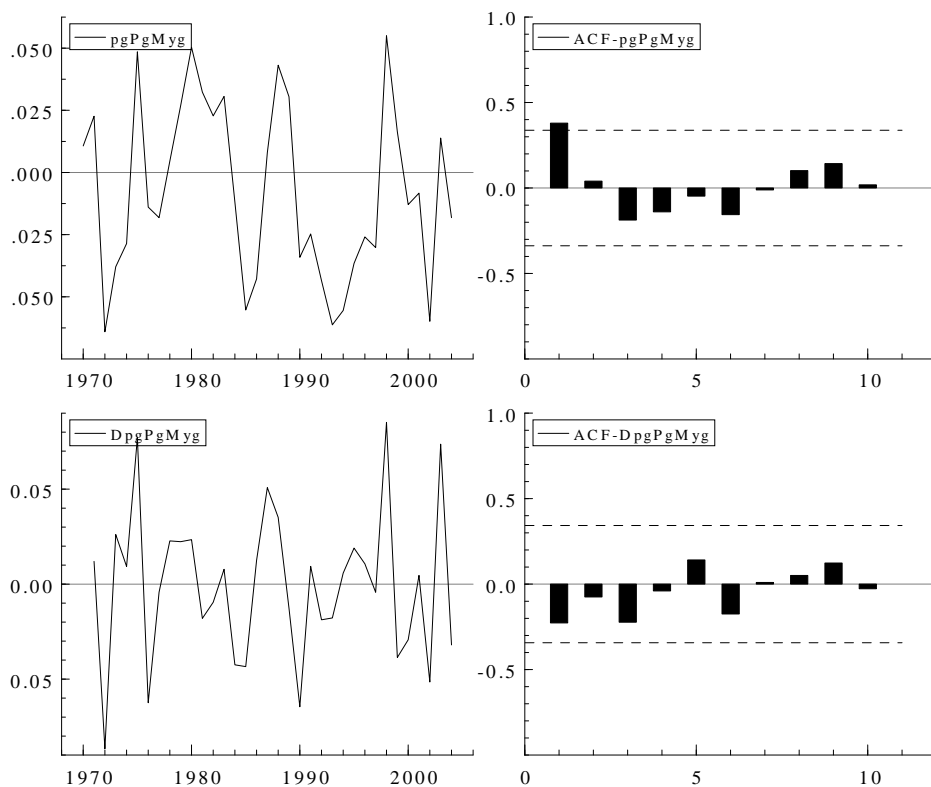
Enhetsrot-test:

Variabel	Dataperiode	Trend	Laglengde	ADF	5%	1%
$p^G - p^C$	1972 – 2004	2.0367	1	-0.6314	-3.55	-4.26
$\Delta(p^G - p^C)$	1972 – 2004	1.6653	0	-3.726*	-3.55	-4.26
$\Delta(p^G - p^C)^{26}$	1972 – 2004	1.6653	0	-3.298*	-2.95	-3.64

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.

²⁶Trenden er utelatt i enhetsrot-testen.

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



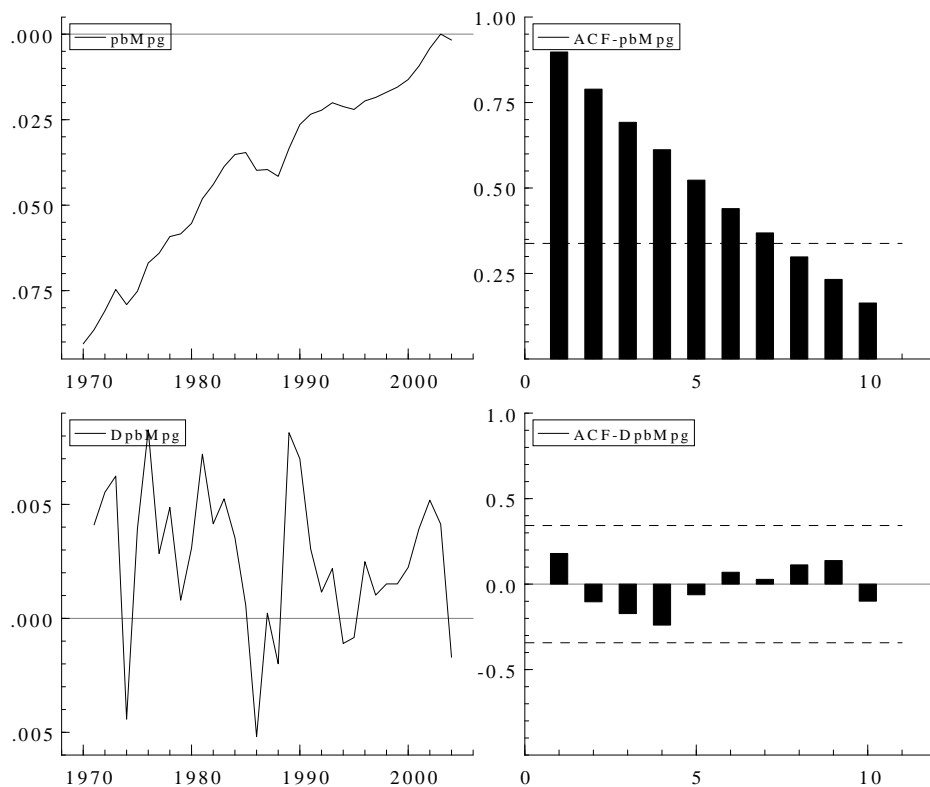
Figur 22: Tidsserieplott og autokorrelasjonsplott av kommunenes totale utgiftsandel

Enhetsrot-test:

Variabel	Dataperiode	Trend	Laglengde	ADF	5%	1%
$p^G + g - y^G$	1971 – 2004	-1.4123	0	-3.801**	-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 nivåledet på 1 % signifikansnivå. Serien er stasjonær uten deterministisk trend.

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

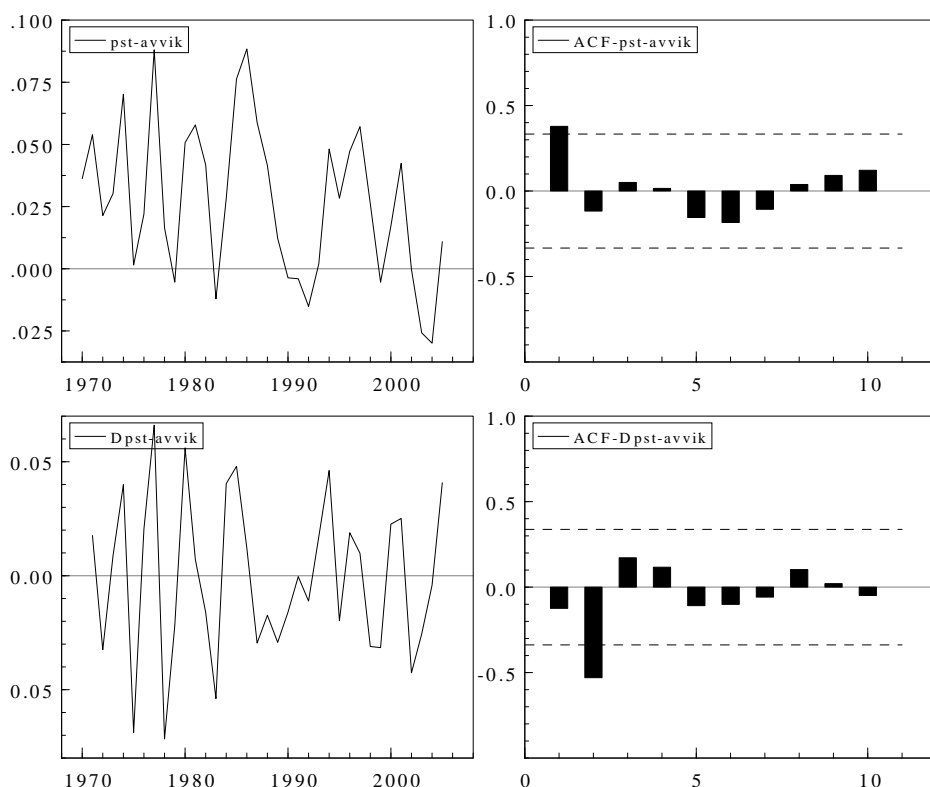


Figur 23: Tidsserieplott og autokorrelasjonsplott av pris på drift relativt til totalt offentlig konsum

Variabel	Dataperiode	Trend	Laglengde	ADF	5%	1%
$p^B - p^G$	1972 – 2004	-1.9811	1	-2.499	-3.55	-4.26
$\Delta(p^B - p^G)$	1972 – 2004	-1.8208	0	-4.577**	-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.

Prosentvis anslagsfeil mellom forventede og faktiske skatteinntekter ($pst - avvik$):



Figur 24: Avvik mellom forventede og bokførte skatteinntekter

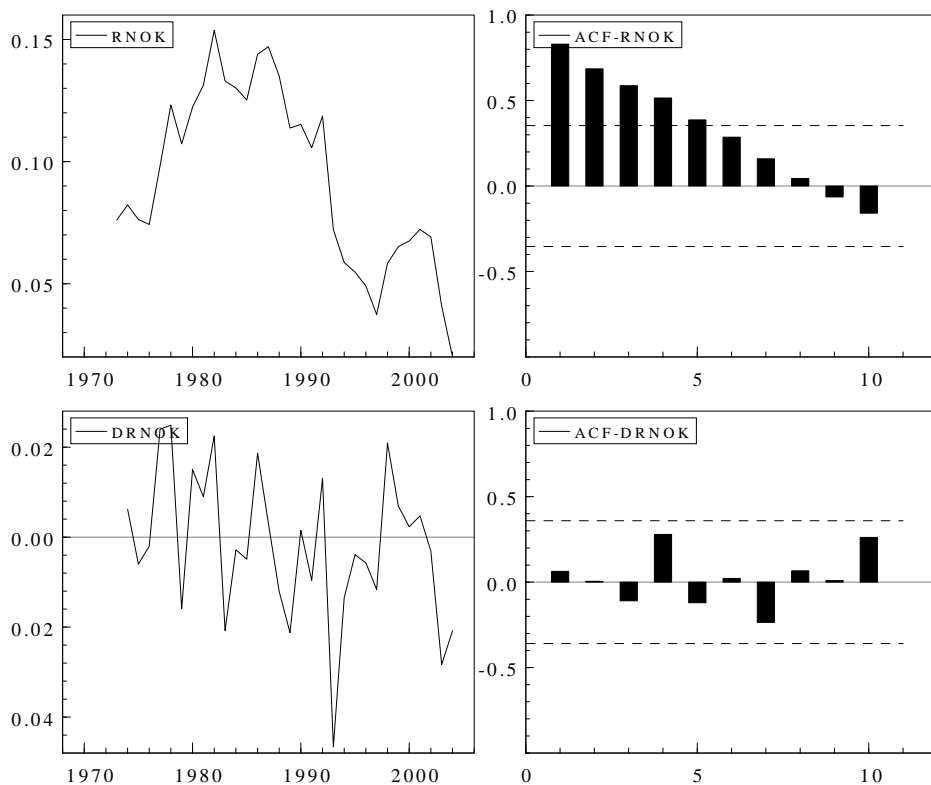
Enhetsrot-test:

Variabel	Dataperiode	Trend	Laglengde	ADF	5%	1%
$pst - avvik$	1972 – 2005	-1.5685	1	-4.799**	-3.55	-4.25
$pst - avvik^{27}$	1972 – 2005	-1.5685	0	-3.831**	-2.95	-3.63

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. Konklusjonen om at anslagsfeilen er stasjonær avhenger imidlertid ikke av om vi inkluderer eller utelater en deterministisk trend, slik at vi trygt kan konkludere med at formelle tester resulterer i stasjonaritet. Vi betrakter dermed anslagsfeilen som en stasjonær variabel med deterministisk trend.

²⁷Trenden er utelatt i enhetsrot-testen.

3 måneders pengemarkedsrente ($RNOK$):



Figur 25: Avvik mellom forventede og bokførte skatteinntekter

Enhetsrot-test:

Variabel	Dataperiode	Trend	Laglengde	ADF	5%	1%
$RNOK$	1974 – 2004	-2.6500	0	-1.669	-3.56	-4.28
$\Delta(RNOK)$	1975 – 2004	-1.0076	0	-4.856 **	-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 (estimatstørrelsen 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.

B 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 ²⁸
$DUM1992$	Dummy for endret regnskapsmetode i forbindelse med ferieavvikling
$DUM2002$	Dummy for statlig overtagelse av spesialisthelsetjenesten
G	Kommunesektorens totale utgifter
K	Kommunesektorens kapitalbeholdning
ΔK	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 ²⁹
U	Arbeidsledighetsprosent
ΔU	Endring i arbeidsledighet
W	Kommunesektorens finansielle netto formue
ΔW	Kommunesektorens netto finansinvesteringer
Y	Kommunesektorens nominelle disponible inntekt
Y^G	Kommunesektorens nominelle disponible inntekt fratrukket gebyrinntekter
Y^P	Nominell konsumdisponibel inntekt for befolkningen

²⁸De ulike dummiene antar verdien 1 i det aktuelle året og er 0 ellers.

²⁹Dummiene 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 gjeldsandel (andel av totalinntekter fratrukket gebyrer)
$f(\frac{W_t}{Y_t^G})$	Kommunenes gjeldsandel (andel av totalinntekter)
$pst - avvik$	Prosentvis avvik mellom forventede og realiserte 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
$p^D + d - y^G$	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
$y - p^G$	Kommunesektorens realinntekt
<i>RNOK</i>	3 måneders pengemarkedsrente
<i>Realrente</i>	Utviklingen i pengemarkedsrenta justert for inflasjon
$y - p^C$	Kommunesektorens realinntekt (målt i konsumvarer)

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 *pst-avvik* er hentet fra Hole og Gjelsvik (2007). 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.