

# Makromodellering av kommunesektoren

*Økonometrisk undersøkelse av en  
permanentinntektshypotese for kommunene og en  
utvidelse av kommunedelen i SSBs makroøkonomiske  
modell MODAG*

Emil Cappelen Bjøru



Masteroppgave ved Økonomisk institutt

UNIVERSITETET I OSLO

Mai 2015



# **Makromodellering av kommunesektoren**

Økonometrisk undersøkelse av en permanentinntektshypotese for kommunene og en utvidelse av kommunedelen i SSBs makroøkonomiske modell MODAG

© Emil Cappelen Bjøru

2015

Makromodellering av kommunesektoren - Økonometrisk undersøkelse av en permanentinntektshypotese for kommunene og en utvidelse av kommunedelen i SSBs makroøkonomiske modell MODAG

Emil Cappelen Bjøru

<http://www.duo.uio.no/>

Trykk: Reprosentralen, Universitetet i Oslo

IV

# Sammendrag

Kommunene i Norge sysselsetter nesten hver femte av landets sysselsatte og kommunalt konsum utgjør ca. 13,5 prosent av BNP Fastlands-Norge. Kommunal atferd er dermed av stor betydning for norsk økonomi. I denne oppgaven endogeniserer jeg denne i en kommunemodell der strukturen er basert på de definisjons- og begrepssammenhengene som finnes i nasjonalregnskapet slik disse er innarbeidet i MODAG, bl.a. gjennom å teste en permanentinntektshypotese for kommunesektoren. Sistnevnte er tidligere blitt gjort på paneldata fra Norge i 2009, men er også blitt gjort i Sverige og USA. Sådanne er denne oppgaven både et bidrag til forskning på offentlig økonomi og til en eventuell utvidelse av MODAG gjennom å endogenisere kommunal atferd. Jeg finner en korttidseffekt av inntekter på driftsutgiftene på 11 prosent, og forkaster dermed permanentinntektshypotesen i sin rene form, men dette resultatet innebærer likevel stor grad av konsumglatting. En faktorblokk for kommunene blir gjort rede for, og jeg estimerer i den forbindelse en ligning for kommunenes realkapital som en funksjon av variable innsatsfaktorer, dvs. tjenesteproduksjonsbehovet i sektoren, samt brukerpris på kapital på lengre sikt. Jeg viser at disse og to andre økonometriske ligninger sammen med kommunedelen av MODAG fungerer svært tilfredsstillende i å gjenskape historiske data og respondere på endringer i eksogene variabler. Gjennom kontrafaktiske analyser der renter, befolkning og statlige overføringer endres i perioden 2003-2013 viser jeg hvordan forløpet for kommuneøkonomien ville ha vært. Konsumglattingen gjennom driftsutgiftene gir en viss treghet i tilpasningen til kommunene, og selv et midlertidig sjokk i statlige overføringer får dermed effekt på lengre sikt.



# Forord

Denne oppgaven er inspirert av sommerjobber i KS, under sjeføkonom Per Richard Johansen. Jeg ønsker å takke han for tiden der. Jobben jeg gjorde i KS var til stor nytte, bl.a. fordi jeg hadde et foreløpig datasett før skissen ble skrevet. Likevel har selve oppgaveskrivingen vært en veldig lærerik prosess. I tillegg vil jeg rett en stor takk til min veileder, Ragnar Nymoen. Han har vært svært generøs med sin tid og kommet med mange gode og verdifulle kommentarer.

Jeg vil også takke min far for mange samtaler og innsiktsfulle kommentarer, samt både han og min mor for gode middager og støtte gjennom studietiden.

Eventuelle feil og mangler er undertegnedes fulle ansvar.

Oslo, Mai 2015

Emil Cappelen Bjøru





# Innholdsfortegnelse

1	Innledning.....	1
2	Teori og empiri om kommunal atferd .....	3
2.1	En permanentinntektshypotese for kommunesektoren.....	3
2.2	Permantinntektshypotese – estimeringsresultater.....	11
2.3	Faktorbruk i kommunesektoren.....	20
2.4	Øvrige økonometriske ligninger.....	25
3	Modell for kommunesektoren .....	29
4	Modellsimuleringer .....	39
4.1	Føyningssimulering .....	40
4.2	Statisk simulering .....	42
4.3	Dynamisk simulering.....	42
5	Virkningsberegninger.....	46
5.1	Permanent inntektsskift .....	46
5.2	Midlertidig inntektssjokk.....	49
5.3	Renteskift.....	51
5.4	Befolkningsskift.....	53
6	Utviklingen i gjelda i kommunene - hvorfor har gjelda økt så mye?.....	55
7	Konklusjoner .....	59
	Referanser.....	61
	Vedlegg .....	64
	A. Om dummyene .....	64
	B. Økonometriske tester rapportert i tabell 2.3 og 2.4, samt tabeller tilknyttet ligningene for kapital, gebyrprisindeks og gebyrproduksjon .....	65
	C. Førstesteget i testingen av permanentinntektshypotesen.....	67
	D. Stasjonaritetsanalyse .....	70
	E. Kointegrasjonsanalyse .....	75
	F. Blokkstruktur .....	80
	G. Variabeldefinisjoner .....	81



# 1 Innledning

Denne masteroppgaven presenterer en makroøkonomisk modell for kommunesektoren. Modellen er basert på, og er en utvidelse av, kommunedelen av Statistisk sentralbyrås makroøkonomiske modell MODAG. Kommunemodellen kan brukes til å analysere hvordan kommunesektorens økonomi, budsjettbalanse og finansielle situasjon påvirkes av endringer i andre deler av norsk økonomi (eksogene faktorer). Renter, befolkningsvekst, husholdningsinntekt og – formue, priser osv. påvirker inntekter og utgifter for kommunene, og modellen viser hvilke effekter det har på ulike deler av kommuneøkonomien. I modellen som presenteres her, trekkes kommunesektoren ut av MODAG for å lage en mer omfattende delmodell for kommunesektoren enn i Jansen og Kolsrud (2008). Også dette er en årsmoell, slik som MODAG. Modellen består for det meste av regnskapsmessige sammenhenger og grove beskrivelser av sammenhenger man tror gjelder av en slags regelkarakter, i tillegg til atferdsrelasjoner delvis basert på Jansen og Kolsruds delmodell. Modellen viser ikke hvordan kommunene påvirker resten av norsk økonomi.

En sentral relasjon i modellen er basert på den såkalte permanentinntektshypotesen, der jeg tester hvorvidt driftsutgiftene (til ikke-varige konsumformål) i kommunesektoren påvirkes av endringer i inntekt i inneværende periode, eller kun permanente inntektsendringer. Det økonometriske arbeidet er sterkt knyttet til teorimodellen og metodikken brukt bl.a. i Holtz-Eakin et al. (1994). Analysene viser at det er kointegrasjon mellom driftsutgiftene og nettodisponibel inntekt og spesifiserer derfor en feiljusteringsmodell mellom driftsutgifter og inntekter. Det innebærer at forrige periodes avvik fra en antatt likevektssammenheng bidrar til å trekke den avhengige variabelen i retning likevekt. Resultatene viser en viss effekt av inntekter i inneværende år og forkaster dermed permanentinntektshypotesen i sin ”rene” form. En annen viktig relasjon i modellen gjelder kommunenes bruttoinvesteringer i fast kapital, og hvordan de er relatert til kommunenes aktivitet. Jeg finner empirisk at disse investeringene i stor grad drives av behovet for kapital for å produsere kommunale tjenester. I tillegg spiller brukerprisen på kapital (som inkluderer rentekostnader) en rolle for investeringene på noe lengre sikt.

En full dynamisk simulering på hele kommunemodellen, for perioden 1990-2013, viser resultatene at modellen er i stand til å reprodusere historiske data forholdsvis godt. Ikke minst klarer modellen å bidra til forklare den økende gjeldsutviklingen i kommunesektoren, betinget

på hva som har skjedd ellers i norsk økonomi i denne perioden. Jeg undersøker hvilke implikasjoner endringer i noen eksogene variabler har på kommuneøkonomien. Modellen gir svar på hva som ville ha skjedd dersom (i) staten overførte mindre til kommunene, (ii) det høye rentenivået 2000-2003 holdt seg på det nivået til 2013 og (iii) befolkningsveksten var mye lavere enn den faktisk var. Effektene viser at modellen har interessant marginalegenskaper og gir intuitive resultater, der innslaget av konsumglatting gjennom driftsutgiftene definerer mye av forløpet for resultatene.

Modellsimuleringene er foretatt i EViews, mens estimeringen av de økonometriske ligningene er gjort i OxMetrics. Data er sist oppdatert gjennom Nasjonalregnskapet 06. 2014 og løper fra 1978 til 2013. Fastpris-seriene har basisår 2010. Da det meste av arbeidet ble gjort før siste revisjon av Nasjonalregnskapet, har jeg ikke innarbeidet de nasjonalregnskapstallene som ble presentert på slutten av 2014.

Oppgaven er delt opp på følgende måte: I kapittel 2 gis først en litteraturoversikt når det gjelder testingen av permanentinntektshypotesen for lokale myndigheter. I tillegg introduseres leseren for noen institusjonelle sammenhenger i kommune-Norge. Deretter presenteres permanentinntektshypotesen og metoden som brukes for å teste denne på data, etterfulgt av resultatene og en diskusjon av disse. Jeg estimerer også flere ligninger for kommunal atferd; en faktorinnsatsblokk presenteres, der det estimeres en ligning for tilpasningen av realkapital, i tillegg til to andre ligninger utenfor blokken. I kapittel 3 presenteres makromodellen for kommuneøkonomien. Som sagt er dette en kombinasjon av kommunedelen i SSBs MODAG og de økonometriske ligningene som estimeres i kapittel 2. I kapittel 4 gis en oversikt over modellens evne til å gjenskape historiske data 1990-2013 gjennom ulike simuleringstyper. Kapittel 5 viser modellens evne til å forklare utviklingen i kommunesektoren 2003-2013 når jeg innfører ”alternative virkeligheter” gjennom endringer i eksogene variabler. Til slutt, i kapittel 6, studeres utviklingen i kommunesektorens gjeld de siste 15 årene og ulike årsaker og forklaringer av den store gjeldsveksten observert på 2000-tallet analyseres. Vedlegg D og E dokumenterer hhv. stasjonaritets – og kointegrasjonsanalysene foretatt i forbindelse med de økonometriske ligningene. I vedlegg F vises blokkstrukturen i modellen og i vedlegg G er en liste av variabeldefinisjoner.

## 2 Teori og empiri om kommunal atferd

### 2.1 En permanentinntekthypotese for kommunesektoren

#### Litteraturoversikt og institusjonelle sammenhenger

Ved modellering av intertemporal atferd antar man at aktørene er fremoverskuende, dvs. de gjør valg om dagens utgifter basert på forventninger om tilgang på fremtidige ressurser. Studier av hvorvidt kommunal atferd er basert på en intertemporal tilpasning har blitt foretatt på data fra USA, Sverige og Norge. Holtz-Eakin et al. (1994) utførte analyser på aggregerte data for lokale myndigheter i USA, senere har Kula (2014) foretatt en analyse på paneldata for de samme myndighetene. Dahlberg og Lindström (1998) brukte både aggregerte data og paneldata for kommuner i Sverige, etterfulgt av Perssons (2013) paneldatastudie. Borge og Tovmo (2009) har analysert norske paneldata. Som Dahlberg og Lindström (1998) bemerker, kan kommuner låne til investeringer (i Sverige som i Norge), og atferden deres kan således tenkes å være intertemporal pga. den langsiktige planlegging dette medfører. Men her skal det bemerkes at investeringsutgifter ikke er den primære interessevariabelen i hverken min eller deres modellering. En politikimplikasjon av modellen om intertemporal atferd er at sentrale myndigheter ikke kan drive effektiv motsyklisk stabiliseringspolitikk gjennom kommunene, nettopp fordi kommunene ikke endrer utgiftene sine i ”takt med” sine løpende ressurser for eksempel gjennom skatteinngang. Det er derfor av viktighet å undersøke om hypotesen om intertemporal tilpasning får støtte i data hvis man er interessert i hvordan kommunenes tilpasning bidrar til å stabilisere eller destabilisere økonomien samlet sett.

Holtz-Eakin et al. (1994) finner at bortimot alle utgiftene er forklart av variabler som er datert i samme perioden som utgiftene. Selv om lokale myndigheter i USA har muligheten til å omgå regler om balanserte budsjetter (ved å overestimere inntekter og underestimere utgifter) jevner de ikke ut utgiftene over tid. Kulas (2014) analyse modererer dette resultatet til å si at 30 prosent av utgiftene bestemmes av permanente ressurser. De ulike resultatene har, i det minste delvis, bakgrunn i dataforskjeller; nærmere bestemt mellom paneldata og tidsseriedata. Dahlberg og Lindström (1998) finner at 90 prosent (i paneldataanalysen) eller mer av kommunalt konsum er assosiert med permanente ressurser, dvs. bestemt av rasjonelle, fremoverskuende beslutningstakere. Resultatet deres er sterkest i paneldata. Fordelen med å bruke paneldata er at tversnittsenhetene man analyserer korresponderer med beslutningsnivået, og individuell heterogenitet kan tas høyde for. Med aggregerte data er

individuelle preferanser aggregert, noe som kan være uheldig og gi skjeve resultater. Persson (2013) gjør den samme type analyse som Dahlberg og Lindström (1998), men med nyere data. I Sverige introduserte man en balansert budsjettregel i 2000, dvs. etter Dahlberg og Lindströms (1998) studie. Persson (2013) bruker data fra 1996 til 2011 og finner at 87 prosent av utgiftene bestemmes av midlertidige inntektsvariasjoner, og hun forkaster dermed den intertemporale modellen. Også på subsampelet 1996-1999 finner hun lignende resultater. Perssons tolkning av de motstridende resultatene er at Dahlberg og Lindströms (1998) bruk av lønnskostnader som utgiftsproxy ga skjeve resultater, da ansettelse jo er av langsiktig karakter. Borge og Tovmo (2009) deler sampelet basert på finansiell og politisk situasjon i de enkelte kommunene i Norge. På denne måten kan de håpe å besvare flere interessante spørsmål: Er likviditetsbeskrankninger (i Norge er kredittmarkedsbeskrankninger ikke særlig relevante etter 1984) i form av fylkesmannens godkjenning av innlån i forbindelse med budsjettkontroll den sentrale lånebeskrankningen (fra 2001 har dette bare gjeldt Robek-kommuner), eller er det myopi som driver eventuelle avvik fra den intertemporale tilpasningen og i hvilken grad har fragmenterte lederskap i kommunene noe å si? Borge og Tovmos (2009) gjennomsnittresultat (gjennomsnitt av resultatene på de ulike sampeldelene) er at rundt 65 prosent av kommunenes utgifter forklares av permanente ressurser. De finner at kommuner med ”god” økonomi viser størst grad av fremtidsrettet atferd, mens dette forkastes for de som er i en økonomisk svak situasjon. Høy grad av partifragmentering i kommunestyret korresponderer i liten grad med intertemporal tilpasning. Borge og Tovmo (2009) tolker resultatene sine som at avvikene de observerer kan assosieres med likviditetsbeskrankninger og myopisk atferd.

Institusjonelle forskjeller kan være med på å forklare de ulike gradene av intertemporal tilpasning observert i studiene nevnt ovenfor. En viktig forskjell mellom lokale myndigheter i USA og Norge er det faktum at i Norge kan ikke kommuner gå konkurs, noe de kan i USA. I Norge forventes det at kommune blir reddet av staten. Dermed vil renter i mye større grad variere med gjeld i USA enn i Norge. Kula (2014) viser at likviditetsbeskrankninger som følge av høy risikopremie i deler av datasettet kan forklare avviket fra modellens prediksjoner. En annen forskjell er at sammenliknet med de fleste andre land er finansieringen av den norske kommunesektoren svært sentralisert. Mer enn 80 prosent av inntektene styres direkte eller indirekte av staten.

Den norske budsjettregelen for kommunene er at inntekter skal dekke utgifter, rentebetalinger og avdrag på gjeld. Å lånefinansiere driftsutgifter er altså ikke lov. Kommuner har likevel mulighet til å ”glatte ut” disse over flere år. Dersom kommunene har overskudd eller investeringene dekkes av overskuddet kan man lånefinansiere investeringer i større grad, og dermed unngå å redusere driftsutgiftene ved midlertidig lave inntekter. Så lenge kommunen fortsatt har overskudd er dette ikke i strid med budsjettregelen. For øvrig er det mulig med underskudd dersom man kan finansiere dette med visse fordringer man har bygget opp gjennom tidligere overskudd. Merk at budsjettregelen gjelder ex-ante, og det er derfor mulig å ha underskudd ex-post. Dette må da dekkes over budsjettene de to påfølgende årene. Siden 2001 har kommuner som har brutt disse reglene (eller andre ikke nevnt her) havnet på den såkalte Robek-listen. Det vanligste bruddet gjelder underskuddsdekning over to år. Disse kommunene blir da pålagt ytterligere restriksjoner og følges tettere av sentrale myndigheter. Hopland (2014) undersøker om denne reformen har endret underskuddsdynamikken i kommunene. Resultatene viser at den har endret seg signifikant. Hopland (2014) mener at siden den uformelle veiledningen fra sentrale myndigheter ikke ble endret, i særlig grad, i forbindelse med reformen, så tyder resultatene på at Robek-listen har en ekstra disiplinerende effekt utover de formelle restriksjonene som pålegges: Velgerne blir mer bevisst når det gjelder kommunens økonomistyring og straffer ”dårlige” politikere.

### **Modellen og økonometrisk tilnærming**

Holtz-Eakin et al. (1994) antar en beslutningstaker som har preferanser vedrørende (dvs. tilegner seg nytte av) strømmen av offentlige tjenester fra og med i dag og inn i fremtiden (infinite horizon). Beslutningstakeren maksimerer den forventede nåverdien av en nyttefunksjon:

$$(1) \quad \text{Max} \{V_t = E_t[\sum_{s=0}^{\infty} \beta^s U(G_{t+s})]\}$$

der  $E_t$  er forventning gitt informasjon ved utgangen av  $t$ ,  $\beta=1/(1+\delta)$  og  $\delta$  er en tidspreferanserate og  $G_t$  er nivået på offentlig kjøp av varer og tjenester i periode  $t$ . Nyttefunksjonen ovenfor maksimeres gitt en intertemporal budsjettbetingelse:

$$(2) \quad W_{t-1} + \sum_{s=0}^{\infty} \gamma^s (R_{t+s} - G_{t+s}) = 0$$

der  $W_t$  er nettoformue ved utgangen av periode  $t$ ,  $\gamma = 1/(1+r)$  og  $r$  er realrenta (antas konstant) og  $R$  er totale inntekter.

Den optimale utgiftsbanen er karakterisert ved Euler-ligningen:

$$(3) \quad E_t\{[U'(G_{t+s})/U'(G_{t+s-1})] - [(1 + \delta)/(1 + r)]\} = 0, \quad s = 1, \dots, \infty.$$

Tolkningen av denne ligningen er følgende: Den marginale substitusjonsraten mellom kommunalt konsum i naboperioder er lik (i forventningsverdi) de relative, intertemporale prisene – som i vårt tilfelle er raten én pluss tidspreferanseraten over én pluss realrenta. Dersom man tar naturlige logaritmer, undertrykker forventningsoperatoren og legger til et feilledd, får man:

$$(4) \quad \ln U'(G_t) - \ln U'(G_{t-1}) = \ln[(1 + \delta)/(1 + r)] + \mu_t$$

Ligningen over innebærer at marginalnyttens av konsum ( $G_t$ ) er en såkalt martingalprosess, eller "random walk" (Hall (1978)). Dersom konsumet øker over tid, vil marginalnyttens synke over tid (siden vi antar konkav nyttefunksjon). Dermed er venstresiden negativ, noe som innebærer  $r > \delta$ . Videre, dersom forventningene er rasjonelle, vil forventet feil være ukorreletert med alle variable observert i  $t-1$ :

$$(5) \quad E_{t-1}(\mu_t) = 0$$

Modellen er basert på følgende antakelser: (i) Beslutninger om kommunalt konsum er resultatet av å maksimere nåverdien av tidsseparabel objektiv funksjon; (ii) kommunene møter ingen kredittmarkedsbeskrankninger og (iii) forventninger er rasjonelle. Som et alternativ til disse antakelsene har vi en keynesiansk konsumfunksjon, der dagens ressurser bestemmer utgiftene (for eksempel pga. kortsiktig (myopisk) tankegang hos myndighetene eller likviditetsbeskrankninger).

I praksis blir en permanent inntektsmodell testet ved å estimere en ligning av formen:

$$(6) \quad \Delta \ln G_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^k \alpha_i \Delta \ln G_{t-i} + \eta_t$$



Der  $\alpha$ -ene er parametre og  $\eta_t$  er et feilledd. Ligningen kan ses på som en log-lineær approksimasjon av en vilkårlig (konkav) nyttefunksjon. Dersom marginalnyttan av  $G_t$  faktisk er en ren martingal, er  $\alpha_i = 0$ , for alle  $i > 0$ . Estimeringsresultater som gir signifikante  $\alpha_i$ -er betyr at det ikke er evidens i data for den permanente inntektsmodellen, dvs. at offentlige utgifter kan bedre forklares med en "keynesiansk" konsumfunksjon der konsumet er relatert til inntekten i samme periode. Signifikante  $\alpha_i$ -er sier likevel ingenting om den kvantitative signifikansen. Hvor mange prosent av utgiftene er i overenstemmelse med den keynesianske modellen? Selv om det bare dreier seg om 10 prosent vil man da forkaste den neoklassiske modellen selv om den forklarer hele 90 prosent.

Det er altså interessant å designe ligningen på en måte som lar oss måle den kvantitative signifikansen av avvik fra modellen. Campbell og Mankiw (1990) står bak en slik spesifisering.

Under permanent-inntektsmodellen er endringer i  $G_t$  bare et resultat av endringer i permanente inntekter. La  $\varepsilon_t$  være den prosentvise endringen i permanente ressurser:

$$(7) \quad \Delta \ln G_t = \nu + \varepsilon_t$$

Der  $\nu$  er den ex ante planlagte veksten i  $G_t$ . Motsatt kan man tenke seg en keynesiansk modell der enhver endring i dagens ressurser fører til en tilsvarende økning i utgiftene og vice versa:

$$(8) \quad \Delta \ln G_t = \Delta \ln R_t$$

Der  $R_t$  er inntekten (tilgjengelige ressurser) i offentlig sektor. Anta at  $\lambda$  er andelen av offentlige utgifter bestemt av dagens ressurser, slik at  $(1-\lambda)$  er andelen konsistent med den permanente inntektshypotesen. Med andre ord er  $\lambda$  den kronevektede andelen av kommunene som er keynesianske beslutningstakere. Den faktiske endringen i offentlige utgifter er da et vektet snitt av de to foregående ligningene:

$$(9) \quad \Delta \ln G_t = (1 - \lambda)\nu + \lambda\Delta \ln R_t + (1 - \lambda)\varepsilon_t$$

Målet er da å estimere  $\lambda$ . Et insignifikant estimat av  $\lambda$  betyr at offentlige utgifter bestemmes i tråd med den permanente inntektsmodellen. Dersom man ikke kan forkaste hypotesen  $\lambda=1$  tilsvarer det at man forkaster den permanente inntektsmodellen som forklaring til fordel for den keynesianske. Verdier mellom 0 og 1 angir andelen av offentlige utgifter som er i overensstemmelse med keynesiansk teori. Legg merke til at man i utledningen av ligning (9) antar konstant realrente og at marginalnykten av offentlige utgifter til ikke-varige varer og tjenester ikke blir påvirket av nivået av offentlige utgifter til varige varer og tjenester (investeringer), stønader, nivået på privat konsum, eller kommunale utgifter.

Modellen i ligningen (9) kan imidlertid utvides slik at den inkluderer disse variablene. La  $I_t$  være investeringer,  $T_t$  være stønader,  $C_t$  være privat konsum og  $G_{st}$  være kommunalt konsum:

$$(10) \quad \Delta \ln G_t = (1 - \lambda)v + \lambda \Delta \ln R_t + \theta_1 r_t + \theta_2 \Delta \ln I_t + \theta_3 \Delta \ln T_t + \theta_4 \Delta \ln C_t + \theta_5 \Delta \ln G_{st} + (1 - \lambda)\varepsilon_t$$

Et problem ved estimering er simultanitetsskjevheten som kan oppstå ved bruk av OLS. Dersom endringer i dagens ressurser ikke er perfekt forutsett, vil det føre til revidering av de permanente ressursene (som betyr en endring i  $\varepsilon_t$ ). Da vil  $\Delta \ln R_t$  være korrelert med  $\varepsilon_t$ , og OLS-estimatorene er ikke forventningsrette. Dette løses gjennom å benytte en annen estimeringsmetode.

I tråd med Campbell og Mankiw (1990) brukes en instrumentvariabelestimator (IV), der laggede verdier av økonomiske variable og dummier benyttes som instrumenter. Denne metoden gir et utgangspunkt for å få testet over-identifiserende restriksjoner. Anta at et sett av instrumenter  $X_{1t}, X_{2t}, \dots, X_{kt}$  og systemet:

$$(11) \quad \Delta \ln G_t = \pi_0 + \pi_1 X_{1t} + \pi_2 X_{2t} + \dots + \pi_k X_{kt} + \eta_{Gt}$$

$$(12) \quad \Delta \ln R_t = \gamma_0 + \gamma_1 X_{1t} + \gamma_2 X_{2t} + \dots + \gamma_k X_{kt} + \eta_{Rt}$$

Når instrumentene er variabler som er datert t-1 og tidligere, er (11) en konvensjonell test av restriksjonene pålagt i og med (4) og (5). Datamaterialet er konsistent med den permanente inntektsmodellen dersom  $\pi_1 = \pi_2 = \dots = \pi_k = 0$ . (12) er første steget i IV-estimeringen av (9). Ligning (9) legger restriksjoner på (11) og (12): Anta én enhets økning i  $X_{1t}$ . Ifølge systemet ovenfor øker  $\Delta \ln G_t$  med  $\pi_1$  og  $\Delta \ln R_t$  med  $\gamma_1$ . Men (9) sier at når  $\Delta \ln R_t$  øker så må  $\Delta \ln G_t$  øke  $\lambda$  ganger endringen i  $\Delta \ln R_t$ . Dermed er  $\pi_1 = \lambda \gamma_1$ . Likeledes er  $\pi_2 = \lambda \gamma_2, \pi_3 =$

$\lambda\gamma_3, \dots, \pi_k = \lambda\gamma_k$ . Å teste disse restriksjonene er det samme som å teste antakelsene bak (9), funksjonsformen, hensiktsmessigheten av å aggregere over kommuner, ekskluderingen av andre potensielle høyre-sidevariable og feilleddets ortogonalitet. Disse restriksjonene kan testes ved å beholde residualene fra IV-estimatene av (9) og regressere dem mot instrumentene, noe som tilsvarer en såkalt Sargan-test (J. D. Sargan (1964)) (se vedlegg B for en kort redegjørelse av denne). For å se dette, anta en forenklet versjon av (9) og systemet (11, 12), hvor man utelater konstantleddene og bare  $X_{1t}$  inngår på høyre side. Dersom man da setter inn for (11) i (9) får man:

$$(A) \quad \Delta \ln G_t = \lambda(\gamma_1 X_{1t} + \eta_{Rt}) + (1 - \lambda)\varepsilon_t$$

Ved å legge til og trekke fra  $\pi_1 X_{1t}$  på høyre side, kan man skrive:

$$(B) \quad \Delta \ln G_t = \pi_1 X_{1t} + (\lambda\gamma_1 - \pi_1)X_{1t} + \lambda\eta_{Rt} + (1 - \lambda)\varepsilon_t$$

Ved å kalle de siste tre leddene på høyre side av B -  $(\lambda\gamma_1 - \pi_1)X_{1t} + \lambda\eta_{Rt} + (1 - \lambda)\varepsilon_t$  - for  $\eta_{Gt}$  får man:

$$(C) \quad \Delta \ln G_t = \pi_1 X_{1t} + \eta_{Gt}$$

som er det samme som (11). Fra (B) kan man se at dersom proporsjonalitetsrestriksjonen  $\pi_1 = \lambda\gamma_1$  er tilfredsstilt, er feilleddet i (C),  $\eta_{Gt}$ , ukorrelet med  $X_{1t}$ . Dersom restriksjonene ikke holder, vil  $X_{1t}$  være korrelert med feilleddet, noe som kan bli oppdekket gjennom en regresjon av residualene på instrumentene (her  $X_{1t}$ ). Andre kilder som kan gjøre at restriksjonene ikke er tilfredsstilt (som for eksempel feilaktig utelatte variabler) oppdages på samme måte. Den relevante testobservatoren er T ganger  $R^2$  fra denne regresjonen, der T er sampelstørrelsen. Observatoren er  $\chi^2$ -fordelt med  $(k-1)$  frihetsgrader.

Laggede verdier av  $\Delta \ln G_t$  og høyre-sidevariable i (10) brukes som instrumenter i estimeringen. Et viktig spørsmål er da hvilke og hvor mange lag man skal benytte. Det er, i teorien, tre grunner til ikke å inkludere første-lags: (i) Å utelate første-lag instrumenter reduserer sannsynligvis problemene assosiert med tidsaggregering. I teorien tenker man seg at å aggregere måneds - og kvartalsdata gjør at man mister informasjon om de underliggende datagenererende prosessene. Man mister sykliske variasjoner og årsdata kan vise mer

persistens på lang sikt enn de underliggende disaggregerte dataene gjør (Rossana og Seater (1995)); (ii) Dersom noen ikke-varige goder i data egentlig er varige, kan  $\varepsilon_t$  ha en glidende gjennomsnittsstruktur og første-lags av variablene vil være korrelert med  $\varepsilon_t$  og (iii) Ved forbigående utgiftssjokk har  $\varepsilon_t$  en glidende gjennomsnittstruktur. Det første problemet er ikke særlig relevant for mine data, da beslutningsprosessene i kommunene knytter seg til årlige budsjettprosesser, slik som i staten. De fleste beslutningsvariablene (som skattesatser og gebyrer) varsles i budsjettene og ligger faste gjennom året. Mindre justeringer er marginale. Slik sett betyr problemet med aggregering mindre for denne analysen enn generelt i makroøkonomisk analyse. Når det gjelder argumentene om glidende gjennomsnittsstruktur vil en fleksibel, dynamisk spesifisering av modellen gi muligheten til å teste dette eksplisitt. I neste del av kapitlet, der jeg tester permanentinntektshypotesen på årsdata, vil jeg derfor likevel bruke førstelags i instrumentligningen.

Kostnaden ved å ha ”for mange” instrumenter vil her være både tap av effisiens i parameterestimatene og redusert styrke for restriksjonstestene. Lags som ikke ”egentlig” hører hjemme vil ha koeffisient lik null i både (11) og (12), noe som kan gi skjevhet mot aksept av hypotesetesten  $\pi_i = \lambda\gamma_i$ , for alle  $i$ . For å få en mest mulig stringent test velges et så knapt sett av instrumenter som mulig. (12) estimeres med lags 2 til om med 5, og så med suksessivt kortere laglengder. For hver gang testes hensiktsmessigheten av dette med en sannsynlighetskvotetest (likelihood ratio test). Med denne fremgangsmåten blir settet av instrumenter redusert så mye som data tillater.

Et annet vanlig økonometrisk problem er heteroskedastisiteten til feilleddet. Som nevnt kan feilleddet i (9) være et første-ordens glidende gjennomsnitt, noe som betyr at OLS- og IV-estimering vil gi inkonsistente standardfeil. En metode som ofte brukes da er å rapportere resultatene med Whites kovariansmatriseestimator for å gi konsistente estimater av standardfeilene. Men heteroskedastisitetstestene som rapporteres med resultatene nedenfor forkaster hypotesen om heteroskedastisitet i feilleddene, slik at dette ikke er nødvendig.

## 2.2 Permamentinntektshypotese – estimeringsresultater

I det følgende presenteres estimeringsresultat for en modell for kommunesektorens driftsutgifter. Utgangspunktet er modellen presentert i ligningene (9) og (10). Modellen er estimert på årsdata fra Nasjonalregnskapet. Alle variable, unntatt realrenta, er målt i faste 2010-priser og regnet per capita. Estimeringsperioden er 1983 til 2013. 1983 er valgt som startår da dette ble sett på som en hensiktsmessig avveining mellom å ha flest mulig observasjoner og å starte senere på 1980-tallet for å unngå å estimere på et observasjonssett som inkluderer år med kredittmarksregulering (1984 var første år med et fritt kredittmarked). Estimeringsresultatene er robuste mot små endringer i estimeringsperiode. Jeg har dessuten laggede verdier i modellen som gjør det umulig å starte i 1978 (deltalag to perioder bakover i instrumentligninga gjør at jeg tidligst kan starte i 1981). I estimeringene har jeg inkludert en impulsdummy for 2002 for å ta hensyn til bruddet i statistikken det året da sykehusene ble overført fra fylkeskommunal forvaltning til statlig forvaltning. Jeg har også undersøkt om endringen i forvaltningen av riksveier i 2010 kunne ha påvirket resultatene, men gjennomgående er det ikke tilfellet for driftsutgiftene. I tabell 2.2 viser jeg noen gjennomsnittverdier for variabler som inngår i modellen. Estimeringsresultatene fra teorimodellene (9) og (10) vises i tabell 2.3.

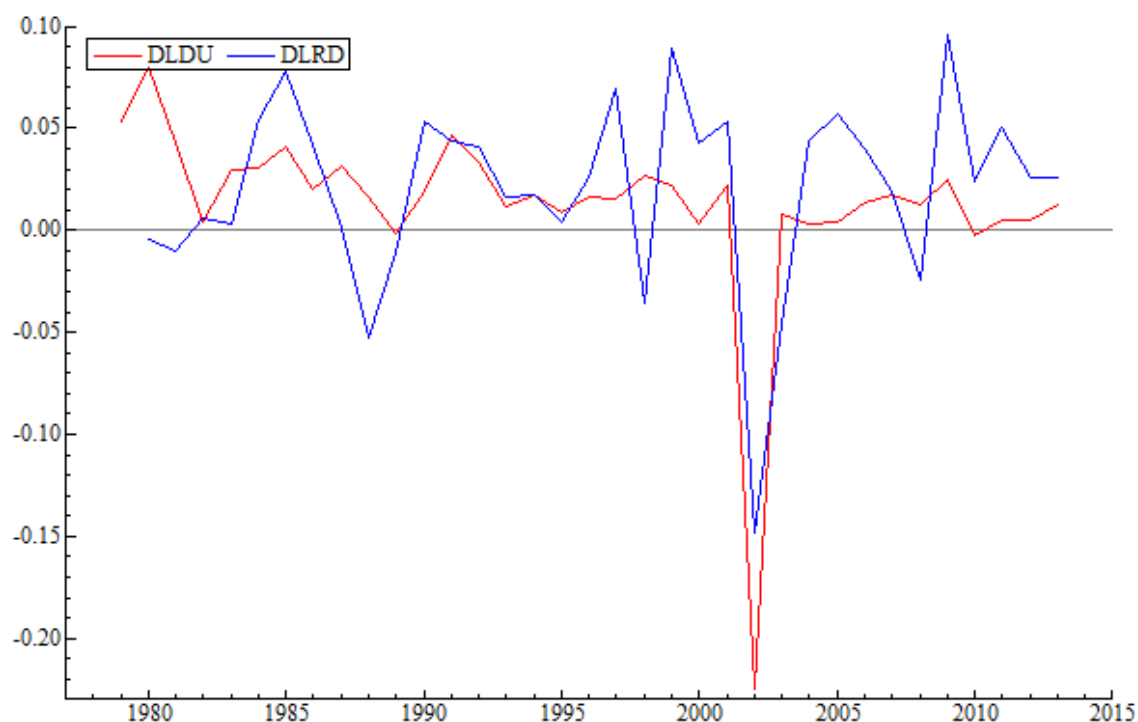
**Tabell 2.1. Variabeldefinisjoner<sup>1</sup>, utvalgte variabler**

Variabel <sup>2</sup>
LDU Driftsutgifter, kommunal forvaltning
LRD Nettodisponible inntekter, kommunal forvaltning
LJKS Bruttoinvesteringer, kommunal forvaltning
LC Konsum i husholdninger og ideelle organisasjoner
LGs Konsum i statsforvaltningen
LRU Stønader til husholdninger i alt betalt av kommunal forvaltning

<sup>1</sup>Alle variable er i faste priser og per capita.

<sup>2</sup>L står for ln (naturlig logaritme)

**Figur 2.1. Vekstratene til driftsutgifter (DLDU) og nettodisponible inntekter (DLRD)**



**Tabell 2. 2. Beskrivende statistikk for variabler brukt i estimeringen av permanentinntekthypotesen<sup>1</sup>**

Variabel <sup>2</sup>	Gjennomsnitt (1983-2013) <sup>3</sup>	Standardavvik (1983-2013) <sup>3</sup>
DLDU Vekstraten til DU	0,0172	0,0123
DLRD Vekstraten til RD	0,0282	0,0370
DLJKS Vekstraten til JKS	0,0196	0,0969
DLC Vekstraten til C	0,0222	0,0222
DLGs Vekstraten til Gs	0,0166	0,0250
DLRU Vekstraten til RU	0,0071	0,0780
Realrente Ex post realrente basert på 5-årig statsobligasjonsrente og årlig KPI-vekst	0,0379	0,0226

<sup>1</sup>Alle variable bortsett fra realrenta er i faste priser og per capita.

<sup>2</sup>D står for delta eller diff, dvs. for eksempel  $DX = X_t - X_{t-1}$

<sup>3</sup>Uten 2002, som representerer en "outlier" for de fleste seriene

**Tabell 2. 3. Modell a la Holtz-Eakin et al.<sup>1</sup>, 1983 - 2013, avhengig variabel: Vekstraten i driftsutgiftene (DLDU)**

Variabel/ test	OLS (1)	OLS (2)	IV (1) <sup>2</sup>	IV (2)
DLRD	0.0766 (0.0566)	0.0737 (0.0628)	0.0592 (0.0718)	0.0889 (0.0650)
DLJKS		0.0257 (0.0206)	0.0257 (0.0206)	
DLC		-0.0095 (0.1220)	0.0052 (0.1272)	
DLGs		0.0381 (0.1091)	0.0488 (0.1122)	
DLRU		0.0068 (0.0324)	0.00877 (0.0328)	
Realrente		0.3035 (0.1214)	0.2948 (0.1233)	
dummy 2002	-0.2305 (0.0152)	-0.2425 (0.0418)	-0.2484 (0.0442)	-0.2283 (0.0162)
Konstant	0.0169 (0.0027)	0.0026 (0.0045)	0.0028 (0.0046)	0.0166 (0.0029)
Residualt standardavvik	0.01126	0.01051	0.01052	0.01127
AR 1-2-test	2.0230 [0.1533]	1.4480 [0.2576]	1.4692 [0.2528]	1.9577 [0.1622]
ARCH 1-1-test	0.10912 [0.7435]	0.52840 [0.4731]	0.47857 [0.4946]	0.098901 [0.7554]
Normalitetstest	1.1901 [0.5515]	0.44423 [0.8008]	0.42794 [0.8074]	1.0750 [0.5842]
Hetero-test	0.88497 [0.4618]	0.63539 [0.7855]	0.60908 [0.8067]	0.88537 [0.4616]
Hetero-X-test	0.88497 [0.4618]	ikke nok observasjoner	ikke nok observasjoner	0.88537 [0.4616]
RESET23-test	0.091027 [0.9133]	1.2661 [0.3026]		
Sargan-test			7.7057 [0.2605]	1.5990 [0.9527]

<sup>1</sup>Tall i parentes er standardfeil når det gjelder koeffisienter, og p-verdier når det gjelder tester

<sup>2</sup>Instrumenter (gjelder for begge IV-kolonnene): dumm2008, dumm2009, DLJKS\_1, DLDU\_1, DLC\_1, DLC\_2, DLRU\_1

En enkel modell (9) estimert med OLS er rapportert i tabell 2.3, kolonne (1) og gir en estimert  $\lambda$  lik 0,077 med standardfeil 0,057. Basert på dette kan man ikke forkaste permanentinntektsypotesen, siden  $0,077 - 2 \cdot 0,057 < 0$ . Men som nevnt i teoriavsnittet kan denne modellen være feilspesifisert, og derfor har jeg estimert den mer generelle modellen i ligning (10) ovenfor. OLS-resultatene er gjengitt i kolonne (2) i tabellen. Marginal konsumtilbøyelighet endres knapt fra kolonne (1) til 0,074, men standardfeilen øker til 0,063.

Fortsatt er to ganger standardfeil større enn koeffisientverdien og dermed kan man ikke forkaste permanentinntektshypotesen i sin mest rendyrkede form. Ut fra dette, kunne man konkludere med at 100 prosent av kommunale driftsutgifter bestemmes i tråd med permanentinntektshypotesen.

Som kommentert tidligere kan OLS potensielt gi inkonsistente estimater, da en eller flere av høyresidevariable i (9) og (10) kan betraktes som endogene variabler i en større modell. Jeg rapporterer derfor også resultatene når man estimerer modellen med instrumentvariabelmetoden (IV (1) og (2)). Koeffisientverdien endrer seg ikke mye, og det er verdt å merke seg at inntektsleddet fortsatt ikke er signifikant på 5 prosent-nivå i noen av spesifikasjonene.

Jeg har mange mulige instrumenter. Som nevnt i teoridelen benytter jeg laggede verdier av modellvariablene som potensielle instrumenter. Dermed er det ikke vanskelig å få til en ”god” instrumentligning, i form av god føyning, slik at førstesteget gir en predikert DLRD tilnærmet lik faktisk DLRD, og jeg oppnår tilnærmet lik koeffisientverdi med OLS- og IV-estimering. Men da ville jeg risikert å ”beholde endogeniteten” jeg ønsker å kvitte meg med gjennom IV. Jeg har derfor holdt antallet instrumenter nede. Instrumentligningen viser ingen tegn på glidende gjennomsnittsstruktur og førstelags i denne er nødvendig for å få en god og økonometrisk velfungerende spesifisering (førstesteget og tilhørende tester er rapportert i vedlegg C). Vi ser at Sargan-testen i dette tilfelle ikke forkaster nullhypotesen om at instrumentene er gyldige. Se vedlegg B for en kort redegjørelse av testene rapportert.

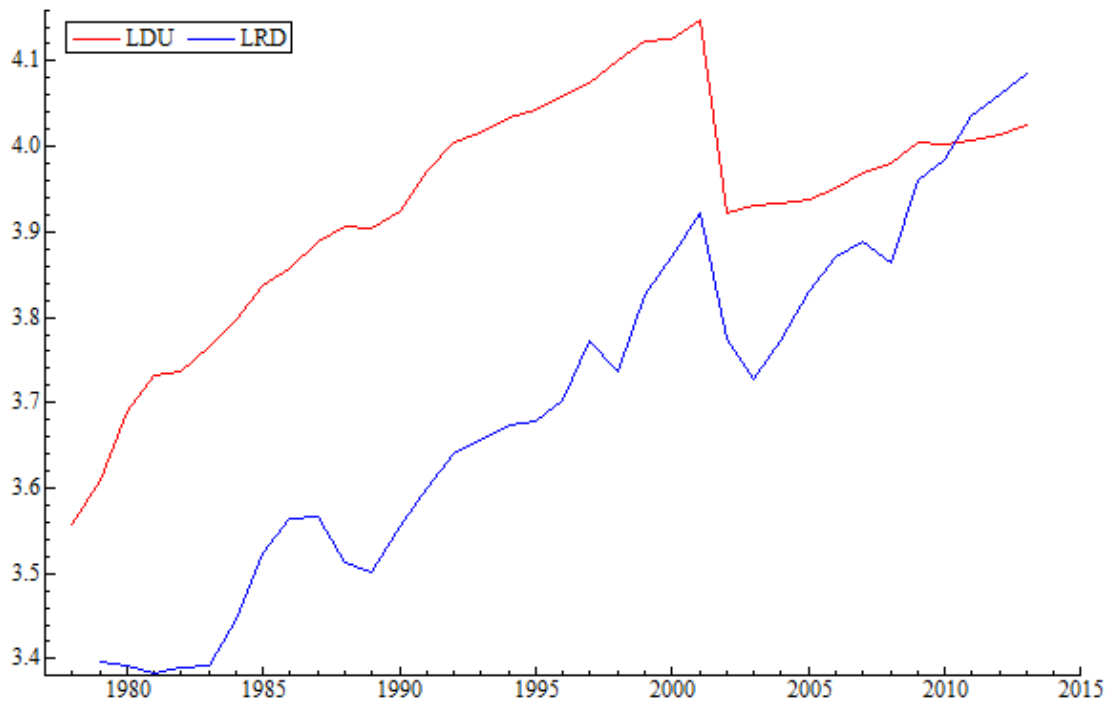
De diagnostiske testene rapportert i tabell 2.3 tyder hverken på autokorrelasjon, heteroskedastisitet eller ikke-normale residualer. Dersom dette ikke hadde vært tilfelle ville signifikansen av de rapporterte t-verdiene vært vanskeligere å vurdere, siden forutsetningen om normal-fordelte restledd da ville vært motbevist av testene.

Alle variable, utenom vekstraten i stønadene (DLRU) er insignifikante på 5-prosentnivå i tabell 2.3. DLRU er signifikant i den fulle modellen (tabell 2.3, IV(1)), men blir insignifikant dersom de insignifikante variablene ekskluderes. I den fulle modellen har realrenta positivt fortegn, dvs. at økt realrente fører til økt konsum i kommunesektoren. Dette er ikke rimelig i lys av økonomisk teori. Effekten av økt rente er todelt: substitusjons- og inntektseffekten. Substitusjonseffekten er den isolerte effekten av at sparing blir relativt mer lønnsomt, slik at



konsum i dag blir relativt mer kostbart. Denne effekten tilsier dermed at man utsetter konsum til i morgen gjennom økt sparing, slik at konsumet synker i dag, når renta går opp. Inntektseffekten avhenger av om ”individet” er nettosparer eller nettolånetaker. Samlet sett har kommunene hatt negativ nettofinansformue i hele perioden, og er dermed en nettolånetaker. Det innebærer en negativ inntektseffekt på dagens konsum, siden de økte kostnadene forbundet med en renteøkning, i form av renteutbetalinger, veier tyngre enn de økte inntektene gjennom økt rente på formue. Økonomisk teori tilsier dermed en negativ effekt av realrenta på dagens konsum. En mulig teoretisk underbygning for en positiv effekt kan være at kommunene opptrer som nettosparere – for eksempel fordi avkastning på formue reagerer sterkere enn lånerenter når realrenta endres - og at inntektseffekten dominerer substitusjonseffekten. Realrenteledet er riktignok ikke signifikant og det virker altså ikke som om det er noen sammenheng her. Realrenta var høy de første elleve observasjonene (1983-1994), sett i forhold til de siste tjue årene, og dette kunne tenkes å forstyrre estimatet. Forsøk med samme variabel bare gjeldende fra og med 1995 ga imidlertid fortsatt en insignifikant sammenheng. Gjelsvik (2007) får i en av sine spesifikasjoner av driftsutgiftsligningen, som inngår i Jansen og Kolsrud (2008), også positivt fortegn på koeffisienten foran renteledet. Dette forklares der med at renten gjerne øker i gode tider, og dermed kan fungere som en proxy på høykonjunktur og perioder med høye inntekter i kommunene. Altså kan det tenkes at selv om kommunesektoren har nettogjeld kan perioder med økt rente ha en positiv nettoeffekt gjennom økte skatte- og renteinntekter og lavere ledighet som gir reduserte stønadsutbetalinger.

**Figur 2.2. Driftsutgifter (LDU) og nettodisponible inntekter (LRD) i kommunesektoren, 1978-2013**



Stasjonaritetsanalysen (vedlegg D) viser at driftsutgiftene og inntektene kan betraktes som integrert av orden én:  $I(1)$ . Et viktig spørsmål i tidsserieanalyser, er om de to variablene er kointegrerte, dvs. om det eksisterer en langsiktig sammenheng mellom dem. Hvis det er tilfellet, bør modellen som hittil er estimert endres for å inkludere det kointegrerende forholdet da det å utelate dette forholdet potensielt innebærer en skjevhet i estimeringen i form av en utelatt variabel-skjevhet. Kointegrasjonsanalysen (vedlegg E) viser at driftsutgiftene og inntektene faktisk er kointegrerte, når man tar hensyn til en endring i sammenhengen fra og med 2002. Dette betyr at Holtz-Eakin et al. (1994) sin modell kan være gjenstand for kritikken om utelatt variabelskjevhet fordi den utelater et  $I(0)$ -feiljusteringsledd. Engle-Grangers representasjonsteorem (1987) sier at dersom det er kointegrasjon mellom  $X$  og  $Y$ , følger det at en modell mellom  $X$  og  $Y$  kan skrives som en likevektskorrigeringsmodell. Jeg tar derfor modellen et steg videre til en modell som inneholder det kointegrerende forholdet mellom driftsutgiftene og inntektene.

Estimeringsresultatene for denne modellen er gjengitt i tabell 2.4. Fortsatt holder permanentinntektsypotesen i sin renyrkede form i kolonnen OLS (2). I prosessen med å ekskludere de insignifikante variablene (utenom inntektsvariabelen) fra OLS (1) i tabell 2.4

mister de variablene som initialt er signifikante sin signifikans. Inntektsvariabelen er signifikant i den enkle feiljusteringsmodellen (OLS (2)). Nå er estimatet på  $\lambda$  lik 0,11 med standardfeil 0,047, slik at 89 prosent av kommunale driftsutgifter bestemmes i tråd med permanentinntektshypotesen. Notasjonen ”\_1” angir at variabelen er lagget en periode, og *LRDstepint* er LRD ganger en stepdummy fra og med 2002 (se kointegrasjonsanalysen i vedlegg E for begrunnelsen for å inkludere denne variabelen). *LRDstepint\_1* har negativt fortegn, altså er inntektselastisiteten lavere fra 2002. Den åpenbare tolkningen av dette er at kommunene hadde høyere inntektselastisitet pga. at sykehusene var en del av sektoren før 2002, slik at utgiftene i kommunene samvarierte mer med inntektene før sykehusene ble overført til statlig forvaltning i 2002.

Både i spesifikasjonene uten feiljustering (tabell 2.3) og med (tabell 2.4) er det svært liten forskjell på OLS- og IV-estimatene. Sammenligner man kolonnen OLS (1) med IV(1) i tabell 2.4. innebærer forskjellen i koeffisientverdi at OLS estimerer en marginal konsumtilbøyelighet som er i overkant av 2 prosent høyere enn ved IV, men forskjellen i den enklere spesifikasjonen er tilnærmet lik null. Å utelate det kointegrerende forholdet mellom utgifter og inntekter gir i mine data en underestimert effekt av endring i inntekt på utgiftene og dermed en tendens til å akseptere permanentinntektshypotesen i sin rendyrkede form.

Som det fremgår av feilspesifikasjonstestene forkastes hypoteser om autokorrelasjon, heteroskedastisitet og at restleddene ikke kan tilnærmes med normalfordelingen, bortsett fra i den enkle modellen (OLS (2) og IV(2)), der normaliteten forkastes. Dette skyldes en ”outlier” i 1991. En impulsdummy for 1991 endrer ikke koeffisientestimatene signifikant, og gjør at testen godkjenner antakelsen om normalfordelte restledd. Sargan-testen forkaster ikke gyldigheten av instrumenter i IV (2), men i IV (1). Siden IV (2) er den foretrukne spesifikasjonen - som brukes i videre analyse i senere kapitler – velger jeg å ignorere dette. Min tidligere kommentar og analyse av effekten av realrenta gjelder her også.

**Tabell 2.4. ECM-spesifikasjon<sup>1</sup>, 1983 – 2013, avhengig variabel: Vekstraten i driftsutgiftene (DLDU)**

Variabel/ test <sup>3</sup>	OLS (1)	OLS (2)	IV (1)	IV (2)
DLRD	0.1106 (0.0606)	0.1105 (0.0472)	0.0819 (0.0697)	0.1094 (0.0539)
DLJKS	0.0091 (0.0203)		0.0098 (0.0205)	
DLC	-0.0141 (0.1173)		0.0156 (0.1231)	
DLGs	0.0422 (0.1063)		0.0641 (0.1100)	
DLRU	-0.0184 (0.0322)		-0.0139 (0.0328)	
Realrente	0.1748 (0.1972)		0.1603 (0.1991)	
dummy 2002	-0.2459 (0.0407)	-0.2299 (0.0134)	-0.2574 (0.0431)	-0.2302 (0.0140)
Konstant	0.2477 (0.1171)	0.2738 (0.0783)	0.2411 (0.1180)	0.2735 (0.0787)
LDU_1	-0.1717 (0.0636)	-0.1666 (0.0556)	-0.1655 (0.0644)	-0.1663 (0.0560)
LRD_1	0.1221 (0.0552)	0.1118 (0.0478)	0.1173 (0.0559)	0.1116 (0.0481)
LRDstepint_1	-0.0084 (0.0034)	-0.0090 (0.0029)	-0.0081 (0.0036)	-0.0090 (0.0029)
Residualt standardavvik	0.00974	0.00912	0.00979	0.00912
AR 1-2-test	2.4853 [0.1130]	2.3648 [0.1174]	2.4003 [0.1207]	2.3580 [0.1181]
ARCH 1-1-test	0.027244 [0.8700]	0.057698 [0.8119]	0.0056613 [0.9405]	0.059638 [0.8088]
Normalitetstest <sup>4</sup>	2.8886 [0.2359]	8.2334 [0.0163]*	3.1773 [0.2042]	8.2565 [0.0161]*
Hetero-test	0.78428 [0.6896]	0.56789 [0.8073]	0.65352 [0.7962]	0.56916 [0.8063]
Hetero-X-test	ikke nok observasjoner	0.38409 [0.9593]	ikke nok observasjoner	0.38500 [0.9589]
RESET23-test	0.99899 [0.3889]	0.13700 [0.8727]		
Sargan-test			20.701 [0.0021]*	9.3779 [0.1534]

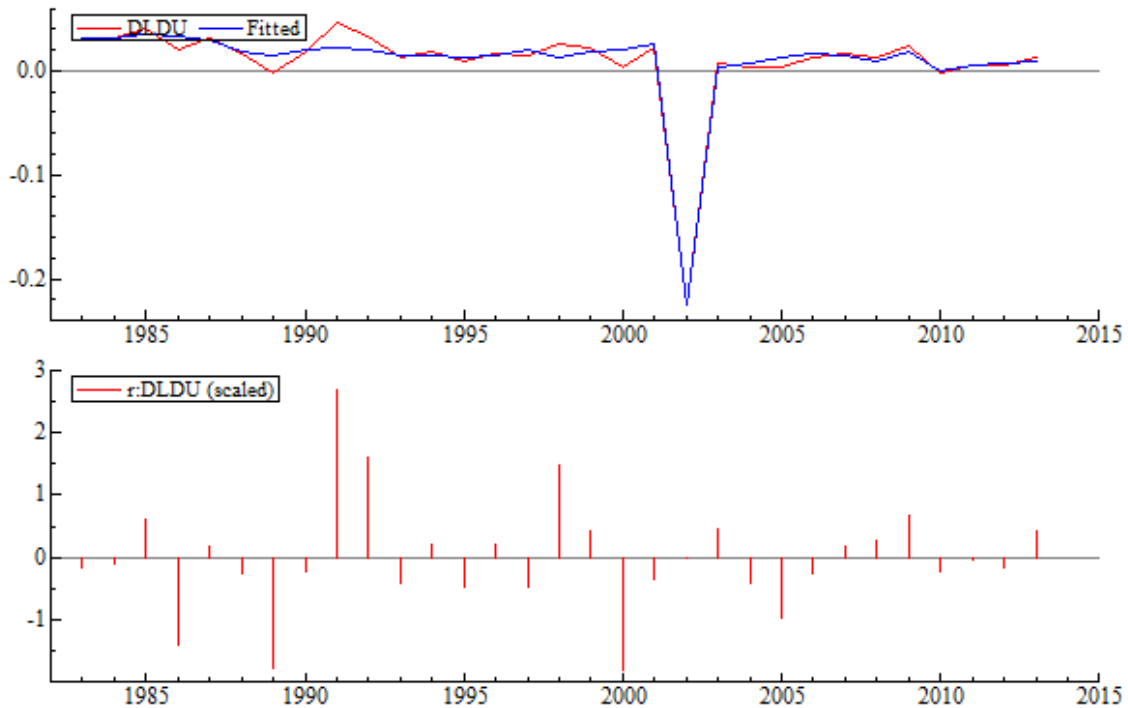
<sup>1</sup>Tall i parentes er standardfeil når det gjelder koeffisienter, og p-verdier når det gjelder tester

<sup>2</sup>Instrumenter (gjelder for alle de tre IV-kolonene): dumm2008, dumm2009, DLJKS\_1, DLDU\_1, DLC\_1, DLC\_2, DLRU\_1

<sup>3</sup>Der en test har  $p < 0.05$ , noteres dette med \*

<sup>4</sup>Der normalfordelte restledd forkastes skyldes dette en outlier i 1991. Å legge til en impulsdummy for 1991 endrer ikke koeffisientestimatene signifikant, og gjør at testen godkjenner antakelsen om normalfordelte restledd

**Figur 2.3. Føyning og skalerte residualer IV(2), tabell 2.4.**



Siden det bare er inntektsvariabelen som er signifikant i modellen over, og ligningen inneholder det kointegrerende forholdet mellom driftsutgiftene og inntektene, kan jeg konkludere med at restleddet fra regresjonen ikke har en stokastisk trend og at ligningen i kolonne IV (2) i tabell 2.4 er balansert (jmfør vedlegg D og E). At en ligning er balansert betyr at høyresiden er integrert av samme orden som venstresiden. Jeg tar denne enkle feiljusteringsligningen inn i makromodellen (kapittel 3) som benyttes i videre analyser. Siden inntektene allerede inngår endogent i den modellen, vil driftsutgiftsligningen ikke estimeres med IV der. Jeg har valgt å skrive ligningen rett inn i modellen, dvs. at jeg har ”hardkodet” koeffisientverdiene slik de forekommer i kolonne IV(2) i tabell 2.4. Se framstilling s. 32.

Utgiftsfunksjonen er spesifisert på per capita-form. Det finner jeg støtte for i data, da det å legge inn befolkning som eksplisitt forklaringsvariabel ikke forbedrer modellen. Men siden inntektselastisiteten ikke er lik én, har befolkning en egen effekt:

$$\frac{DU}{NB} = k \left( \frac{RD^E}{NB^E} \right) \Leftrightarrow DU = k RD^E NB^{1-E}$$

Ifølge modellen er E tilnærmet lik  $2/3$  (ved å dele inntektskoeffisienten  $(0,11)$  på feiljusteringskoeffisienten  $(0,17)$ ), slik at befolkningselastisiteten er ca.  $1/3$ . Jeg kommer tilbake til betydningen av befolkningsutviklingen for kommunenes driftsutgifter i kapittel 5.

Hvis en rendyrket permanentinntektshypotese hadde funnet støtte i data, ville kommunene ha glattet ut sjokk i inntektene med mindre disse ble oppfattet som permanente. En normal konjunkturvariasjon ville altså bli glattet ut, med denne atferden. Jeg finner at dette gjelder i stor grad: Hvis inntektene øker med 10 % vil bare 1,1 % bli brukt samme år. Det tar altså lang tid før en økt inntekt gir permanent utslag i utgiftene. I denne forstand er forskjellen mellom OLS og IV av liten økonomisk betydning. Merk også at i så måte er det ikke stor forskjell på resultatene i tabell 2.3 og 2.4. Det er små effekter på driftsutgifter av endret inntekt på kort sikt. Det har en annen interessant tolkning: Hvis det kommer et negativt inntektssjokk, vil det ta langt tid før kostnadene justeres. Da vil kommunene akkumulere gjeld i mellomtiden.

### 2.3 Faktorbruk i kommunesektoren<sup>1</sup>

Produksjonen av tjenester i kommunesektoren foregår ved bruk av realkapital  $K$ , arbeidskraft  $L$  og produktinnsats  $M^2$ . I nasjonalregnskapet måles produksjonen  $X$  delvis direkte med kostnader (i hovedsak for kollektive tjenester) og delvis ved hjelp av indikatorer for tjenester (for viktige individuelle tjenester innen utdanning og helse). I løpende priser, eller verdien av tjenesteproduksjonen, settes denne lik produksjonskostnadene (lønnskostnader pluss utgifter til produktinnsats og anslått verdi på kapitalslit). Volumet av tjenestene ( $X$ ) framkommer derimot ikke direkte ved å summere de samme variablene i faste priser. Volumet av tjenesteproduksjonen bestemmes ved ulike indikatorer slik at prisindeksen for tjenestene bestemmes implisitt (verdien divideres med produksjonsindikatoren  $X$  slik at prisen på  $X$  avledes). For kommuneforvaltningen samlet er det derfor rimelig å formulere en produktfunksjon med vanlige egenskaper:

$$(1) X = F(K, L, M).$$

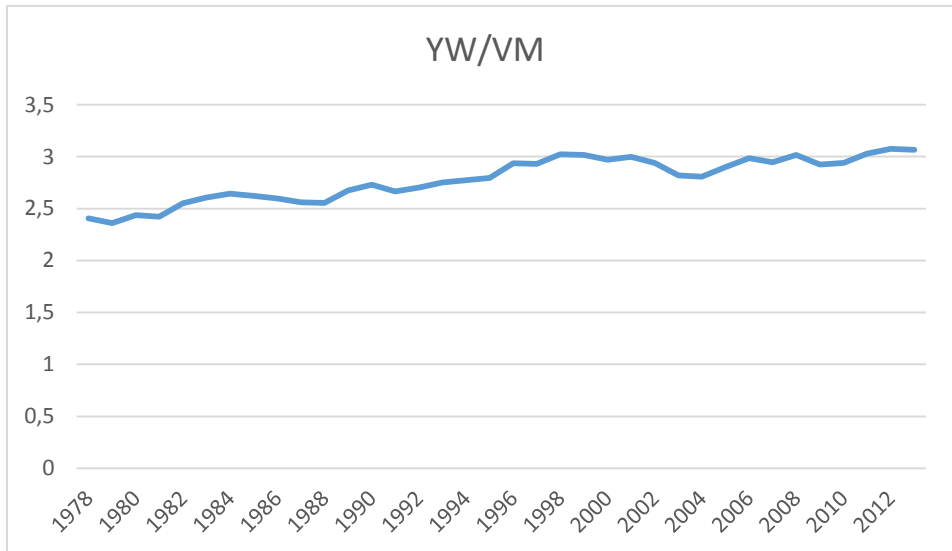
---

<sup>1</sup> Merk at alle variabler nevnt i 2.3 og 2.4 som også inngår i modellen i kapittel 3 har der koden for kommunal forvaltning; 90K, men denne utelates for enkelthets skyld i framstillingen her.

<sup>2</sup>  $M$  er unnatt energi for å utelate effekter av volatile priser. Mer presist inngår energikostnader som en fast faktor i modellen.

Strukturen i kommuneøkonomien er institusjonelt organisert slik at driftsutgifter bestemmes separat. Figur 2.4 viser at kostnadsandelene for L og M er ganske konstante over tid.

**Figur 2.4. Utbetalt lønn som andel av produktinnsats, unntatt energi.**



Jeg har derfor benyttet et såkalt Cobb-Douglas aggregat for variable faktorer (VA):

$$(2) VA = h(L, M) = L^a M^{1-a}$$

Gitt utgiftene til de variable faktorene L og M,

$$(3) P_{VA} VA = W L + P_M M,$$

bestemmes da bruken av L og M via en modell med fast kostnadsandel når W og  $P_M$  er eksogene og samlet utgift er bestemt.

Rettere sagt, og med symbolene som brukes i modellen, kan jeg løse sysselsettingen som en funksjon av kostnadsandelen, M og faktorprisene. Dette kan uttrykkes som følgende i modellen (der LWR blir generert og er lik faktorforholdet YW/VM):

$$(4) LW = (LWR M PM) / W$$

Setter jeg uttrykket for VA inn i F (K, L, M) får jeg

$$(5) X = F(K, L, M) = F(K, h(L, M)) = F(K, VA).$$

Jeg antar at K på lang sikt bestemmes ved kostnadsminimering gitt faktorprisene  $P_{VA}$  (som bestemmes i (3)) og  $P_K$  som er en slags brukerpris på kapital. I tråd med tradisjonell neoklassisk teori (Hall og Jorgenson (1967)) antar jeg at brukerprisen kan spesifiseres som

$$(6) P_K = P_J (\text{rente} + \text{depresieringsrate} - \text{inflasjon}) = P_J (r + d - (P_{Jt}/P_{Jt-1} - 1))$$

Rentesatsen  $r$  settes lik effektiv rente på 5-årige statsobligasjonsrenter, depresieringsraten settes lik 0,04 som er nær det historiske snittet av observasjoner av depresieringsraten som inngår i modellen (og som varierer svært lite over tid).  $P_J$  er nyinvesteringsprisen.

Jeg bruker en CES-funksjon for å beskrive sammenhengen mellom X, K og VA, der jeg pålegger at CES-funksjonen har konstant utbytte mht. K og VA. Da er tilpasningen av K gitt ved

$$(7) K/VA = c (P_K/P_{VA})^{-\sigma}$$

Jeg åpner for at konstanten  $c$  kan avhenge av en trend, slik at det forekommer teknologisk vekst i samlet faktorbruk. Substitusjonselastisiteten mellom K og VA er gitt ved  $\sigma$ .

### **Estimering av kapitaligningen**

Relasjonen må modelleres på deltaform, da tidsserien for  $\text{LOG}(K_{90K}/VA)$  inneholder en enhetsrot:  $\text{LOG}(K_{90K}/VA) = a + 1 \text{ LOG}(K_{90K}(-1) / VA(-1)) + \varepsilon$  (se vedlegg D). Som vist i vedlegg E er det kointegrasjon mellom den avhengige variabelen og prisleddet, slik at en feiljusteringsmodell kan estimeres. Jeg fant ingen signifikant trend som eventuelt kunne ha fanget opp faktornøytral teknologisk endring. Jeg åpner for at det kan være korttidseffekter via variabel faktorbruk og siden den er endogen estimeres det med instrumentvariable. Derfor er ligningen som er gjengitt nedenfor estimert med to-steps minste kvadraters metode, der leddet  $\Delta \log(VA)$  estimeres i et førstesteg der laggede verdier er brukt som instrumenter. Etter en reduksjon av modellen, hvor jeg startet ut med en generell formulering med



sammenfallende vekstrater og to nivålag i alle variable, endte jeg opp med modellen gjengitt under. Sammenfallende nivåledd for relative priser er brukt fordi resultatet av estimeringsmetoden gir

$$\dots = \dots - 0.015 [\log(PK_t/PVA_t) - \log(PK_{t-1}/PVA_{t-1})] - 0.015 \log(PK_{t-1}/PVA_{t-1}).$$

Dermed kan man stryke (t-1)-leddene mot hverandre, og man sitter igjen med nivåleddet for inneværende periode. Estimatene under gir en substitusjonselastisitet lik 0,267

(0,0147/0,0551). Modellen for K impliserer at så lenge faktorprisforholdet er konstant, vil K og VA følge hverandre over tid. Det innebærer at en økning i driftsutgiftene (DU) som krever økt innsats av L og M, på lang sikt vil kreve en tilsvarende økning i K. Dynamikken i denne tilpasningen vil bli illustrert i større detalj i skiftberegninger i kapittel 5.

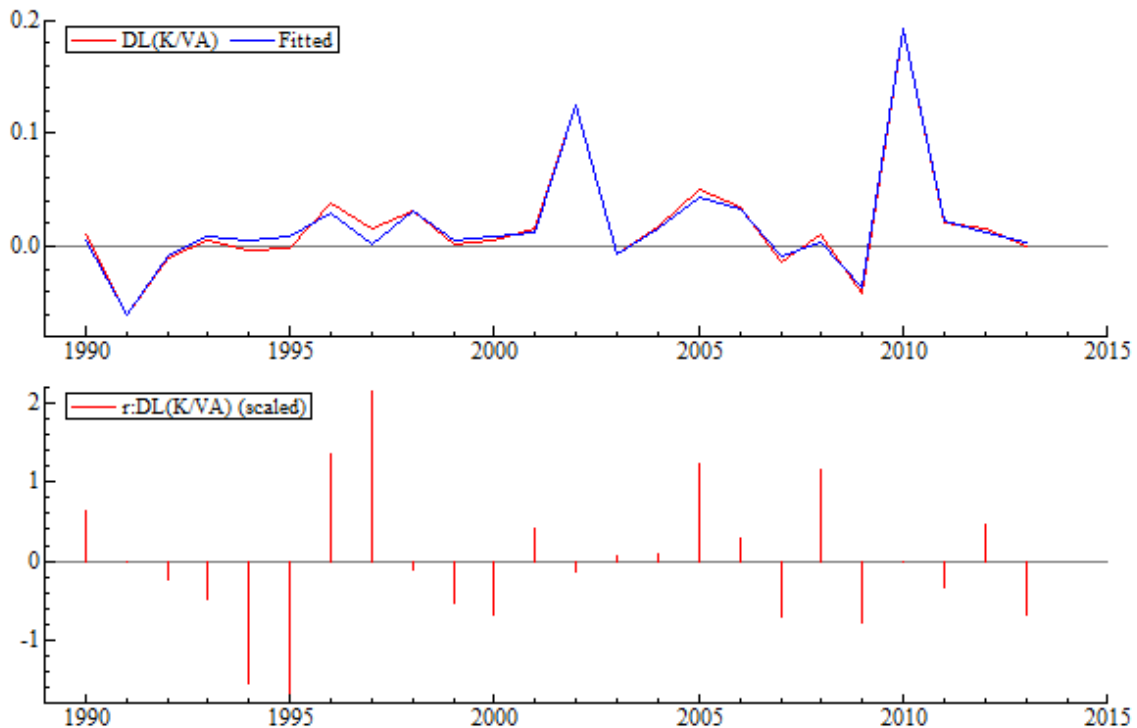
$$\begin{aligned} \Delta \log\left(\frac{K_t}{VA_t}\right) &= 0.2153 - 0.6014 \Delta \log(VA) - 0.0147 \log\left(\frac{PK_t}{PVA_t}\right) - 0.0551 \log\left(\frac{K_{t-2}}{VA_{t-2}}\right) \\ &\quad (3.37) \quad (-21.3) \quad (-4.78) \quad (-3.86) \\ &\quad -0.0209 \text{ dum}1991 + 0.1912 \text{ dum}2010 \\ &\quad (-2.98) \quad (29.6) \end{aligned}$$

Instrumenter: DLVA<sub>t-1</sub>, DLVA<sub>t-2</sub>, dum2002, dum2009

$$\sigma = 0.00607, T = 1990 \text{ til } 2013 = 24$$

Sargan-test:	Chi <sup>2</sup> (3)	1.3137	[0.7259]
AR 1-2 test:	F(2,16)	1.2701	[0.3076]
ARCH 1-1 test:	F(1,22)	2.4148	[0.1345]
Normality test:	Chi <sup>2</sup> (2)	1.8373	[0.3991]
Hetero test:	F(6,15)	0.88238	[0.5311]
Hetero-X test:	F(9,12)	1.1429	[0.4053]

**Figur 2.5. Føyning og skalerte residualer for modellen i 2.3**



For å oppsummere og gi en oversikt over faktorblokka i modellen i de følgende kapitlene lister jeg opp denne her (der ligning 2, 3, 4 og 6, samt den økonometriske kommer i tillegg):  
 Relasjonene knyttet til kapital og investeringer i kommunesektoren blir da:

Verdien av bruttoinvesteringene (VJKS90K)

$$VJKS90K = JKS90K * PJKS90K$$

Verdien av nettoinvesteringene (VJNI040)

$$VJNI040 = VJKS90K - YD90K$$

Beregning av kapitalslit (FK90K) basert på forutsetning om geometrisk depresiering

$$FD90K = DEPRATE * K90K(-1)$$

Beregning av verdien av depresieringen

$$YD90K = PJKS90K * FD90K + YDR90K$$

Standard kapitalakkumulasjonsligning omgjort til å forklare bruttoinvesteringer siden kapitalen bestemmes med den økonometriske ligningen

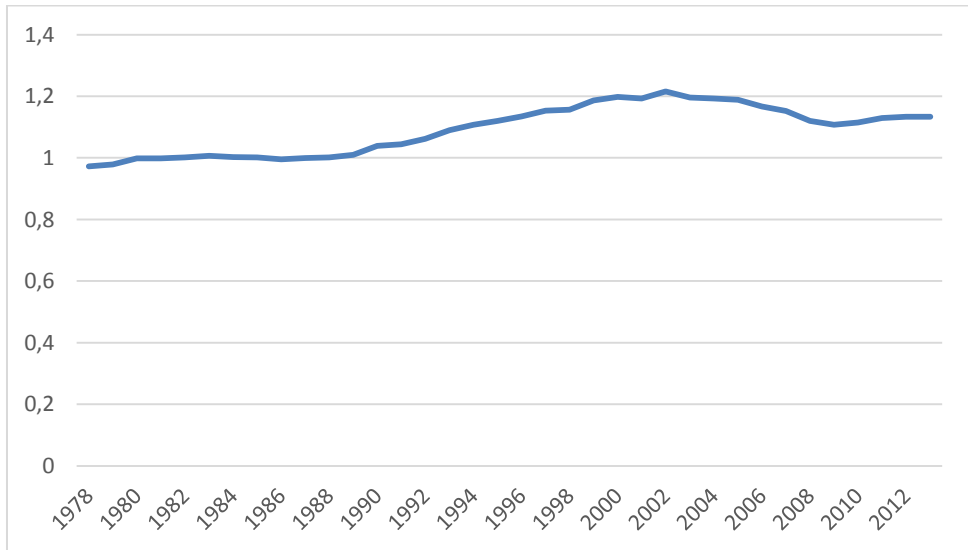
$$JKS90K = FD90K + K90K - K90K(-1) - JKX90K$$

## 2.4 Øvrige økonometriske ligninger

### Ligning for hjemmeprisindeks for gebyrprodukter i kommunal forvaltning

Gebyrbelagte tjenester i kommunesektoren skal prises etter kostnadene forbundet med tilbudet. Prisindeksen (BH90K) avhenger derfor av variable enhetskostnader i kommunal forvaltning (PV90K). I figur 2.6 ser man at dette forholdet har vært relativt stabilt innenfor dataperioden. Estimeringen tilsier en kortsiktig sammenheng der kostnadsøkninger forklarer ca. 50 prosent av prisøkninger. Det er også en grad av treghet i tilpasningen til kommunene når det gjelder kostnadsendringers effekt på gebyrpris.

**Figur 2.6. Hjemmeprisindeks for gebyrprodukter som andel av variable enhetskostnader, kommunal forvaltning**



Vedlegg D viser at prisindeksen for gebyrprodukter (på ln-form) har en enhetsrot, mens serien til variable enhetskostnader (på ln-form) er trend-stasjonær. Jeg estimerer derfor en modell der begge inngår på førstedifferens-form.

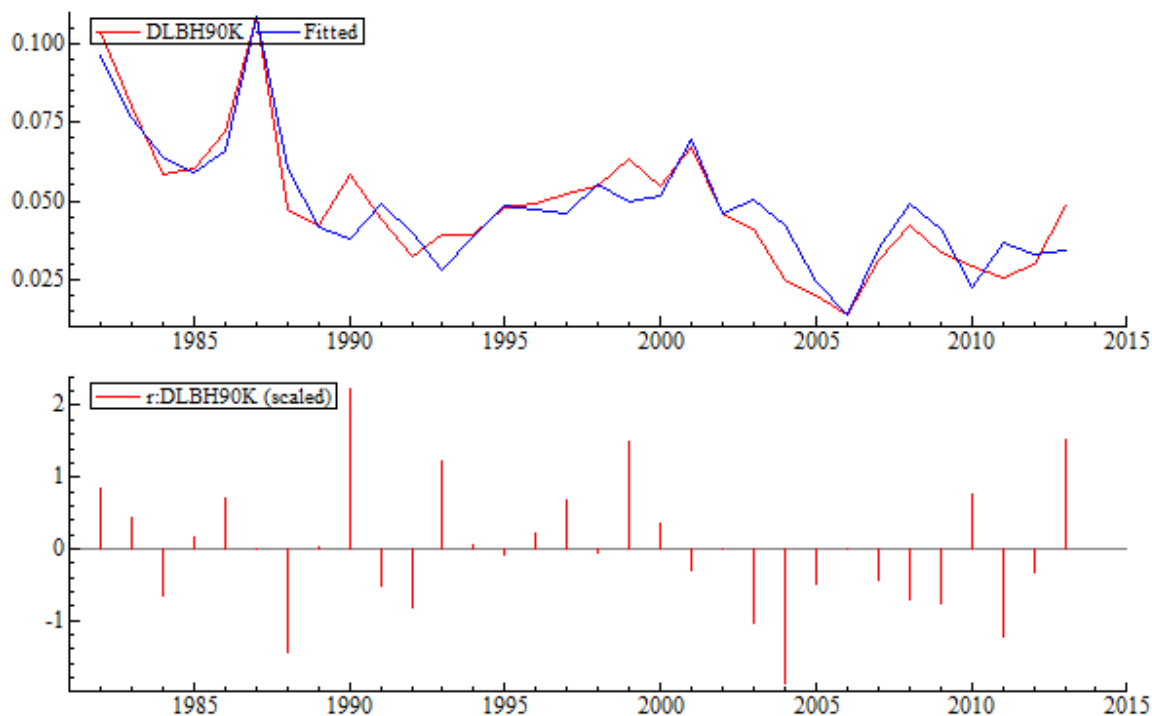
$$\begin{aligned} \Delta \log(BH_t) = & 0.0111 + 0.2728\Delta \log(BH_{t-1}) + 0.3226\Delta \log(BH_{t-2}) + 0.5006\Delta \log(PV_t) \\ & (2.33) \quad (2.33) \quad (2.11) \quad (4.97) \\ & -0.3288 \Delta \log(PV_{t-2}) + 0.0264 \text{ dum}1987 - 0.0180 \text{ dum}2006 \\ & (-2.68) \quad (2.51) \quad (-1.89) \end{aligned}$$

$$\sigma = 0.0091, T = 1982 \text{ til } 2013 = 32$$

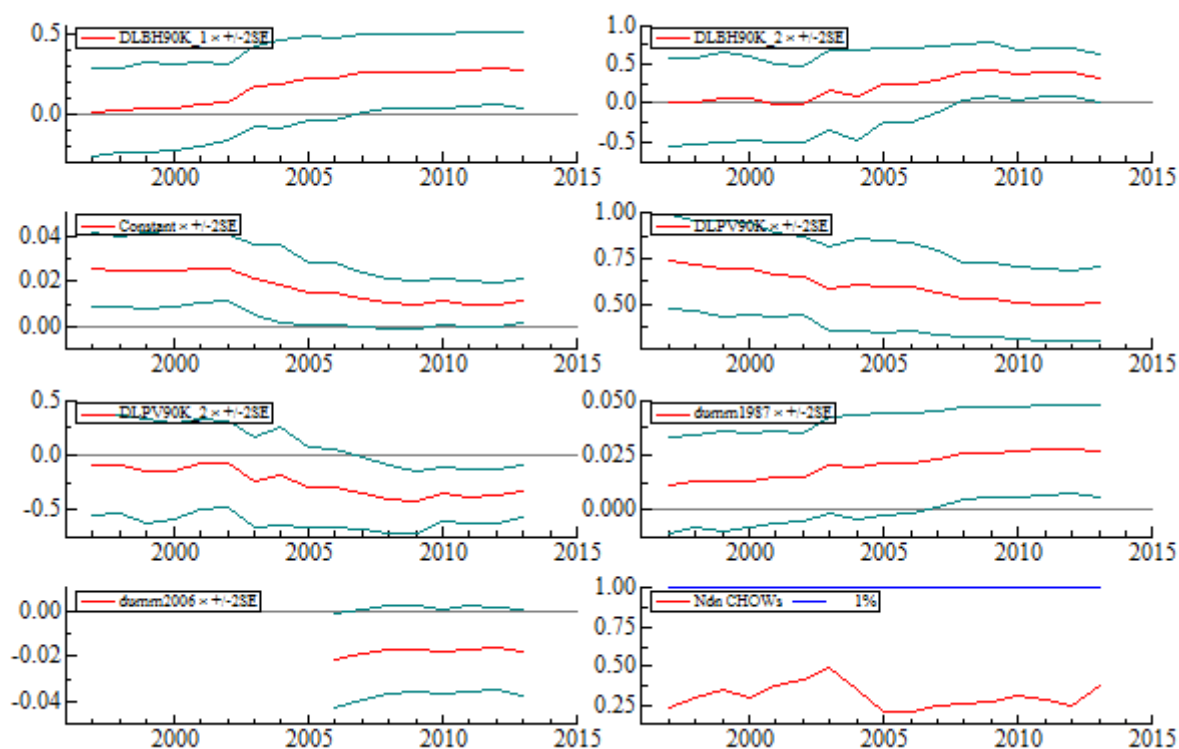
AR 1-2 test:	F(2,23)	3.2527	[0.0570]
ARCH 1-1 test:	F(1,30)	1.3078	[0.2618]
Normality test:	Chi <sup>2</sup> (2)	1.3753	[0.5028]
Hetero test:	F(8,21)	0.54975	[0.8060]

Hetero-X test: F(14,15)	0.38724 [0.9580]
RESET23 test: F(2,23)	0.95726 [0.3987]

Figur 2.7. Føyning og skalerte residualer for modellen for gebyrprisindeksen i 2.4



Figur 2.8. Rekursivt plott for modellen for gebyrprisindeksen i 2.4



## Gebyrproduksjon

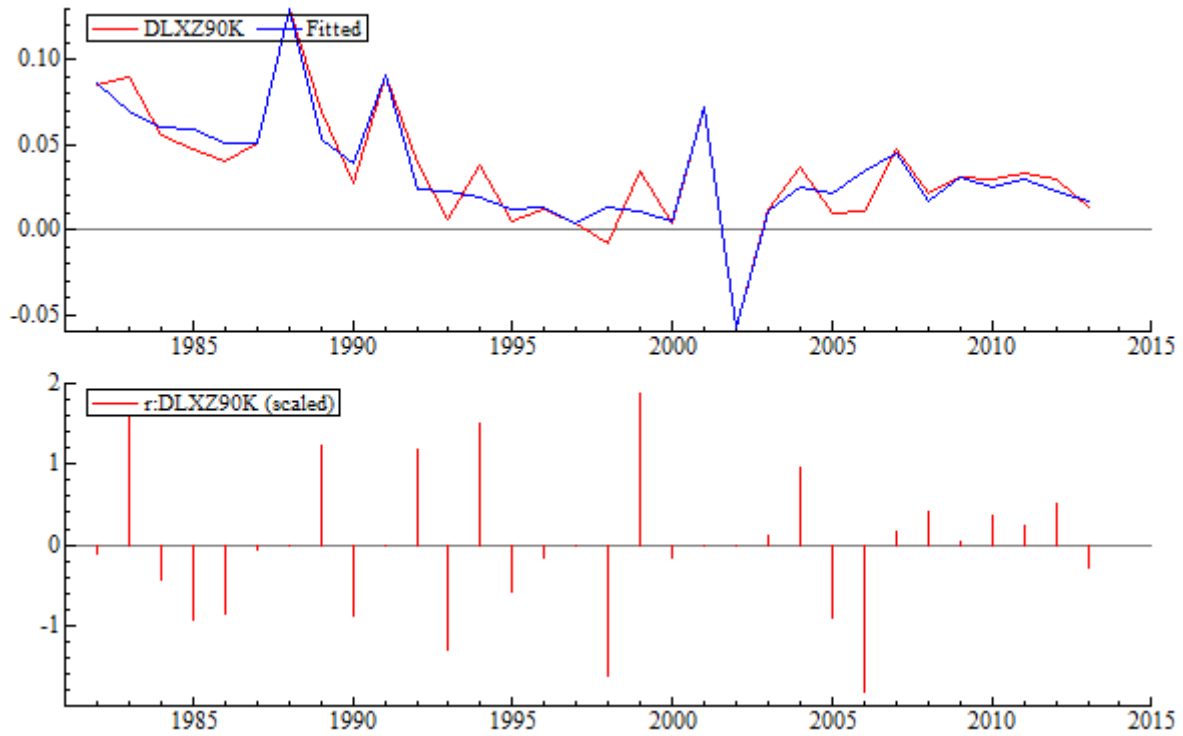
Reestimeringen av Jansen og Kolsruds (2008) ligning for kommunenes gebyrinntekter med nye data resulterte i en ustabil ligning, dvs. store avvik i koeffisientestimatene sammenlignet med deres resultater. Modellen er derfor gjort om til en etterspørselsfunksjon, hvor man søker å forklare volumserien for gebyrproduksjon (/inntekt) som en funksjon av realpris og realdisponible inntekter i husholdningene. Tolkningen er som følger: Over tid tilbyr kommunene tjenester på visse områder som drives av konsumentenes etterspørsel etter slike tjenester, mens prisen på gebyrene (BH90K), per regulering fra staten overfor kommunene, bare skal kunne gi delvis kostnadsdekning. Høyere disponibel inntekt i husholdningene fører til større etterspørsel etter kommunale tjenester og dermed økt produksjon. Kortsiktsleddet er insignifikant, i motsetning til langsiktsleddet, noe som tyder på en viss treghet i kommunenes tilpasning til etterspørselsendringer. Den negative koeffisienten foran prisindeksen (BH90K) kan være et resultat av kostnadsdekningsreguleringen av prisene. Når gebyrproduksjonen er lav vil prisene måtte være høyere for å dekke kostnader som ikke varierer med produksjonen i særlig grad. En annen tolkning er at når kostnadene er lave vil prisene synke og skape økt etterspørsel og dermed vil produksjonen øke (eventuelt øke bare som et resultat av lavere kostnader, i hvilken grad markedet fungerer vites ikke). Korttidsleddet viser at høyere priser fører til redusert produksjon. Den langsiktige inntektselastisiteten er  $0,0416/0,0691 \approx 0,6$ .

$$\Delta \log(XZ_t) = 0.1949 - 0.0691 \log(XZ_{t-1}) - 0.6973 \Delta \log\left(\frac{BH_{t-1}}{KPI_{t-1}}\right) + 0.0416 \log\left(\frac{RD300_{t-2}}{KPI_{t-2}}\right) \\ (1.57) \quad (-3.09) \quad (-3.33) \quad (1.99) \\ -0.0623 \text{ dum}2002 + 0.0547 \text{ dum}2001 + 0.0677 \text{ dum}1991 + 0.0960 \text{ dum}1988 \\ (-4.56) \quad (4.15) \quad (5.04) \quad (6.79)$$

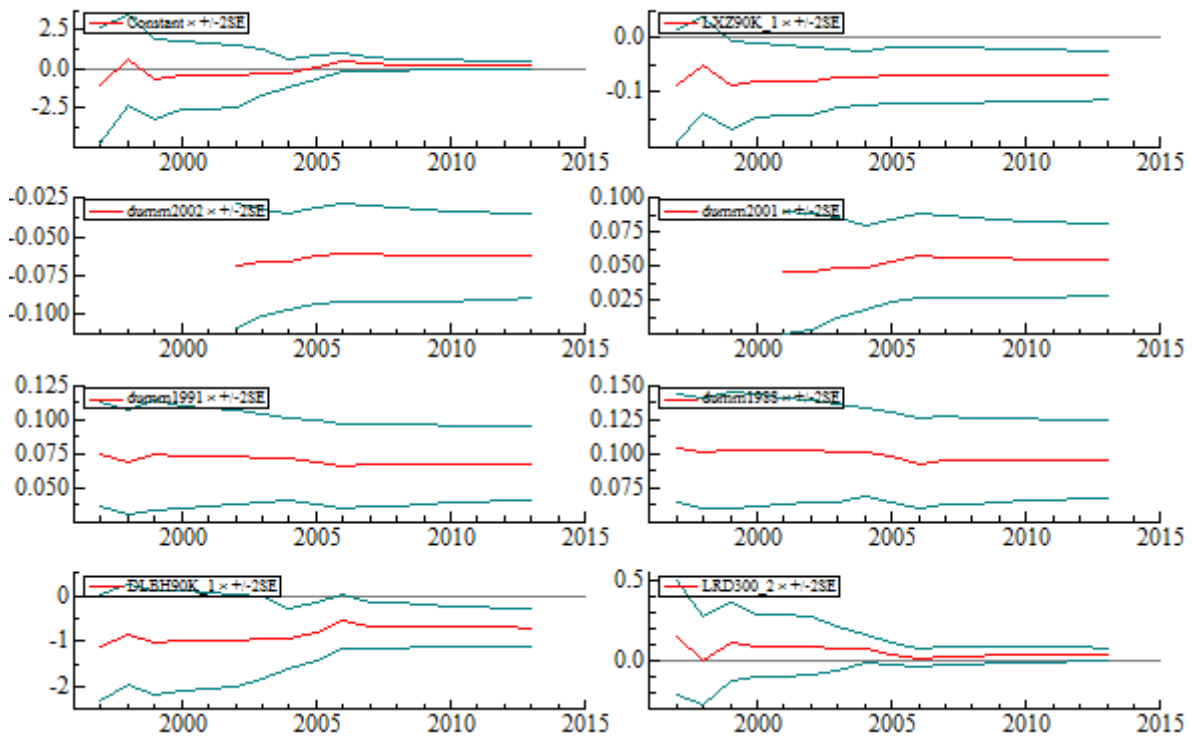
$$\sigma = 0.0128, T = 1982 \text{ til } 2013 = 32$$

AR 1-2 test:	F(2,22)	1.7177	[0.2027]
ARCH 1-1 test:	F(1,30)	0.33388	[0.5677]
Normality test:	Chi <sup>2</sup> (2)	0.51524	[0.7729]
Hetero test:	F(6,21)	0.97565	[0.4658]
Hetero-X test:	F(9,18)	0.73090	[0.6764]
RESET23 test:	F(2,22)	0.21975	[0.8045]

**Figur 2.9. Føyning og skalerte residualer for modellen for gebyrproduksjon i 2.4**



**Figur 2.10. Rekursivt plott for modellen for gebyrproduksjon i 2.4**



### 3 Modell for kommunesektoren

Jeg har i 2.2, 2.3 og 2.4 rapportert fire økonometriske ligninger som har tilfredsstillende statistiske egenskaper. Tre av disse fire definerer kommunesektorens realkapital, inntekter fra gebyrbelagte tjenester og driftsutgifter. I motsetning til Jansen og Kolsrud (2008) bestemmer jeg kapitalen økonometrisk og lar nettofinansinvesteringer bli bestemt ”residualt”<sup>3</sup>.

I dette kapitlet vil jeg beskrive den komplette modellen for kommunal økonomi som brukes i simuleringene i kapitlene 4 og 5. Modellen inneholder en rekke definisjonsligninger som følger av nasjonalregnskapet og som utgjør størsteparten av kommunedelen av MODAG. I tillegg inngår de fire økonometriske ligningene estimert i det foregående kapitlet. Hver ligning i modellen forklares i hovedsak gjennom å beskrive variablene som inngår. I vedlegg F viser jeg blokkstrukturen til modellen. Det er tre blokker: 39 endogene variabler inngår i en stor simultan blokk, mens resten av de endogene er fordelt på to mindre rekursive blokker før (14) og etter (5) den simultane. I alt har modellen 58 endogene variabler. For en gjennomgang av bakgrunnen for de økonometrisk estimerte relasjonene, vises det til kapittel 2.

$$YWW90K = LW90K * WW90K / 1000$$

Utbetalt lønn i kommunal forvaltning = (lønnstakere i 1000 timeverk kommunal forvaltning \* timelønnsats for utbetalt lønn for kommunal forvaltning) / 1000

$$YWTF90K = TFF90K * YWW90K$$

Arbeidsgiveravgift til Folketrygden betalt av kommunal forvaltning = arbeidsgiveravgiftssats Folketrygden i kommunal forvaltning \* utbetalt lønn i kommunal forvaltning

$$YWTR90K = TFR90K * YWW90K$$

Pensjonspremier utenom Folketrygden kommunal forvaltning, faktiske og beregnede, kommunal forvaltning = arbeidsgiveravgiftssats for kommunal forvaltning \* utbetalt lønn i kommunal forvaltning

---

<sup>3</sup> Jansen og Kolsrud bestemte nettofinansinvesteringer økonometrisk og lot realinvesteringer bli bestemt residualt i systemet. I min modell bestemmes realinvesteringene av endringer i kapitalen, slik at de indirekte/implisitt bestemmes økonometrisk.

$$YWT90K = YWTF90K + YWTR90K$$

Arbeidsgiveravgifter kommunal forvaltning = arbeidsgiveravgift til Folketrygden kommunal forvaltning + pensjonspremier utenom Folketrygden kommunal forvaltning, faktiske og beregnede, kommunal forvaltning

$$YW90K = YWW90K + YWT90K$$

Lønnskostnader i kommunal forvaltning = utbetalt lønn i kommunal forvaltning + arbeidsgiveravgifter kommunal forvaltning

$$XTS90K = YTS90K / (PH90K)$$

Nettonæringsskatter i kommunal forvaltning i faste priser = nettoproduksjonsskatter i kommunal forvaltning / deflator for produktinnsats i alt i kommunal forvaltning

$$PGN90K = BH90K * PGNR90K$$

Prisindeks for produktkjøp av husholdningssektor (del av off. konsum) kommunal forvaltning = hjemmeprisindeks for gebyrprodukter i kommunal forvaltning \* restledd for PGN90K

$$PV90K = VDU90K / X90K$$

Variable enhetskostnader i kommunal forvaltning = driftsutgifter i kommunal forvaltning / bruttoproduksjon kommunal forvaltning

$$W90K = (1 + TFF90K + TFR90K) * WW90K$$

Timelønnsats totale lønnskostnader for kommunal forvaltning = (1 + arbeidsgiveravgiftssats Folketrygden i kommunal forvaltning + arbeidsgiveravgiftssats i kommunal forvaltning) \* timelønnsats for utbetalt lønn for kommunal forvaltning

$$LW90K = LWR90K * M90K * PM90K / W90K$$

Lønnstakere i 1000 timeverk kommunal forvaltning = korreksjonsledd for LW90K \* annen produktinnsats i kommunal forvaltning \* prisindeks annen produktinnsats i kommunal forvaltning / timelønnsats totale lønnskostnader for kommunal forvaltning



$$\Delta \log(BH_t) = 0.0111 + 0.2728\Delta \log(BH_{t-1}) + 0.3226\Delta \log(BH_{t-2}) + 0.5006\Delta \log(PV_t) \\ - 0.3288 \Delta \log(PV_{t-2}) + 0.0264 \text{ dum}1987 - 0.0180 \text{ dum}2006$$

Vekstraten i hjemmeprisindeks for gebyrprodukter i kommunal forvaltning = konstant + 0,2728\* vekstraten i hjemmeprisindeks for gebyrprodukter i kommunal forvaltning to perioder tilbake + 0,3226\* vekstraten i hjemmeprisindeks for gebyrprodukter i kommunal forvaltning + 0,5006\* vekstraten i variable enhetskostnader i kommunal forvaltning 0,3288\*vekstraten i variable enhetskostnader i kommunal forvaltning to perioder tilbake + 0,0264\*impulsdummy for 1987 + 0,0180\*impulsdummy for 2006. Se forklaring i kap. 2.4.

$$M90K = H90K - NRG90K$$

Annen produktinnsats i kommunal forvaltning = sum produktinnsats i kommunal forvaltning – produktinnsatsaktivitet for forbruk av energi i kommunal forvaltning

$$Q90K = LW90K * Z90K + FD90K + XTS90K + YE90K / PG90K$$

Bruttoprodukt i kommunal forvaltning = lønnstakere i 1000 timeverk kommunal forvaltning \* timelønn i basisåret i kommunal forvaltning justert for eksogen, gitt vekst i arbeidskraftproduktivitet + kapitalslit i kommunal forvaltning + nettonæringskatter kommunal forvaltning + driftsresultat i kommunal forvaltning / prisindeks for konsum i kommunal forvaltning

$$VH90K = VNRG90K + PM90K * M90K$$

Verdi av samlet produktinnsats i alt i kommunal forvaltning = verdi produktinnsats av energi i kommunal forvaltning + prisindeks annen produktinnsats utenom elektrisitet og olje i kommunal forvaltning \* annen produktinnsats i kommunal forvaltning

$$\Delta \log(XZ_t) = 0.195 - 0.069 \log(XZ_{t-1}) - 0.697\Delta \log\left(\frac{BH_{t-1}}{KPI_{t-1}}\right) + 0.042 \log\left(\frac{RD300_{t-2}}{KPI_{t-2}}\right) \\ - 0.062 \text{ dum}2002 + 0.055 \text{ dum}2001 + 0.068 \text{ dum}1991 + 0.096 \text{ dum}1988$$

Økonometrisk ligning for gebyrproduktproduksjon. Se forklaring i kap. 2.4.

$$VXZ90K = BH90K * XZ90K$$

Verdi av produksjon av gebyrprodukter i kommunal forvaltning = hjemmeprisindeks for gebyrprodukter i kommunal forvaltning \* gebyrproduktproduksjon i kommunal forvaltning

$$\begin{aligned}
\Delta \log \left( \frac{DU90K_t}{NB_t} \right) &= 0.274 + 0.109 \Delta \log \left( \frac{RD040_t}{NB_t * KPIindex_t} \right) \\
&+ 0.112 \log \left( \frac{RD040_{t-1}}{NB_{t-1} * KPIindex_{t-1}} \right) \\
&- 0.009 \text{ step2002} * \log \left( \frac{RD040_{t-1}}{NB_{t-1} * KPIindex_{t-1}} \right) - 0.166 \log \left( \frac{DU90K_{t-1}}{NB_{t-1}} \right) \\
&- 0.230 \text{ dummy2002}
\end{aligned}$$

Vekstraten i driftsutgifter per capita i faste priser, kommunal forvaltning = konstant + 0,109\*vekstraten i realdisponible inntekter per capita i kommunal forvaltning + 0,112\*realdisponible inntekter per capita i kommunal forvaltning i forrige periode – 0,009\*(stepdummy f.o.m. 2002\*realdisponible inntekter per capita i kommunal forvaltning i forrige periode) – 0,166\*feiljusteringsledd (nivålagget venstreside) - 0.230\*impulsdummy2002. Se forklaring i kap. 2.1 og 2.2. Dette er ligningen som fremgår i tabell 2.4, kolonne IV(2).

$$VDU90K = VH90K + YW90K$$

Verdi av driftsutgifter = verdi av samlet produktinnsats i alt i kommunal forvaltning + lønnskostnader i kommunal forvaltning

$$PH90K = VH90K/H90K$$

Prisindeks sum produktinnsats i kommunal forvaltning = verdi av samlet produktinnsats i alt i kommunal forvaltning / sum produktinnsats i kommunal forvaltning

$$H90K = DU90K - (LW90K * Z90K)$$

Sum produktinnsats i kommunal forvaltning = driftsutgifter i kommunal forvaltning – (lønntakere i 1000 timeverk kommunal forvaltning \* timelønn i basisåret i kommunal forvaltning justert for definisjonsmessig gitt vekst i arbeidskraftproduktivitet)

$$PDU90K = VDU90K/DU90K$$

Prisindeks driftsutgifter i kommunal forvaltning = verdi av driftsutgifter i kommunal forvaltning / driftsutgifter i kommunal forvaltning

$$PTU90K = (VDU90K + VJKS90K) / (DU90K + JKS90K)$$

Prisindeks driftsutgifter og investeringer i kommunal forvaltning = (verdi av driftsutgifter i kommunal forvaltning + verdi av bruttoinvesteringer i kommunal forvaltning) / (driftsutgifter i kommunal forvaltning + bruttoinvesteringer i kommunal forvaltning)

$$Y90K = YW90K + YD90K + YTS90K + YE90K$$

Bruttoprodukt i kommunal forvaltning, løpende priser = lønnskostnader i kommunal forvaltning + kapitalslit i kommunal forvaltning + nettoproduksjonsskatter i kommunal forvaltning + driftsresultat i kommunal forvaltning

$$X90K = Q90K + H90K$$

Produksjon kommunal forvaltning i faste priser = bruttoprodukt i kommunal forvaltning, faste priser + sum produktinnsats i kommunal forvaltning

$$VX90K = Y90K + VH90K$$

Verdi av produksjon i kommunal forvaltning = bruttoprodukt i kommunal forvaltning, løpende priser + verdi av produktinnsats i alt i kommunal forvaltning

$$G90K = X90K + GN90K - XZ90K - X95KB - GR90K$$

Sum offentlig konsum i kommunal forvaltning = produksjon kommunal forvaltning + produktkjøp til husholdninger i kommunal forvaltning - gebyrproduksjon i kommunal forvaltning - produksjon av bygg- og anleggsprodukter i kommunal forvaltning - korreksjon i ligninger for offentlig konsum i kommunal forvaltning

$$VGN90K = PGN90K * GN90K$$

Verdi av produktkjøp av husholdningers del av offentlig konsum i kommunal sektor = prisindeks produktkjøp av husholdningssektor (del av offentlig konsum) kommunal forvaltning + produktkjøp til husholdninger i kommunal forvaltning

$$VG90K = VX90K + VGN90K - VXZ90K - VX95KB$$

Verdi av offentlig konsum i kommunal forvaltning = verdi av produksjon i kommunal forvaltning + verdi av produktkjøp av husholdningers del av offentlig konsum i kommunal forvaltning - verdi av produksjon av gebyrprodukter i kommunal forvaltning - verdi av produksjon av bygg- og anleggsprodukter i kommunal forvaltning

$$PG90K = VG90K/G90K$$

Prisindeks for konsum i kommunal forvaltning = verdi av offentlig konsum i kommunal forvaltning / sum offentlig konsum i kommunal forvaltning

$$VA90K = (LW90K/1000)^{\text{alfa}} * M90K^{(1-\text{alfa})}$$

Cobb-Douglas-aggregat for variable innsatsfaktorer (VA) = (lønnstakere i 1000 timeverk kommunal forvaltning / 1000)<sup>utgiftsandel, arbeidskraft</sup> \* annen produktinnsats i kommunal forvaltning<sup>(1 – utgiftsandel, arbeidskraft)</sup>. Se kap. 2.3 for nærmere beskrivelse av denne og de to følgende.

$$\text{alfa} = YW90K/(YW90K+(PM90K*M90K))$$

Utgiftsandel, arbeidskraft = Lønnsutgifter som andel av utgifter til variable innsatsfaktorer

$$PVA90K=(YW90K+(PM90K*M90K))/VA90K$$

Prisindeks på variable innsatsfaktorer = Totale utgifter til variable innsatsfaktorer/Cobb-Douglas-aggregat for variable innsatsfaktorer (VA)

$$VJKS90K = JKS90K*PJKS90K$$

Bruttoinvestering i kommunal forvaltning, løpende priser = bruttoinvestering i kommunal forvaltning, faste kjøperpriser\*prisindeks investering i kommunal forvaltning

$$VJNI040 = VJKS90K - YD90K$$

Verdi av nettoinvestering i kommunal forvaltning = bruttoinvestering i kommunal forvaltning, løpende priser - verdi av kapital slit i kommunal forvaltning

$$FD90K = DEPRATE*K90K(-1)$$

Kapital slit i kommunal forvaltning, faste priser = kapitalslitsrate\*realkapitalbeholdning i forrige periode i kommunal forvaltning

$$YD90K = PJKS90K*FD90K+YDR90K$$

Kapital slit i kommunal forvaltning, løpende priser = prisindeks investering i kommunal forvaltning\*kapital slit i kommunal forvaltning, faste priser + korreksjonsledd for YD90K

$$\Delta \log \left( \frac{K_t}{VA_t} \right) = 0.2153 - 0.6014 \Delta \log(VA) - 0.0147 \log \left( \frac{PK_t}{PVA_t} \right) \\ - 0.0551 \log(K_{t-2}/VA_{t-2}) \\ - 0.0209 \text{ dum}1991 + 0.1912 \text{ dum}2010$$

Vekstraten til realkapitalbeholdningen (K) som andel av et Cobb-Douglas-aggregat for variable innsatsfaktorer (VA) = konstant – 0,601\*vekstraten til VA – 0,015\*brukerpris på kapital som andel av prisindeks på variable innsatsfaktorer – 0,055\*feiljusteringsledd (nivålagget venstreside) – 0,021\*impulsdummy for 1991 + 0,191\*impulsdummy for 2010. Se kapittel 2.3. for nærmere drøfting.

$$PK = PJKS90K(RSTAT5 + 0.04 - (PJKS90K/PJKS90K(-1)) - 1) + PKR$$

Brukerpris på kapital definert i 2.3. PKR er et restledd.

$$JKS90K = K90K - K90K(-1) + FD90K - JKX90K$$

Bruttoinvestering i kommunal forvaltning, faste priser = realkapitalbeholdning i kommunal forvaltning - realkapitalbeholdning i kommunal forvaltning i forrige periode + kapitalslit i kommunal forvaltning, faste priser - korreksjonsledd for bruttoinvesteringer

$$NW90K = LW90K/HW90K$$

Lønnstakere i kommunal forvaltning i 1000 = lønnstakere i 1000 timeverk kommunal forvaltning / faktisk arbeidstid per år for lønnstakere i kommunal forvaltning

$$RT422 = RATRT422 * (RD300 + RTN) + RTR422$$

Inntektsskatt, forskuddsordningen, kommuner = Inntektsskattesats \* (nettodisponibel inntekt for husholdningssektor + påløpt direkte skatt for husholdningssektor) + korreksjonsledd for RT422

$$RT407 = RATRT407 * NF300 + RTR407$$

Andre direkte skatter, forskuddsordningen, kommuner = formueskattesats \* nettoformue husholdningssektor + korreksjonsledd for RT407

$$RTK = RT422 + RT407 + RT452$$

Påløpt direkte skatt til kommuneforvaltningen = Inntektsskatt, forskuddsordningen, kommuner + andre direkte skatter, forskuddsordningen, kommuner + formues- og inntektsskatter med videre, etterskuddsordningen, kommuner

$$RYTB040 = YTAK + RTK$$

Skatter og pensjonspremier medregnet bøter med videre, kommunal forvaltning = avgifter i alt til kommunene + påløpt direkte skatt til kommuneforvaltningen

$$RU667 = 0.001 * RATR667 * NSOS * GB$$

Utbetalt sosialhjelp = 0,001 \* utbetalt sosialhjelp per mottaker målt i grunnbeløp \* antall sosialhjelpsmottakere i 1000 \* grunnbeløp (divisjon med 1000 siden GB er gitt i 1000 kroner og modellen regner i antall millioner kroner)

$$RU668 = 0.001 * RATR668 * GB * 0.5 * (NB + NB(-1))$$

Diverse stønader i kommunal forvaltning = 0,001 \* stønadsbeløp per innbygger målt i grunnbeløp for diverse stønader i kommunal forvaltning \* grunnbeløp \* 0.5 \* (samlet befolkningssmengde i 1000 + samlet befolkningssmengde i 1000(-1))

$$RU040 = RU667 + RU668$$

Stønader til husholdninger i alt betalt av kommunal forvaltning = utbetalt sosialhjelp + diverse stønader i kommunal forvaltning

$$RRV040 = RRM040 + RAM040 + YEN230 + YE90K + NLGR040$$

Formuesinntekt kommunal forvaltning = Mottatte renter kommunal forvaltning + mottatt aksjeutbytte inkl. reinvestert fortjeneste kommunal forvaltning + utbytte på eierkapital, nettooverskudd i kommuneforetak + driftsresultat i kommunal forvaltning + nettoinntekt leie av grunn med videre kommunal forvaltning

$$FISIM040 = RATFIS * M90K * PM90K$$

Indirekte målte bank- og forsikringstjenester kommunal forvaltning = rate for indirekte bank og forsikringstjenester \* annen produktinnsats i kommunal forvaltning \* prisindeks annen produktinnsats utenom elektrisitet og olje i kommunal forvaltning

$RVB040 = RRB040 + RU040 - YTUK + RV040015 + RVORG040 + RV040040 + RVPFAG040$   
Renteutgifter og overføringer i alt kommunal forvaltning = Betalte renter kommunal forvaltning + stønader til husholdninger i alt betalt av kommunal forvaltning – subsidier fra kommunal forvaltning + overføringer fra kommunal forvaltning til statsforvaltning

$RD040 =$

$RYTB040 + RRV040 + RV015040 + RV999040 + RV040040 + RVPFAG040 + FISIM040 - RVB040$   
Nettodisponibel inntekt i kommunal forvaltning = skatter og pensjonspremier medregnet bøter med videre, kommunal forvaltning + formuesinntekt kommunal forvaltning + overføringer fra statsforvaltningen til kommunal forvaltning + andre innenlandske overføringer til kommunal forvaltning + overføringer internt i kommunal forvaltning + premie til pensjonskasser og fond, arbeidsgiver, inntekt for kommunal forvaltning + indirekte målte bank- og forsikringstjenester kommunal forvaltning - renteutgifter og overføringer i alt kommunal forvaltning

$RS040 = RD040 - VG90K$

Nettosparing for kommunal forvaltning = nettodisponibel inntekt i kommunal forvaltning - offentlig konsum i kommunal forvaltning

$NFI040 = RS040 + NKO040 - VJNI040 - VJNE040$

Nettofinansinvestering i kommunal forvaltning = nettosparing for kommunal forvaltning + nettoinntekt kapitaloverføring kommunal forvaltning – nettoinvesteringer i kommunal forvaltning - nettokjøp av fast eiendom kommunal forvaltning

$BG040 = BG040(-1) + BF040 - BF040(-1) - NFI040 + BGX040$

Bruttogjeld i kommunal forvaltning = bruttogjeld i kommunal forvaltning forrige periode + bruttofordring i kommunal forvaltning - bruttofordring i kommunal forvaltning forrige periode - nettofinansinvestering i kommunal forvaltning + korreksjonsledd bruttogjeld i kommunal forvaltning

$$\text{RRM040} = \text{RENBFINNSKUDDMV040} * 0.5 * (\text{BFINNSKUDDMV040} + \text{BFINNSKUDDMV040}(-1)) + \text{RRMX040}$$

Mottatte renter kommunal forvaltning = rentesats for deler av bruttofordringene innskudd, obligasjoner mv. for kommunal forvaltning \* 0,5 \* (bruttofordringer fratrukket aksjer mv. i kommunal forvaltning + bruttofordringer fratrukket aksjer med videre i kommunal forvaltning i forrige periode) + korreksjonsledd

$$\text{RRAM040} = \text{RRM040} + \text{RAM040}$$

Sum mottatte renter og aksjeutbytte inkl. reinvestert fortjeneste kommunal forvaltning = mottatte renter kommunal forvaltning + mottatt aksjeutbytte inkludert reinvestert fortjeneste kommunal forvaltning

$$\text{RRB040} = \text{RENBG040} * 0.5 * (\text{BG040} + \text{BG040}(-1))$$

Betalte renter kommunal forvaltning = rentesats bruttogjeld i kommunal forvaltning \* 0,5 \* (bruttogjeld i kommunal forvaltning + bruttogjeld i kommunal forvaltning i forrige periode)

$$\text{RUT040} = \text{RVB040} + \text{VG90K} + \text{VJNI040} + \text{VJNE040}$$

Totale utgifter i kommunal forvaltning = renteutgifter og overføringer i alt kommunal forvaltning + offentlig konsum i kommunal forvaltning + nettoinvestering i kommunal forvaltning + nettokjøp av fast eiendom kommunal forvaltning



## 4 Modellsimuleringer

Jeg har foretatt tre typer simuleringer av den fullstendige modellen: ”føyning”, ”statisk” og ”dynamisk” simulering for perioden 1990 til 2013. Valget av 1990 følger av at ligningen for kapital er estimert fra dette året, og modellsimulering fra før 1990 ville dermed gitt signifikante avvik.

*Føyning* betegner at én og én ligning simuleres hver for seg og kan derfor brukes for å evaluere hver enkelt ligning isolert sett i modellen. Dette er derfor den første simuleringen som ble gjort.

Statisk simulering vil i denne sammenhengen si at hele modellen er simulert som et simultant system (presist framstilt i vedlegg D), men at simuleringsprogrammet henter verdiene på laggede variable fra datasettet, ikke fra simuleringene (løsningen for tidligere periode). Dermed vil eventuelle avvik fra historiske data et år ikke bli med videre i simuleringen og feil vil ikke bygge seg opp og potensielt vokse over simuleringsperioden.

Ved dynamisk simulering henter programmet disse laggede verdiene fra simuleringene. Statisk simulering er sådan et nivå videre fra *føyning* og dynamisk simulering er enda et steg videre, hvor eventuelle feil får anledning til å akkumulere seg over tid. Det er dynamisk simulering som tilsvarer løsningen av et system med differensligninger ut fra gitte initialbetingelser.

Alle grafer er lagd ut i fra estimer fra de ulike simuleringene av modellen. Merk at i de grafene der det er brudd i 2001 til 2002 og 2009 til 2010, skyldes dette hhv. omleggingen av sykehusene fra fylkeskommune til stat fra og med 2002 og omleggingen av riksveier fra stat til fylkeskommune fra og med 2010. I figurene under er utvalgte variable med simulerte seriers avvik fra historiske data.

## 4.1 Føyningsmodellering

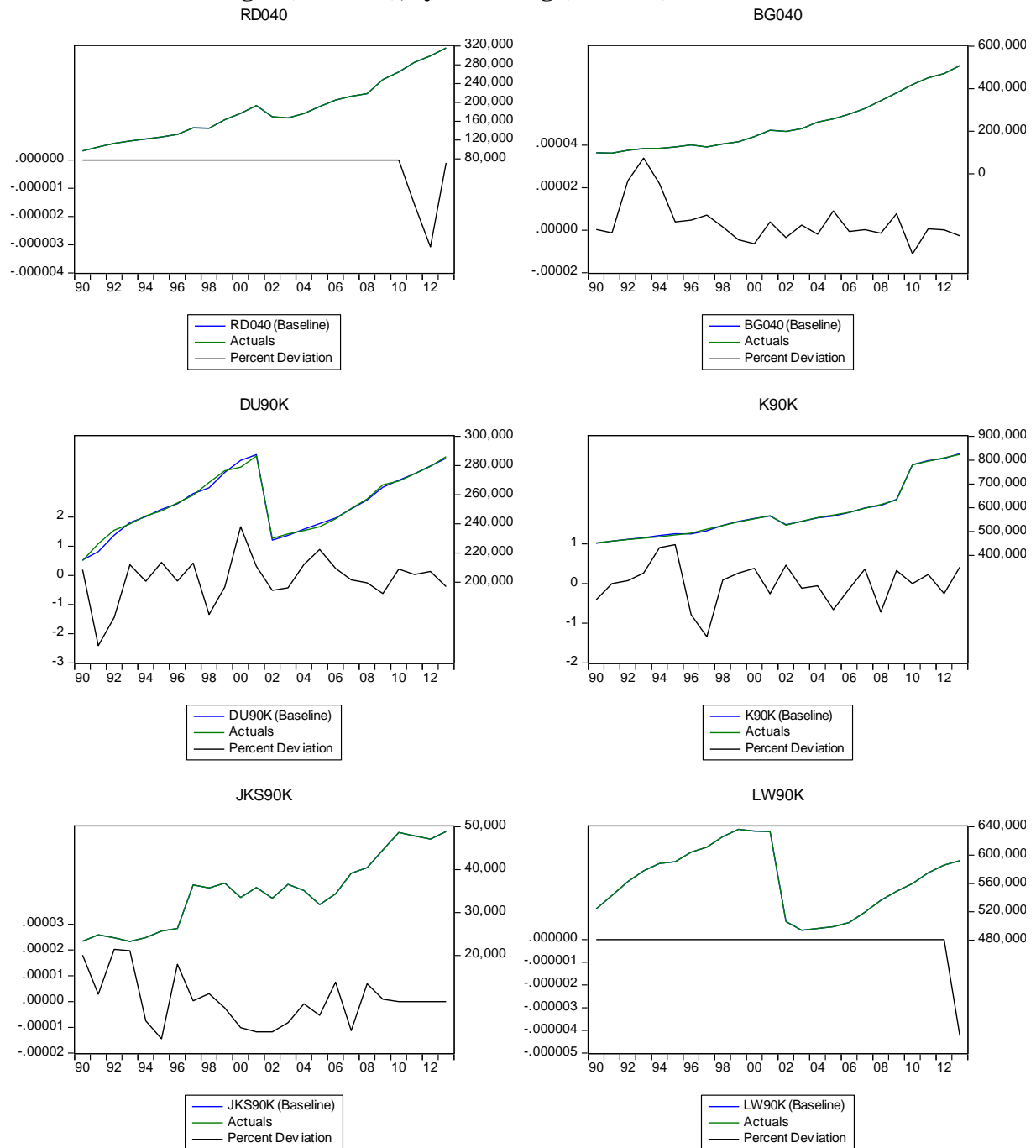
Figur 4.1 viser åtte sentrale variable ved føyningsmodellering: Nettodisponible inntekter (RD040), bruttogjeld (BG040), driftsutgifter (DU90K), realkapital (K90K), bruttorealinvesteringer (JKS90K) og sysselsetting (LW90K). Avvik fra historiske data (av noen betydning) finner vi bare for driftsutgiftene og kapitalen. Dette er som forventet for økonomiske ligninger når residualene fra den økonomiske estimeringen ikke er lagt inn i modellen. Som figur 4.1 viser, gjenspeiler altså modellen ellers historiske data på en meget god måte.

Figur 4.2. viser to av de økonomiske ligningene ved føyningsmodellering.

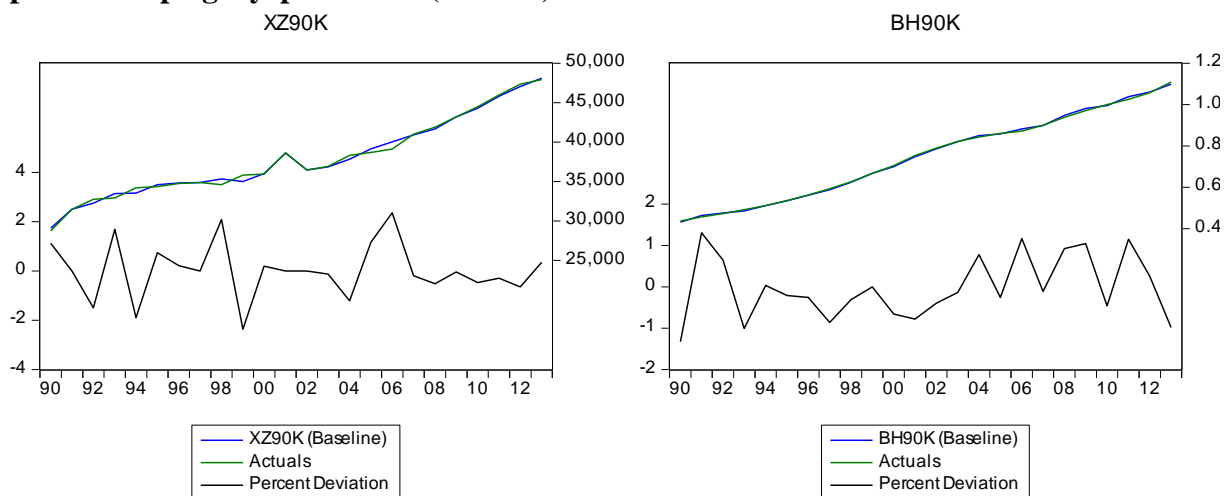
Gebyrproduktserien (XZ90K) holder seg innenfor to prosent avvik, mens prisindeksen for gebyrer (BH90K) holder seg innenfor ca. ett prosents avvik.

Det er verd å påpeke at det at vi ikke finner simuleringssfeil, ikke er en test på at modellen er ”god” i økonomisk forstand – at modellen beskriver kommuneøkonomien godt - men bare en test på at vi rent teknisk har en modell som reproducerer sentrale størrelser historisk. Det er ingen logiske brister som peker seg ut i modellsimuleringen og vi kan reproducere, rent datamessig, sentrale trekk i den økonomiske utviklingen i kommunesektoren årene 1990-2013.

**Figur 4.1. Føyningssimulering, utvalgte variabler: nettodisponible inntekter (RD040), bruttogjeld (BG040), driftsutgifter (DU90K), realkapital (K90K), bruttorealinvesteringer (JKS90K), sysselsetting (LW90K)**



**Figur 4.2. Føyningssimulering, andre variabler: Gebyrproduktproduksjon (XZ90K), prisindeks på gebyrprodukter (BH90K)**



## 4.2 Statisk simulering

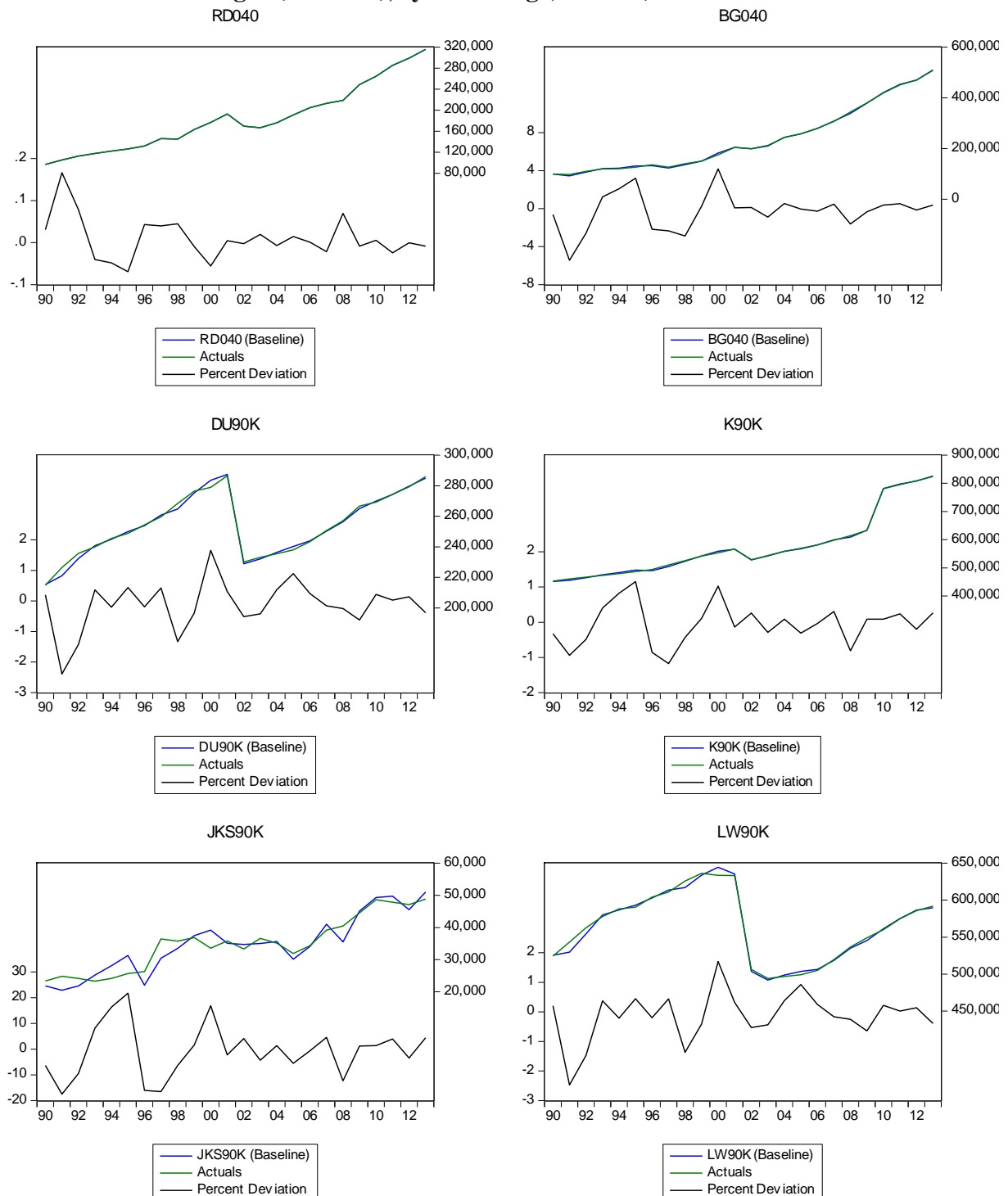
I den statiske simuleringen (figur 4.3) skaper simultaneiteten i systemet store avvik i investeringene (JKS90K) som følge av avvikene i kapitalen (K90K). Dette følger av hvordan modellen er spesifisert, der kapitalen er bestemt økonometrisk (og residualene fra estimeringen er ikke lagt inn i modellen) og investeringene blir generert av forskjellen på kapital mellom denne og forrige periode, samt noen andre variabler. Ser man på kurven for prosentavvik sammenlignet med faktiske data i kapitalen og investeringene i de to grafene er dette gjenspeilet. Disse avvikene skaper avvik andre steder i modellen; gjelda har en lignende ”avviksstruktur”. I tillegg gir avvikene i driftsutgiftsligningen feil i sysselsettingen (LW90K) og dermed produktinnsatsen (ikke inkludert i figuren). Men disse feilene er under to prosent hele perioden (utenom 1991). Fra figur 4.3 ser man at avvikene ved statisk simulering er større på 1990-tallet enn på 2000-tallet. Det er verd å merke seg at modellen reproduserer gjeldsutviklingen godt etter 2000.

## 4.3 Dynamisk simulering

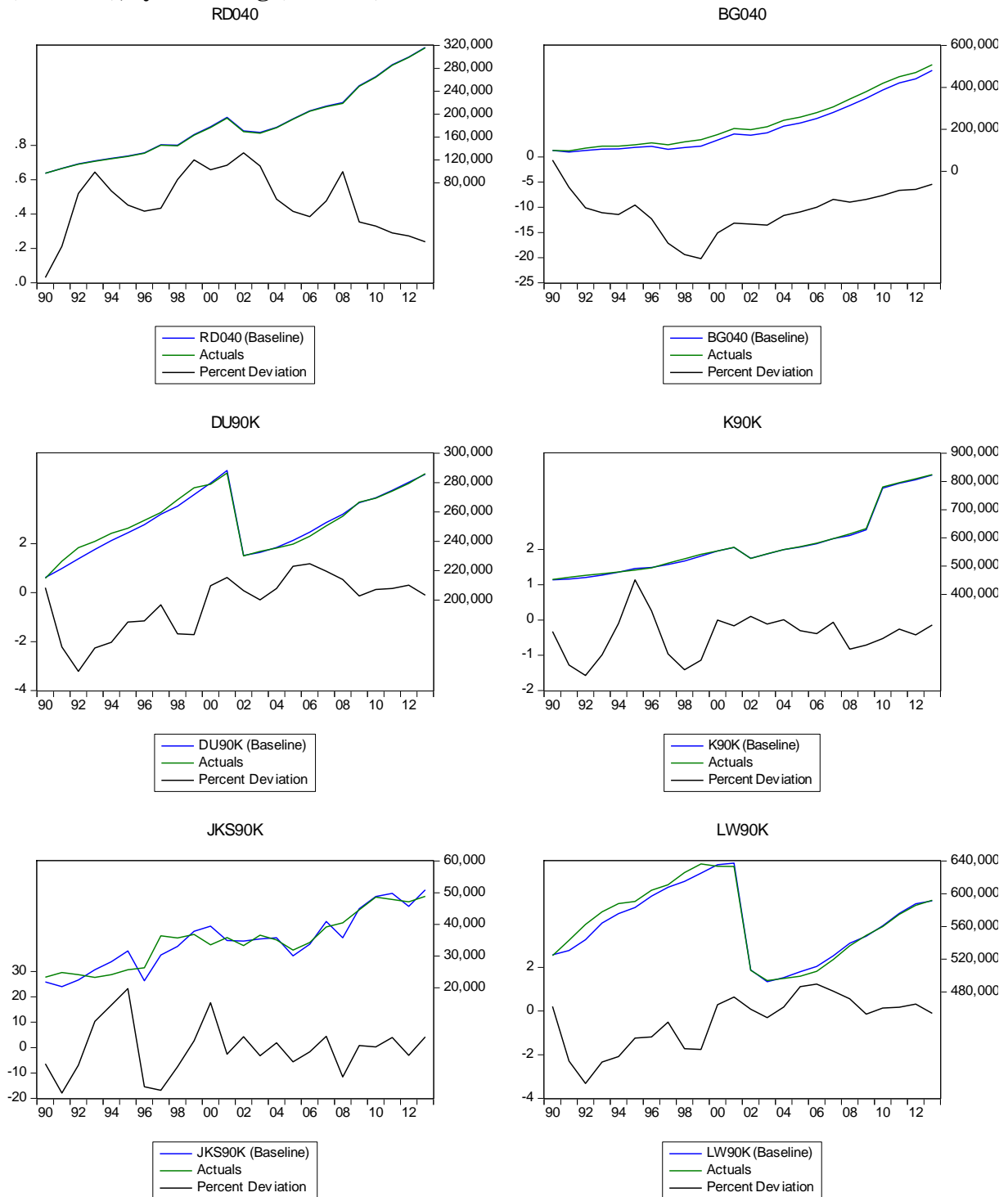
I figur 4.4 og 4.5 ser man resultater fra den dynamiske simuleringen. Her kommer avvikene i de tidligere simuleringene fram i sterkere grad, da disse får anledning til å akkumulere seg over perioden. Som før er det feil i driftsutgiftene og kapitalen som fører til feil andre steder i modellen. Nå får dette også kraftigere utslag bl.a. i gjelda, som underestimeres pga. avvik i bl.a. kapitalen og driftsutgiftene. Dette ser igjen ut til å være et større problem før 2000 enn etter, siden gjelda er mer konsekvent underestimert på 2000-tallet i motsetning til 1990-tallet

der underestimeringen øker i verdi. Dette gir skiftene jeg innfører fra 2003, i kapittel 5, økt troverdighet. Men det at modellen fanger opp gjeldsutviklingen så godt etter nesten 25 års dynamisk simulering av hele modellen, hvor feil får anledning til å akkumulere seg, må kunne sies å være svært tilfredsstillende.

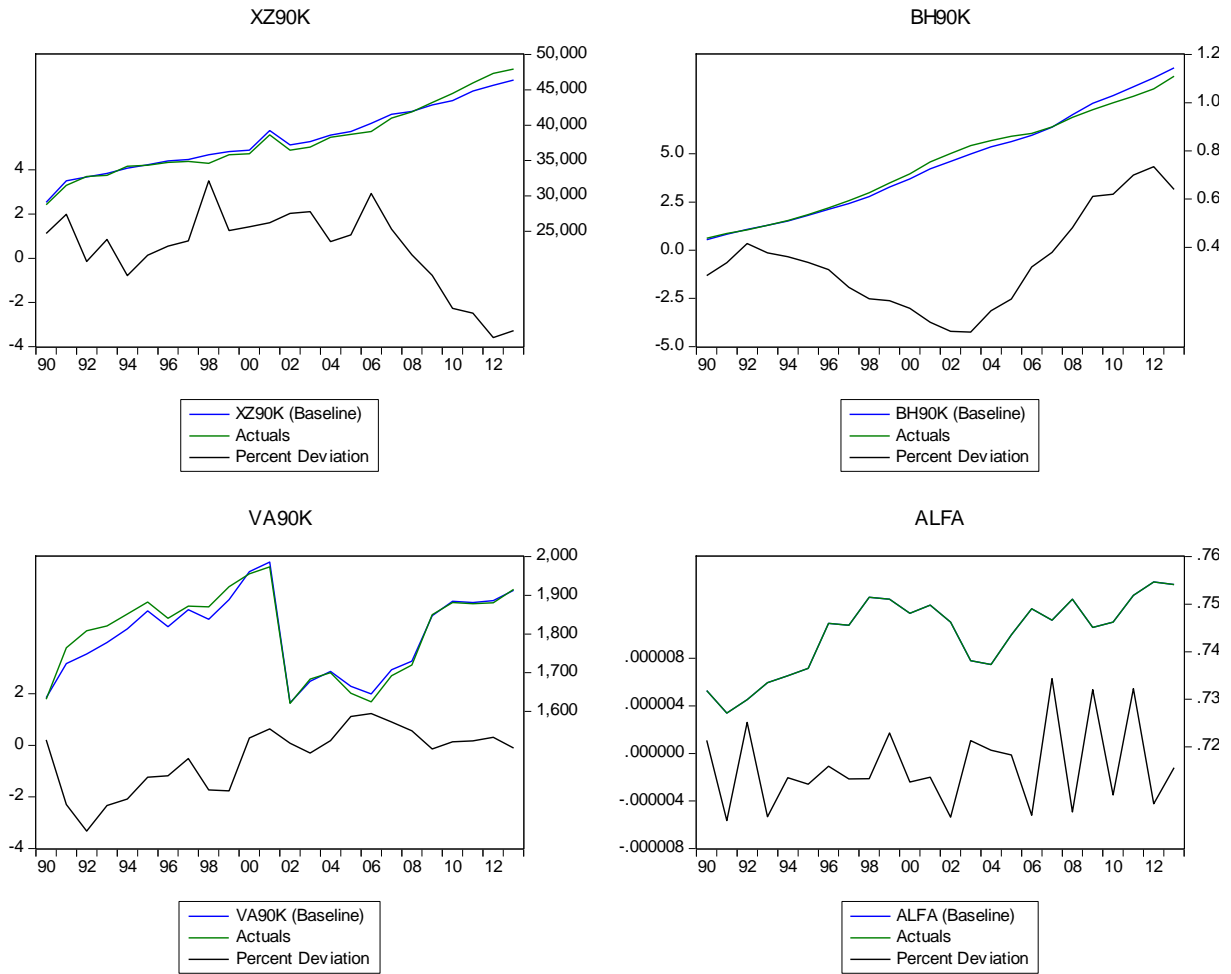
**Figur 4.3. Statisk simulering, utvalgte variabler: nettodisponible inntekter (RD040), bruttogjeld (BG040), driftsutgifter (DU90K), realkapital (K90K), bruttorealinvesteringer (JKS90K), sysselsetting (LW90K)**



**Figur 4.4. Dynamisk simulering, utvalgte variabler: nettodisponible inntekter (RD040), bruttogjeld (BG040), driftutgifter (DU90K), realkapital (K90K), bruttorealinvesteringer (JKS90K), sysselsetting (LW90K)**



**Figur 4.5. Dynamisk simulering, andre variabler: variabel faktorbruk (VA90K), sysselsettingsandelen i VA90K (ALFA)**



## 5 Virkningsberegninger

### 5.1 Permanent inntektsskift

Ved hjelp av en dynamisk simulering har jeg undersøkt hvordan modellens endogene variable reagerer på en inntektsreduksjon på 10 milliarder i statlige overføringer (RV015040) hvert år fra og med 2003 til og med 2013. Jeg velger å innføre skiftet i 2003 for å unngå de spesielle forholdene som oppstod i forbindelse med ”flyttingen” av sykehusene i 2002. Det var en stor omlegging som i modellen kan fremstå som et strukturelt brudd som det kan tenkes har påvirket marginalegenskapene til modellen. Effektene er for utvalgte variable er gjengitt i figur 5.1. Høyreaksen viser tall i millioner og venstreaksen er prosentavvik fra referansebanen (baseline).

Figuren viser at inntektsreduksjonen virker direkte på kommunenes nettodisponible inntekter (RD040). Nettodisponible inntekter påvirker både driftsutgiftene og sparingen. Sistnevnte virker inn på nettofinansinvesteringene og dermed gjelda (BG040). Driftsutgiftene påvirker produktinnsatsvariablene og sysselsettingen (ikke illustrert, men har samme forløp som driftsutgiftene) som videre virker inn på kapitalligningen (K90K) og dermed bruttorealinvesteringene (JKS90K).

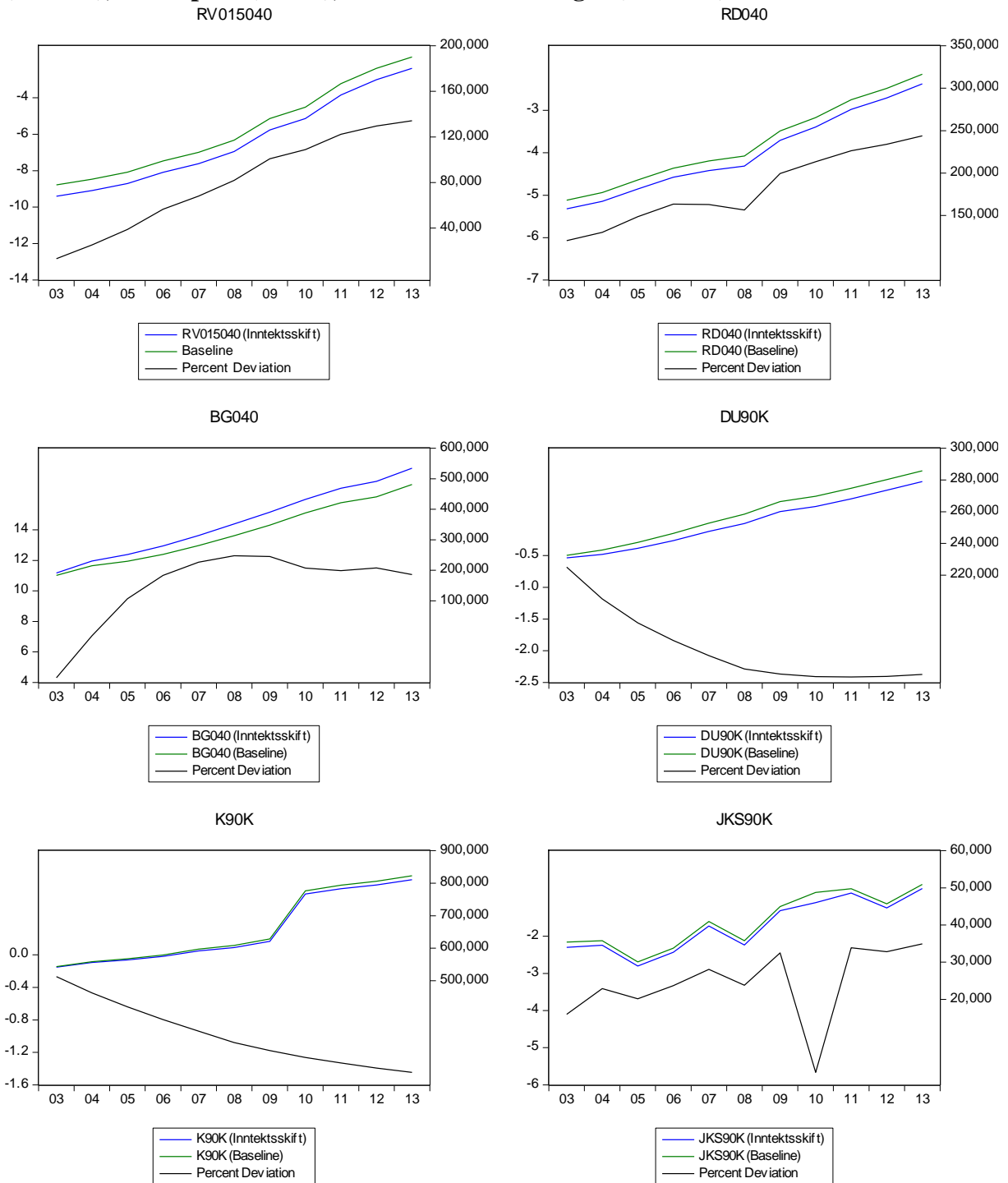
Driftsutgiftsligningen glatter i stor grad ut inntektsendringer, og dermed øker gjelda mye initialt. Etter hvert tilpasses utgiftssiden inntektsreduksjonen. Forløpet for dette bestemmes i stor grad av driftsutgiftsligningen, siden kapital og andre innsatsfaktorer følger utviklingen i driftsutgiftene. Derfor finner vi igjen den samme glattingen/trenden i de to nederste grafene i figur 5.1.

Disse virkningene innebærer at kommunenes atferd ved permanente inntektsendringer har en forsterkende effekt på kommuneøkonomien over tid ifølge modellen. Ved den type inntektsreduksjon som vi betrakter i denne simuleringen, økes gjelda initialt. Dermed forverres den økonomiske situasjonen gjennom rentes rente-effekten. Økt gjeld gir økte rentebetalinger og lavere disponibel inntekt som så øker gjelda videre. Merk at modellen er symmetrisk, slik at en inntektsøkning vil ha nesten de samme effektene, men med motsatt fortegn. Merk også at kommunenes bruttofinansfordringer er eksogene i modellen slik at alle endringer i nettofinansinvesteringer slår ut i bruttogjeld.



I Leif Johansens "Offentlig økonomikk" foreslår Johansen at den balanserte budsjettregelen kommunene står overfor gjør at konjunkturer forsterkes gjennom medsykliske budsjetter (Johansen, 1967, s. 340-342). Dette gjelder i en viss grad i modellen presentert her, men det neoklassiske innslaget i permanentinntektslikningen fører til at konjunkturforhold har begrenset effekt i inneværende periode. Sjokk glattes i stor grad ut gjennom at gjeld eller fordringer (avhengig av fortegnet på sjokket) endres umiddelbart og "normaliseres" over tid etter hvert som konsum og faktorinnsats tilpasses. Hvis kommunenes tilpasning derimot hadde skjedd slik at en inntektsendring raskt endret driftsutgiftene, ville sjokk i inntektene ha hatt stor effekt på utgiftene på kort sikt. Ifølge min modell er altså det ikke tilfellet fordi tilpasningen ligger nær opp til permanentinntektshypotesen selv om denne i sin rene form blir forkastet ifølge analysen i kapittel 2.

**Figur 5.1. Permanent inntektsreduksjon, utvalgte variabler: statlige overføringer (RV015040), nettodisponible inntekter (RD040), bruttogjeld (BG040), driftsutgifter (DU90K), realkapital (K90K), bruttorealinvesteringer (JKS90K)**

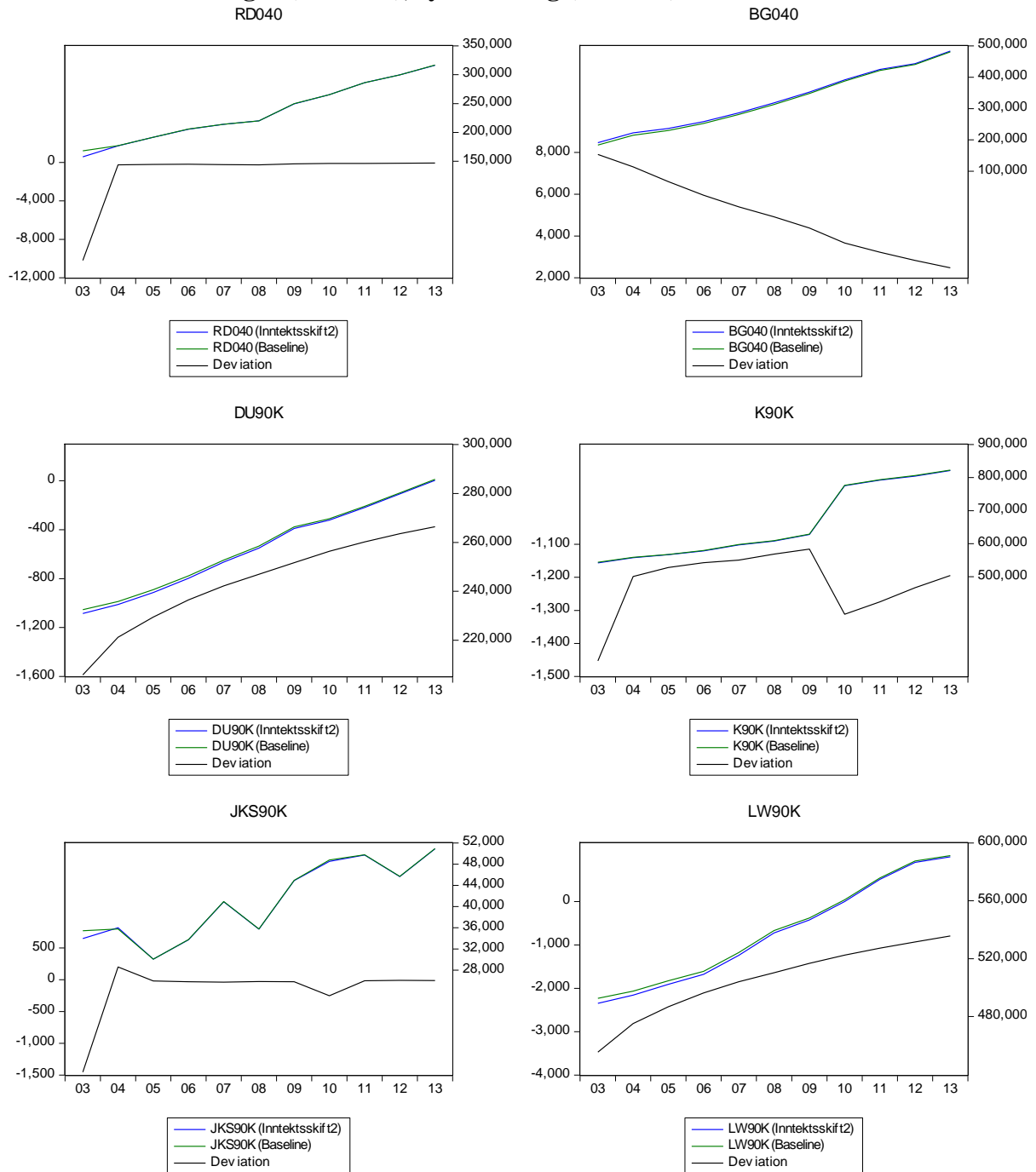


## 5.2 Midlertidig inntektssjokk

Et midlertidig sjokk, der kommunene får ti milliarder mindre overført fra staten bare i 2003, gir den samme umiddelbare effekten som ved permanent skift. I figur 5.2. viser jeg utvalgte variable ved et midlertidig sjokk, med absolutt avvik fra referansebanen (baseline) på venstre akse. Gjelda økes i 2003 siden driftsutgiftene og investeringene bare justeres med en liten andel av sjokket. Faktorbruken synker også, og gjelda bygges gradvis ned ved redusert faktorbruk og lavere driftsutgifter i påfølgende år. Selv et midlertidig sjokk får altså, via modellens dynamiske virkemåte, også en viss effekt på lengre sikt; Selv ti år etter sjokket har realkapitalen og bruttogjelda avvik i forhold til referansebanen på hhv. -1,2 og +2 milliarder kroner.

Merk at summen av gjeldsøkningen og reduksjonen i driftsutgiftene og investeringene tilsynelatende (fra figur 5.2) utgjør ca. 11 milliarder kroner, mens inntektsreduksjonen er på 10 milliarder kroner. Forklaringen er at investeringene (JKS90K) er i figuren gjengitt i faste 2010-priser, slik at reduksjonen på 1,5 milliarder vektas ned fordi prisindeksen er under 1 før 2010. I tillegg kommer renteutgiftene på den økte gjelda.

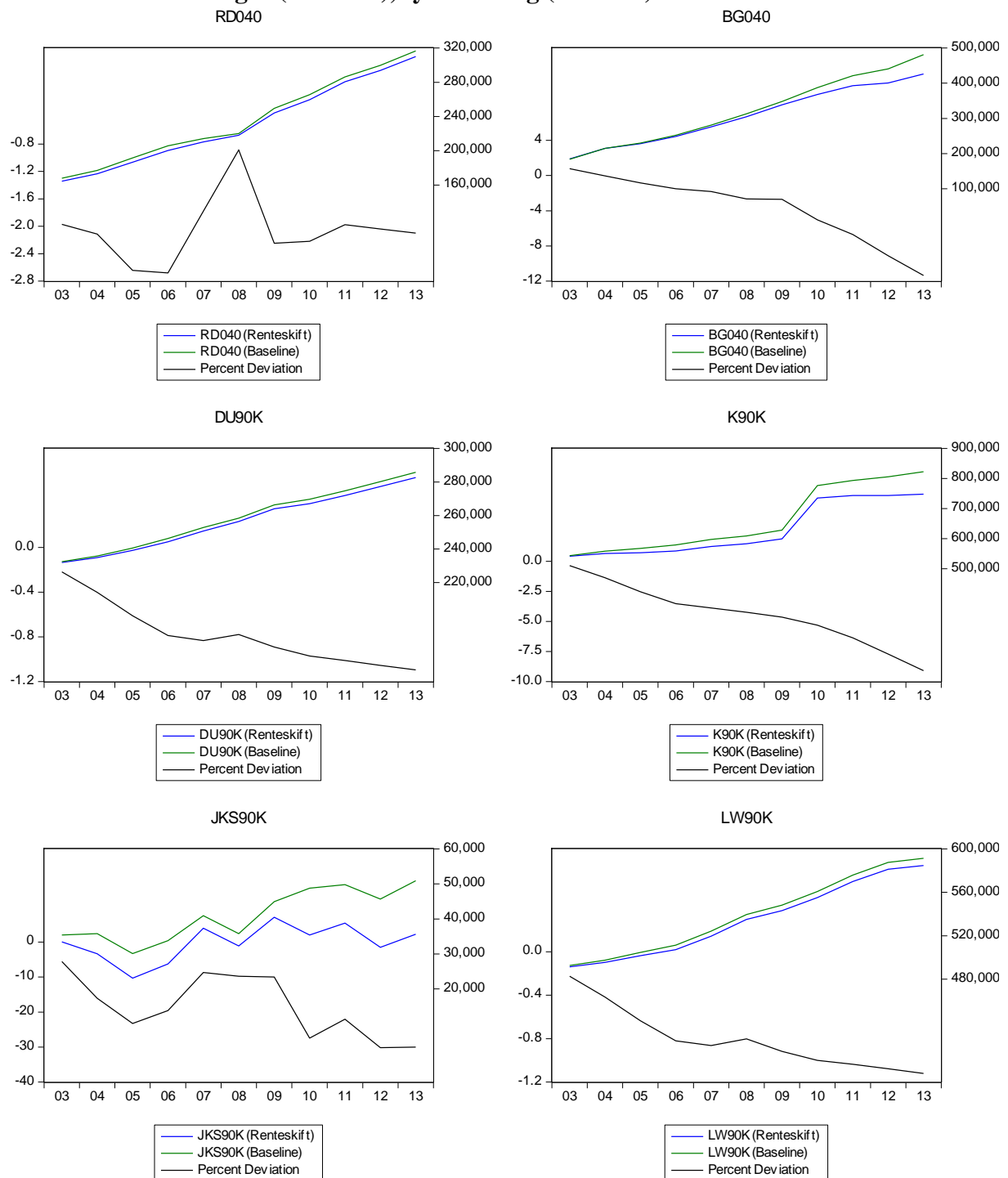
**Figur 5.2. Midlertidig inntektsreduksjon, utvalgte variabler: nettodisponible inntekter (RD040), bruttogjeld (BG040), driftsutgifter (DU90K), realkapital (K90K), bruttorealinvesteringer (JKS90K), sysselsetting (LW90K)**



### 5.3 Renteskift

Jeg har sett på effekten av økt rente i modellen ved å videreføre det høye rentenivået i årene 2000-2002 i modellens rentevariable - gjeldsrenta, fordringsrenta og renta på fem-årige statsobligasjoner - til 2013. For gjeldsrenta innebærer dette i overkant av en dobling av rentesatsen i 2011/2012. Statsobligasjonsrenta har effekt gjennom brukerprisen på kapital, mens de andre har effekt gjennom renteinntekter og -utgifter. Siden nettofinansformue er negativ fører disse endringene til en nettoforverring av nettodisponibel inntekt for kommunene samlet sett. Gjelda bygges ned over tid gjennom en reduksjon i realinvesteringene og driften, og ved simuleringens slutt i 2013 er gjelda 12 prosent lavere enn i referansebanen, som jeg i kapittel 4 viser er en underestimering. På samme måte ender kapitalen 10 prosent under referansebaneverdien for 2013. Ifølge modellen har altså renten størst effekt på investeringer, og dermed kapital, og gjeld. Dette henger sammen med modellens dynamikk, som knytter disse sammen, men har rot i virkeligheten siden kommunene kan låne til investeringsformål. Høyere renter gir lavere investeringsetterspørsel, som gir lavere belåning.

**Figur 5.3. Permanent renteøkning, utvalgte variabler: nettodisponible inntekter (RD040), bruttogjeld (BG040), driftsutgifter (DU90K), realkapital (K90K), bruttorealinvesteringer (JKS90K), sysselsetting (LW90K)**

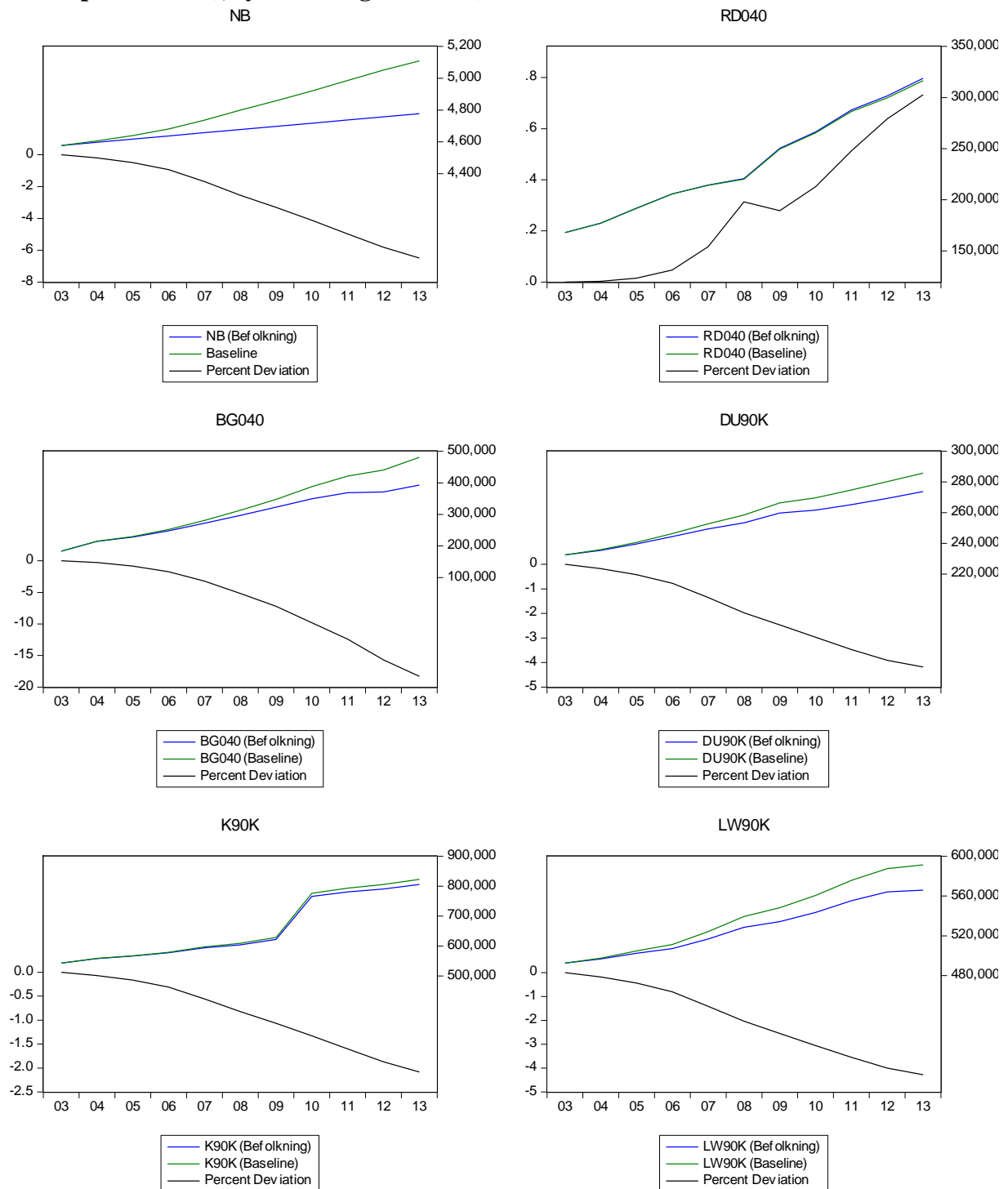


## 5.4 Befolkningskift

Jeg ser på effekten av redusert befolkningsvekst på de endogene variablene i modellen ved å sette den absolutte veksten i Norges befolkning til 20 000 hvert år 2003-2013, noe som er lavere enn den faktiske veksten alle disse årene. For eksempel var veksten fra 2010 til 2011, et år med høy vekst, ca. 65 000. Dette fører til at avviket fra faktisk befolkning øker over simuleringsperioden. En motivasjon for denne utformingen av skiftet er at jeg her eliminerer mye av den økte innvandringen til Norge fra og med 2004. Effekten av at avviket fra historiske befolkningstall øker over simuleringsperioden er at driftsutgiftene, kapitalen, gjelda og sysselsettingen følger samme forløp, dvs. et økende avvik fra referansebanen. Det investeres og lånes mindre når man trenger mindre kapital for å produsere kommunale tjenester, i tillegg til at driften og dermed også sysselsettingen og produktinnsatsen (ikke illustrert) reduseres.

I virkeligheten er det en sammenheng mellom overføringene fra staten og befolkningsutviklingen, men dette ser jeg bort i fra i denne simuleringen siden overføringer fra staten inngår eksogent i modellen. Dermed får skiftet innført en større effekt enn den faktisk ville ha fått dersom jeg i tillegg modellerte statlige overføringer som en funksjon av befolkningen. I tillegg betyr befolkningens sammensetning mye for kommunenes utgifter. Det ser vi også bort fra i modellen.

**Figur 5.4. Redusert befolkningsvekst, utvalgte variabler: befolkning (NB), nettodisponible inntekter (RD040), bruttogjeld (BG040), driftsutgifter (DU90K), realkapital (K90K), sysselsetting (LW90K)**

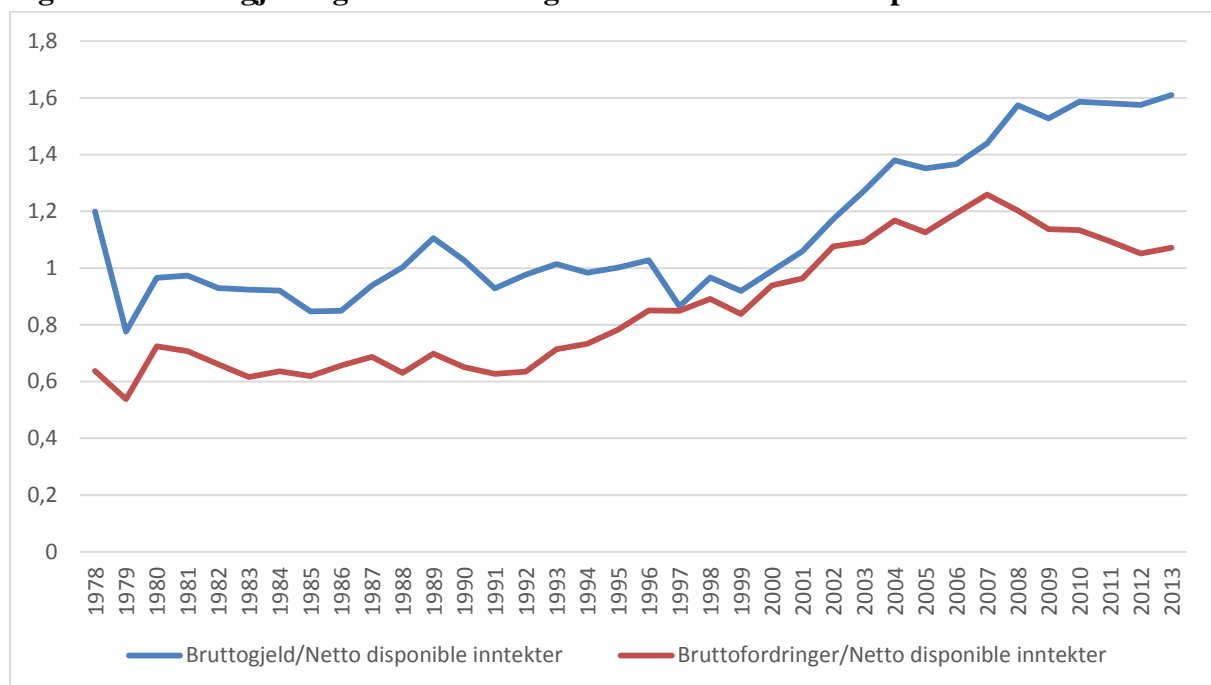




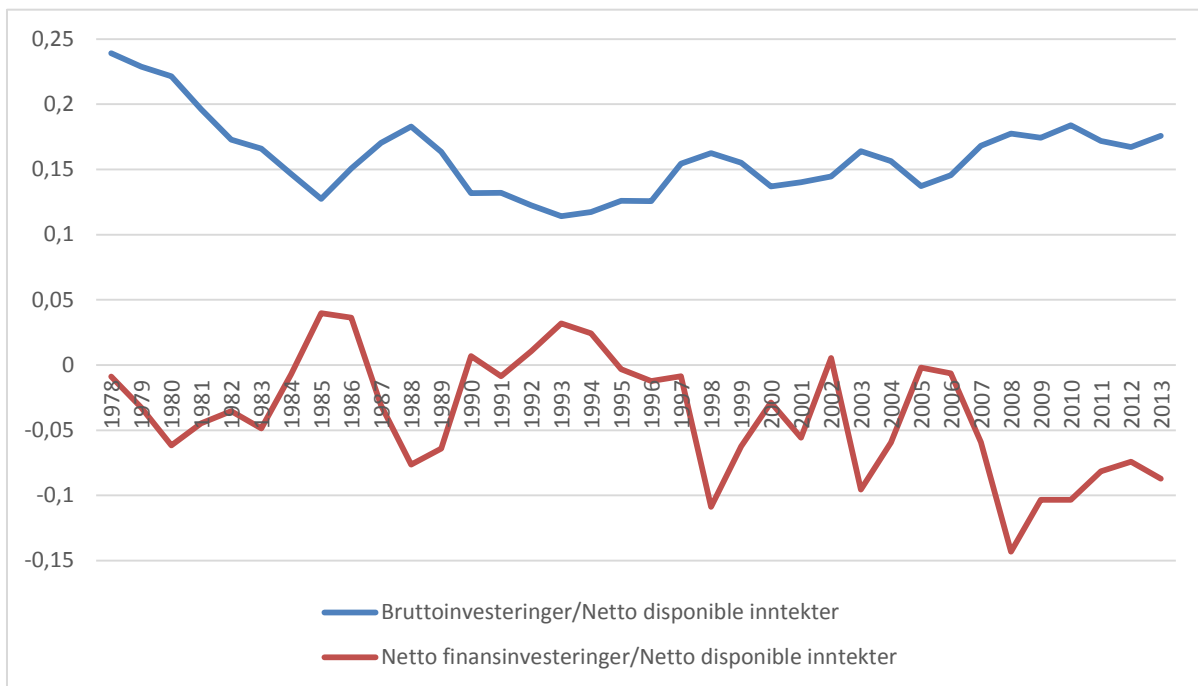
## 6 Utviklingen i gjelda i kommunene - hvorfor har gjelda økt så mye?

Gjelda i kommuneforvaltningen har økt mye på 2000-tallet. Figur 6.1 viser at bruttogjelda holdt seg tilnærmet lik nettodisponible inntekter fram til 2002, men har deretter økt kraftig. 2005 og 2006 var år med gode driftsresultat i kommunene og dette gjorde at gjeldsøkningen flatet ut fordi man kunne finansiere investeringer med overskuddet, istedenfor å ty til lån (av figur 6.3 ser man også at investeringsnivået var lavt disse årene). Gjeldsandelen økte igjen fra 2007 og utover til 2010. Utviklingen fra 2008 til 2009 påvirkes av stimuleringspakken fra staten som kom i forbindelse med finanskrisen.

**Figur 6.1. Bruttogjeld og bruttofordringer som andel av nettodisponible inntekter**



**Figur 6.2. Nettofinansinvesteringer og bruttoinvesteringer som andel av nettodisponible inntekter**



Det er nettofinansinvesteringer som bestemmer endringen i kommunesektorens nettofordringer. De vises som andel av nettodisponible inntekter i figur 6.2. Figuren tegner samme bilde som beskrevet tidligere. En mulig tolkning er at finanskrisen i 2008 hadde en stor effekt på kommuneøkonomien, og kommunene glattet ut inntektssjokket og lot finanssiden av økonomien motvirke inntektstapet ved å øke opplåning og bruke av fordringene, slik beregningene i avsnitt 5.1 og 5.2 illustrerer. Bruttofordringene sank svakt i 2008, mens gjelda økte. Dermed forverret nettogjelda seg kraftig dette året. Etter 2008 har gjelda fortsatt å vokse. En av grunnene til det kan være lave renter og gunstige betingelser. En annen mulig grunn til gjeldsoppbygginga er det høye investeringsnivået fra og med 2007 (se figur 6.2). Lave renter har gjort det lett å lånefinansiere investeringer og dermed akkumulere gjeld.

Teknisk beregningsutvalg (TBU) for kommunene har i sin rapport fra november 2014 en diskusjon rundt gjeld og økonomisk balanse i kommunesektoren: ”... *det er særlig det høye nivået på bruttoinvesteringene som har bidratt til store underskudd*” (Kommunal- og moderniseringsdepartementet (2014), s. 9). En formildende omstendighet ved gjeldsbyrden til kommunene er at de ikke betaler renter på all gjeld. Staten dekker rentekostnader (og noen avdrag) knyttet til investeringer i ulike kommunale tjenestetilbud. I tillegg er noen lån relatert til kommunale tjenester der avdrag og rentekostnader dekkes av gebyrinntektene. Om lag  $\frac{3}{4}$

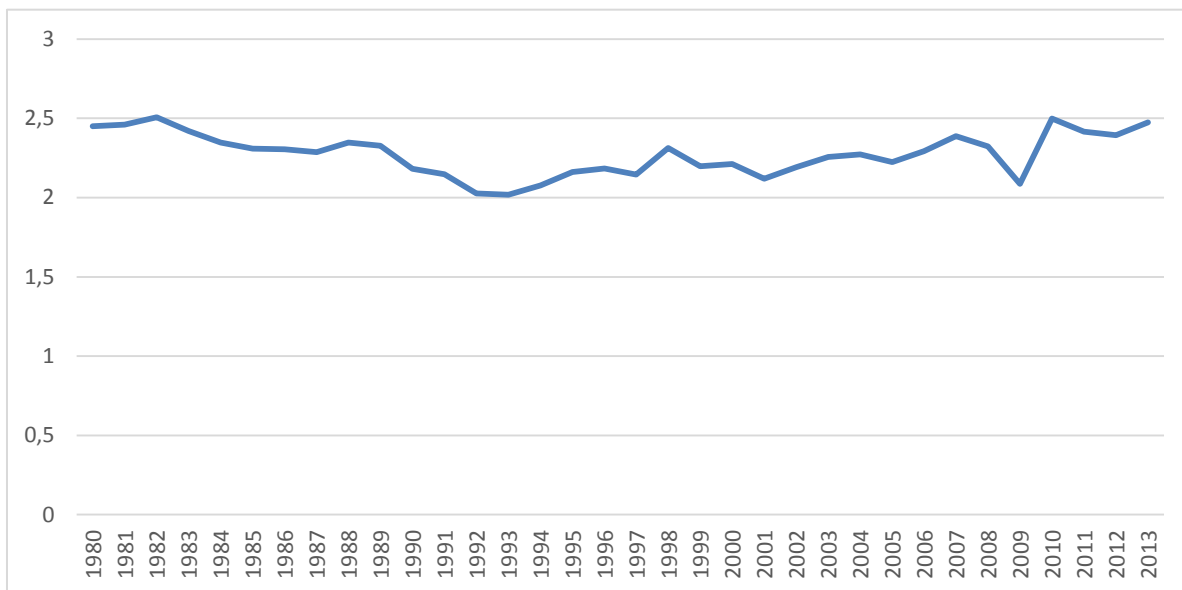
av nettogjelden som andel av inntektene er rentebelastet. Men gjelda er på et rekordhøyt nivå og TBU for kommunene har i samme rapport anslått at en renteøkning på 1 prosentpoeng ville øke nettorenteutgifter med ca. 1¼ mrd. kroner. Dette tilsvarer ca. 10 prosent av totale renteutgifter i 2011 og 2012.

Det at et høyt investeringsnivå har ført til økt gjeld innebærer at kommunene har latt seg friste til å øke investeringene som følge av lave renter, eller at det har vært for lite bevilgninger fra staten til å dekke kommunenes investeringsbehov. Perioden med størst gjeldsvekst, 2007-2013, var ”rødgrønne” statsbudsjett med relativt store overføringer fra staten sammenlignet med perioden før, så dette er nok ikke en riktig forklaring. Et historisk lavt rentenivå lyder mer plausibelt som forklaring på det høye investeringsnivået, jamfør beregningene i avsnitt 5.3, samtidig må gjelds- og investeringsveksten ses i sammenheng med forvaltningsreformen. Som en del av denne reformen overtok fylkeskommunene ansvaret for om lag 17 000 kilometer riksvei fra og med 2010, noe som i statistikken dukker opp som en kraftig økning i kapitalen. Utgifter til veiformål ble doblet fra 2009 til 2010. Som figur 6.3 viser, har nettoformuesposisjon er ikke blitt forverret, men kommunene har mer gjeld og mer kapital nå enn alle år etter tidlig på 1980-tallet.

En stor del av investeringene i disse årene kan sees på som tiltak for å dekke inn et stort vedlikeholdsetterslep. Løpende vedlikehold i kommunesektoren er for lavt til å ivareta et moderat godt nivå på realkapitalen (Kommunesektorens organisasjon (2014), s. 5). Men vedlikehold er en driftsutgift, som ikke kan lånefinansieres. Det kan derimot investeringer som erstatter nedslitt realkapital. Det kan være at ”vedlikeholdsinvesteringer” har vært så store de senere årene fordi etterslepet har blitt så stort. Men det kan også være at de lavere rentene har gjort denne investeringsløsningen på vedlikeholdet mer fristende, siden lavere renter reduserer prisen på å lånefinansiere vedlikeholdet framfor å dekke det over løpende inntekt (om enn bare på kort sikt).

Et mulig tilleggsmoment som kan være med på å forklare den sterke gjeldsveksten er den kraftige befolkningsveksten i Norge siden 2004. Det har økt etterspørselen etter kommunale tjenester og dermed økt behovet for realkapital i kommunene for å produsere tjenestene. I den grad statlige overføringer til kommunene ikke har dekket helt opp for de reelle utgiftsbehovene, kan befolkningsveksten ha spilt en rolle for gjeldsutviklingen, slik beregningene i avsnitt 5.4 viser.

**Figur 6.3. Samlet nettoformue (nettogjeld + realkapital) som andel av nettodisponible inntekter**



## 7 Konklusjoner

I denne oppgaven har jeg utviklet en makromodell for kommunesektoren og vist at denne har tilfredstillende egenskaper både når det gjelder å gjenskape historiske data, men også ved innføring av skift i eksogene variabler. Det økonometriske arbeidet er basert på tidsserieanalyse og hypoteser om kommunenes utgiftsatferd og er inspirert av Jansen og Kolsrud (2008). Hovedligningen i modellen er basert på en permanentinntektshypotese og sterkt knyttet til arbeidet av Holtz-Eakin et al. (1994). Som jeg viser i litteraturoversikten er permanentinntektshypotesen en vanlig hypotese som brukes ved studier av lokale myndigheters utgiftsatferd, bl.a. av Borge og Tovmo (2009) på norske data. En alternativ hypotese kunne være at kommunene lever ”fra hånd til munn”, dvs. at driftsutgiftene bestemmes av løpende inntekter. Dette forkastes i stor grad. Analysen viser en effekt av sammenfallende inntekter på 11 prosent. Dette er ikke langt unna Borge og Tovmo, som har et gjennomsnittresultat på 35 prosent med bruk av paneldata. Det er verdt å påpeke at det er mulig at kommunene ikke reagerer like mye på negative inntektssjokk, som positive, da de får en grad av kompensasjon for inntektssvikt (i forhold til prognosene i statsbudsjettet) fra staten i revidert nasjonalbudsjett.

Det er vanskelig for kommunene å vite hva som er permanente inntektsendringer. Estimatenes i oppgaven er en slags gjennomsnittseffekt av permanente og midlertidige inntektsendringer. Modellsimuleringene må også tolkes som gjennomsnittlige effekter. Tregheten i tilpasningen på utgiftssiden kan skyldes at kommunesektorens driftsbudsjett er bundet opp av vedtak og kontrakter på kort sikt, slik at budsjettet i stor grad er bestemt i den perioden inntektsøkningen inntreffer.

De fire økonometriske ligningene for driftsutgifter, realkapital, produksjonen av gebyrbelagte tjenester og prisindeksen for gebyrprodukter settes inn i kommunedelen av MODAG og gjenskaper historiske data ved dynamisk simulering. Bl.a. klarer modellen å simulere gjeldsutviklingen i kommunesektoren de siste 15 årene på en svært tilfredsstillende måte. Jeg undersøker Leif Johansens hypotese om at regler om å balansere budsjettene gjør at kommunene forsterker konjunktorene i norsk økonomi (1967, s. 340-342) ved å redusere statlige overføringer i modellen og simulere over perioden 2003-2013. Siden det er stor grad av konsumglatting gjennom driftsutgiftsligningen, som er basert på permanentinntektshypotesen, fører et slikt skift til en treg tilpasning i driften og dermed

bruken av innsatsfaktorer som kapital og arbeid. Gjelda øker og legger seg på et høyere nivå enn det faktiske forløpet for 2003-2013 siden reduserte overføringer fører til at kommunene i større grad må lånefinansiere investeringer. Modellen avviser dermed Leif Johansens hypotese siden det er en så stor treghet i tilpasningen, men viser også at sjokk har langsiktige effekter av samme grunn; på makronivå glatter kommunene ut sjokkene. I tillegg gjør responsen på gjelds- og fordringssiden at skift gir rentes rente-effekter på lengre sikt. Jeg ser også på hvilke effekter økte renter og redusert befolkningsvekst har i modellen innenfor samme periode. Økte renter har stor negativ effekt på gjelda og kapitalen gjennom reduserte investeringer, mens redusert befolkning gir noen av de samme effektene men større negativ effekt på driftsutgiftene enn renteskiftet.

Konklusjoner og diskusjoner i denne oppgaven formuleres ofte som om kommunesektoren er en enhet med samme sentrale beslutningsorgan, dvs. heterogeniteten blant kommunene overses. Dette er en svakhet ved analysen, og gjør - der data brukes til å trekke konklusjoner - at store kommuner har relativt mer å si for analysen enn små kommuner.

Fremtidige utvidelser av datasettet vil være verdifulle for å bekrefte eller avkrefte konklusjonene, modellspesifikasjonene og estimatene i denne oppgaven. Kvartalsvise data lider ikke av de samme svakhetene overfor tidsaggregering som årsdata (1995). Det kan derfor ha interesse å undersøke om resultatene jeg viser her holder også for kvartalsdata, men man må huske på at aktørene – kommunene selv – i hovedsak gjør beslutninger på årsbasis. Den åpenbare utvidelsen av prosjektet er å endogenisere flere av de variablene som bestemmes i norsk økonomi utenom kommunene. Det mest nærliggende er kanskje å integrere kommunemodellen i den operative versjonen av MODAG. Men det kan også vurderes å kombinere den med en mindre makroøkonomisk modell, som for eksempel NAM, se Bårdsen og Nymoene (2014).

## Referanser

Borge, Lars-Erik og Per Tovmo (2009): Myopiske eller begrenset av regler om balanserte budsjetter? Den intertemporale utgiftsaterferden til lokale myndigheter i Norge (Myopic or Constrained by Balanced-Budget Rules? The Intertemporal Spending Behavior of Norwegian Local Governments), *FinanzArchiv: Public Finance Analysis*, 65 (2), 200-219

Boug, P. og Y. Dyvi (red.) (2008): MODAG – En makroøkonomisk modell for norsk økonomi, *Sosiale og økonomiske studier nr. 111*, Statistisk sentralbyrå, Oslo 2008.

Campbell, J. og G. Mankiw (1990): Permanentinntekt, nåværende inntekt og konsum (Permanent income, current income and consumption), *Journal of Business and Economic Statistics*, 8 (3), 265-279

Dahlberg, M. og T. Lindström (1998): Er lokale myndigheter styrt av fremadskuende beslutningstakere? (Are Local Governments Governed by Forward Looking Decision Makers?), *Journal of Urban Economics*, 44, 254-271

Doornik, Jurgen A. og David F. Hendry (2009): Empirisk økonometrisk modellering – PcGive 13: Volum I (Empirical Econometric Modelling – PcGive: Volume I), London, Storbritannia: Timberlake Consultants Ltd – ISBN 978-0-9552127-8-9

Engle, Robert F. og C. W. J. Granger (1987): Kointegrasjon og feiljustering: Representasjon, estimering og testing (Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing), *Econometrica*, 55 (2), 251-276.

Gjelsvik, Marit (2007): Kommunesektorens makroøkonomiske tilpasning, Masteroppgave ved Økonomisk Institutt, UiO

Hall, R. (1978): Stokastiske implikasjoner av hypotesen om permanentinntekt over livssyklusen (Stochastic implications of the life cycle-permanent income hypothesis: Theory and evidence), *Journal of Political Economics*, 17 (1), 117-136

Hall, R. og D. Jorgenson (1967): Skattepolitikk og investeringsatferd (Tax Policy and Investment Behavior), *American Economic Review*, 57, 391-414

Holtz-Eakin, D., Rosen, H. S. og Tilly, S. (1994): Intertemporal analyse av statens og lokale myndigheters utgifter: Teori og tester (Intertemporal analysis of state and local government spending: Theory and tests), *Journal of Urban Economics* 35, 159-174

Hopland, A. O. (2014): Velgerinformasjon og valgutfall: Den norske skammens liste (Voter information and electoral outcomes: The Norwegian list of shame), *Public Choice*, 161, 233-355

Jansen, E. og D. Kolsrud (2008): Makromodellering av kommunesektorens økonomiske tilpasning, Rapporter 2008/7, Statistisk sentralbyrå

Johansen, Leif (1967): *Offentlig økonomikk*, Oslo: Universitetsforlaget

Kommunesektorens organisasjon (2014): Kommunale bygg: Høye investeringer og lite til vedlikehold, Nøkkeltallsrapport 2014

Kula, M. C. (2014): Er amerikanske statlige og lokale myndigheter konsumglattere? (Are US state and local governments consumption smoothers?), *Journal of Economic Studies*, 41 (1), 87-100

Persson, L. (2013): Konsumglatting eller balanserte budsjetter? En empirisk studie av lokale finanser (Consumption Smoothing or Balanced Budgets? An Empirical Study of Local Finances), Uppsala Center for Fiscal Studies (UCFS) Working Paper 2013:12

Rapport fra det tekniske beregningsutvalg for kommunal og fylkeskommunal økonomi (TBU) (November 2014), Kommunal- og moderniseringsdepartementet, ISSN 0809-4071

Rossana, Robert J. og John J. Seater (1995): Tidsaggregering og økonomiske tidsserier (Temporal aggregation and economic time series), *Journal of Business and Economic Studies*, 13 (4), 441-451



Sargan, J. D. (1964): Lønninger og priser i Storbritannia: En studie av økonometrisk metodologi (med diskusjon) (Wages and prices in the United Kingdom: A study in econometric methodology (with discussion)), i P. E. Hart, G. Mills, and J. K. Whitaker (red.), *Econometric Analysis for National Economic Planning, Volume 16 of Colston Papers*, s. 25-63. London: Butterworth Co. Utgitt på ny som s. 124-169 i Sargan J. D. (1988): *Contributions to Econometrics, Vol. 1*, Cambridge: Cambridge University Press.

## Vedlegg

### A. Om dummyene

2002 - Sykehusreformen: Sykehusene ble overført fra fylkeskommunal forvaltning til statlig forvaltning.

2008 - Finanskrise og inntektsfall for kommunene

2009 - Finanskrise og ekspansiv finans- og pengepolitikk (stor økning i inntektene for kommunene og reduksjon i renteutgifter)

2010 – Forvaltningsreformen: Som en del av denne reformen overtok fylkeskommunene ansvaret for om lag 17 000 kilometer riksvei fra og med 2010. Dette førte til et brudd i statistikken. Utgifter til veiformål ble doblet fra 2009 til 2010.

## **B. Økonometriske tester rapportert i tabell 2.3 og 2.4, samt tabeller tilknyttet ligningene for kapital, gebyrprisindeks og gebyrproduksjon**

Doornik og Hendry (2009), brukes som referanse for framleggingen av alle testene i dette vedlegget.

### **Sargan-testen (specification $\chi^2$ ).**

Validiteten av valget av instrumentvariabler testes som diskutert av Sargan (1964). Dersom instrumentene er gyldige vil de ikke være korrelerte med feilleddet i strukturligningen. I Sargan-testen gjør man en støttere regresjon av residualene fra strukturligningen ( $\varepsilon$ ) på instrumentene og en konstant.  $R^2$  fra denne regresjonen ganger antall observasjoner er testobservatoren. Nullhypotesen er at alle instrumentene er ukorrelerte med  $\varepsilon$ .

Testobservatoren er asymptotisk fordelt som  $\chi^2(q-k+1)$  når de  $q-n+1$  overidentifiserende instrumentene er uavhengige av feilleddet i strukturligningen, der  $q$  er antall instrumenter og  $k$  antall endogene variabler. Dersom testobservatoren er større enn den kritiske verdien fra  $\chi^2(q-k+1)$ -fordelingen, forkaster vi nullhypotesen om validiteten av alle instrumentene, og konkluderer med at minst ett av dem ikke er eksogent.

### **AR-testen**

Lagrangemultiplikator test for autokorrelerte residualer. Testen gjennomføres gjennom en støttere regresjon av residualene på variablene som inngår i modellen og laggede residualer. Standardversjonen av testen er en F-test for støttere regresjonen. Nullhypotesen er ingen autokorrelasjon, som forkastes dersom testobservatoren er for høy.

### **ARCH-testen (AutoRegressive Conditional Heteroscedasticity)**

Dette er også en Lagrangemultiplikator test for autokorrelerte residualer, men er gjort med laggede kvadrerte residualer, uten å inkludere variablene fra modellen. Standardversjonen av testen er en F-test for støttere regresjonen. Nullhypotesen er ingen autokorrelasjon, som forkastes dersom testobservatoren er for høy.

### **Normalitetstest**

Her testes det hvorvidt estimerte residualer i en regresjon er normalfordelte, gjennom å bruke skjevheten og spissheten/ kurtosen til residualene. Disse skal ha spesielle verdier for at residualene skal kunne sies å være normalfordelte (skjevhet=0, kurtose=3). Nullhypotesen er normalfordelte restledd. Testobservatoren er  $\chi^2(2)$ -fordelt.

### **Hetero-testen**

Denne testen gjennomføres ved hjelp av en støttere regresjon av de kvadrerte residualene fra den estimerte modellen på alle variablene som inngår i modellen lineært og kvadrert. En F-test på denne støttere regresjonen er Hetero-testen. Nullhypotesen er dermed homoskedastisitet og alternativet er at variasjonen til residualene avhenger av regressorene.

### **Hetero-X-testen**

Denne testen gjøres bare dersom der er svært mange observasjoner relativt til antallet variabler i modellen. Testen er en utvidelse av Hetero-testen der interaksjoner mellom regressorene i modellen er inkludert i tillegg. Som i Hetero-testen gjør man en F-test på denne støttere regresjonen og nullhypotesen er homoskedastisitet.

### **RESET-testen**

RESET står for *Regression Specification Test* og tester nullhypotesen om korrekt spesifisering av modellen mot alternativet at potenser med eksponent 2, 3 og høyere er utelatt. I tabeller i oppgaven gjengis RESET23, dvs. RESET-testen der det bare testes for  $x^2$  og  $x^3$ . En støttere regresjon estimeres med residualene fra modellen som avhengig variabel. Regresjonen gjøres på regressorene med eksponent 1, 2 og 3 i RESET23. En F-test på koeffisientene, med nullhypotese om at de alle er null samtidig er dermed RESET-testens testobservator. Dersom vi ikke forkaster nullhypotesen kan vi ikke si noe om hva som feiler modellen vår (testen er *ikke-konstruktiv*), altså er RESET en generell feilsesifikasjonsstest.

### C. Førstesteget i testingen av permanentinntektshypotesen

Førstesteget, eller instrumentligningen, i testingen av permanentinntektshypotesen er estimert på laggede variabler som inngår i ligning (10) (bortsett fra feilledet), kapittel 2.1, dvs. variablene som inngår i tabell 2.3. Den avhengige variabelen er vekstraten i nettodisponible inntekter i kommunal forvaltning (DLRD) og ligningen er estimert med OLS. Ligningen er et resultat av såkalt generell til spesifikk modellering, der en starter med en generell modell som stemmer innenfor analysens teoretiske bakgrunn og forenkler denne ved å utelate insignifikante variabler. Den generelle modellen som ligger bak den man ser ut i fra tabell C.1 inkluderer alle variabler i ligning (10) (bortsett fra feilledet) i kapittel 2.1, lagget t-2 og t-1. Hetero-testen forkaster tilstedeværelsen av heteroskedastisitet, og AR 1-2 og ARCH 1-1-testene forkaster hypotesen om autokorrelerte restledd og dermed også hypotesen om at disse har en glidende gjennomsnittstruktur. Hypotesen om ikke-normale restledd forkastes. Tommelfingerregelen om  $F > 10$  for å ha instrumenter som er sterke nok holder for denne ligningen, da  $F=14,24$ .

**Tabell C.1.<sup>1</sup> Førstestegsestimater og tester, 1982-2013, avhengig variabel: Vekstraten i nettodisponible inntekter i kommunal forvaltning (DLRD)**

Variabel/test	Koeffisientverdier, OLS
DLC_1	0.9151 (0.2375)
DLC_2	-0.8699 (0.2854)
DLDU_1	0.3578 (0.0932)
DLJKS_1	-0.0646 (0.0519) <sup>2</sup>
DLRU_1	-0.1242 (0.0549)
dummy 2002	-0.1658 (0.0237)
dummy 2008	-0.0570 (0.0242)
dummy 2009	0.0981 (0.0245)
Konstant	0.0223 (0.0066)
Residualt standardavvik	0.02264
R <sup>2</sup>	0.8320

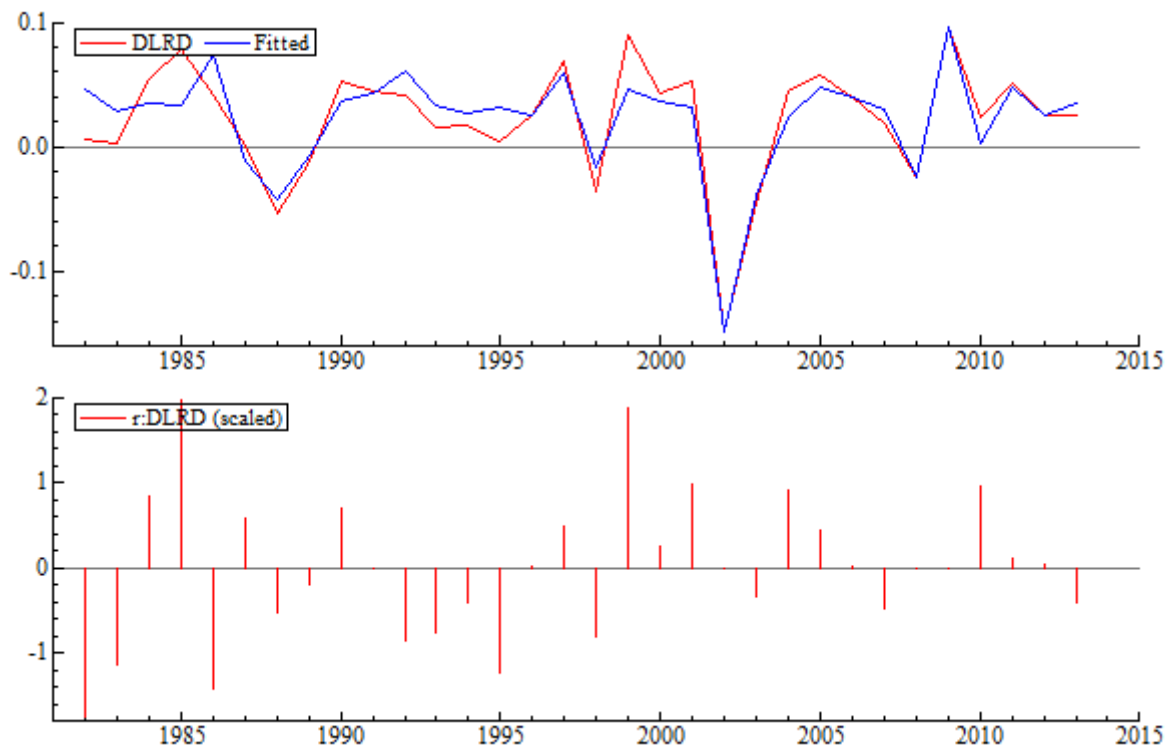
F(8,23)	14.24 [0.000]** <sup>3</sup>
AR 1-2-test: F(2,21)	0.079616 [0.9237]
ARCH 1-1-test: F(1,30)	0.96510 [0.3338]
Normalitetstest: Chi <sup>2</sup> (2)	1.0701 [0.5856]
Hetero-test: F(10,18)	1.8888 [0.1154]
Hetero-X test:	ikke nok observasjoner
RESET23 test: F(2,21)	1.6649 [0.2132]

<sup>1</sup> Tall i parentes er standardfeil når det gjelder koeffisienter, og p-verdier når det gjelder tester

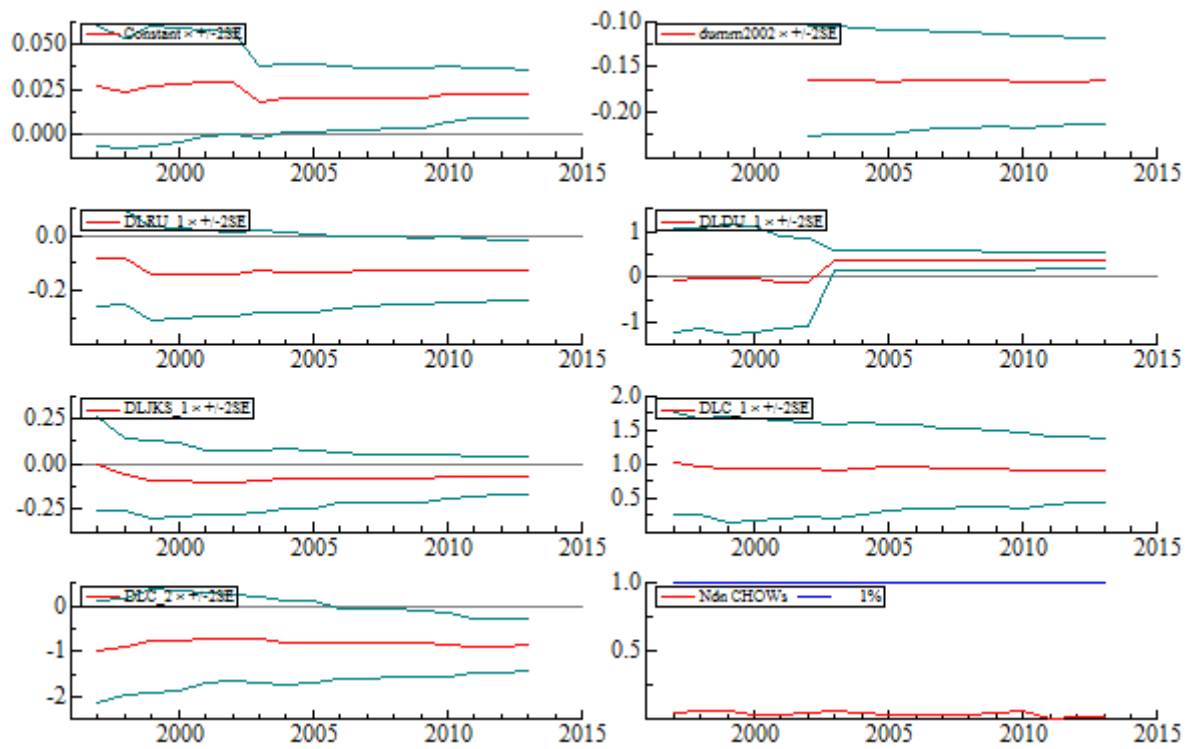
<sup>2</sup> Dette leddet er insignifikant ved estimering fra 1982, men klart signifikant ved start i 1983 eller senere og er derfor inkludert

<sup>3</sup> Vi forkaster nullhypotesen om at de alle estimerte koeffisientene er null samtidig

**Figur C.1. Føying og skalerte residualer, førstesteg**



Figur C.2. Rekursivt plott (uten dummy 2008 og dummy 2009), førstesteg



## D. Stasjonaritetsanalyse

Tabell D.1. Kritiske verdier for Dickey-Fuller-testen (når sampelstørrelsen er 25):

Modell	1%	5%	10%
$\Delta y_t = \beta y_{t-1} + v_t$	-2.56	-1.95	-1.62
$\Delta y_t = \alpha + \beta y_{t-1} + v_t$	-3.43	-3.00	-2.57
$\Delta y_t = \alpha + \lambda t + \beta y_{t-1} + v_t$	-3.96	-3.60	-3.13

De aktuelle hypotesene er som følger:

$$H_0: \beta = 0, H_1: \beta < 0$$

### Permanentinntekthypotesen

#### Driftsutgiftene (LDU):

En AR(1)-modell for LDU viser at serien har en enhetsrot ( $0.956 + (2 \cdot 0.02163) > 1$ ), og er dermed ikke-stasjonær. Dermed er serien differensstasjonær, mer bestemt er LDU førsteordensintegret (I(1)). Siden dette er på log-form betyr det at vekstraten er stasjonær:

$$\log(DU_t) = 0.196 + 0.956 \log(DU_{t-1}) - 0.012 \text{ step2002} - 0.226 \text{ dum2002}$$

(2.29)    (44.2)                      (-3.03)                      (-19.7)

$$\sigma = 0.010, T = 1984 \text{ til } 2013 = 30$$

Dickey-Fuller-test:

$$\Delta \log(DU_t) = 0.1924 - 0.0443 \log(DU_{t-1}) - 0.2337 \text{ dum2002}$$

(1.96)    (-1.79)                      (-18.3)

$$\sigma = 0.012, T = 1984 \text{ til } 2013 = 30$$

$-3.00 < -1.79$ . Kan ikke forkaste nullhypotesen om enhetsrot (ikke-stasjonaritet) på 5 prosent signifikansnivå.



### Inntektene (LRD):

En AR (1) – modell for LRD viser at serien har en enhetsrot, og er dermed ikke-stasjonær.

Samme analyse/tolkning som for LDU's AR (1) - modell gjelder.

$$\log(RD_t) = 0.0067 + 1.0058 \log(RD_{t-1}) - 0.1779 \text{ dum2002}$$

(0.05)      (26.6)      (-4.55)

$$\sigma = 0.038, T = 1983 \text{ til } 2013 = 31$$

Augmented Dickey-Fuller-test:

$$\Delta \log(RD_t) = 1.0999 - 0.3280 \log(RD_{t-1}) + 0.3030 \Delta \log(RD_{t-1}) + 0.0067 \text{ trend}$$

(2.15)      (-2.11)      (1.99)      (2.17)

$$-0.1452 \text{ dum2002}$$

(-3.60)

$$\sigma = 0.035, T = 1983 \text{ til } 2013 = 31$$

-3.60 < -2.11. Kan ikke forkaste nullhypotesen om ikke-stasjonaritet.

### **Kapitalligningen**

#### Kapital (K)

AR(1)-modell for realkapital som andel av variable innsatsfaktorer viser at serien har en enhetsrot, og er dermed ikke-stasjonær:

$$\log(K_t/VA_t) = -0.033 + 1.007 \log(K_{t-1}/VA_{t-1}) + 0.119 \text{ dum2002} + 0.186 \text{ dum2010}$$

(-0.18)      (31.1)      (4.56)      (7.09)

$$\sigma = 0.025, T = 1990 \text{ til } 2013 = 23$$

Dickey-Fuller-test:

$$\Delta \log(K_t/VA_t) = 0.739 - 0.144 \log(K_{t-1}/VA_{t-1}) + 0.004 \text{ trend} + 0.105 \text{ dum2002}$$

(1.63)      (-1.65)      (1.85)      (4.04)

$$+0.167 \text{ dum2010}$$

(6.23)

$$\sigma = 0.024, T = 1990 \text{ til } 2013 = 23$$

-3.60 < -1.65. Kan ikke forkaste nullhypotesen om ikke-stasjonaritet.



### Variable enhetskostnader (PV)

AR (1)-modell for variable enhetskostnader viser at serien ikke har en enhotsrot ( $0.746 + (3 * 0.064) < 1$ ), og er trend-stasjonær:

$$\log(PV_t) = -0.321 + 0.746 \log(PV_{t-1}) + 0.009 \text{ trend}$$

(-3.27)    (11.6)                      (3.56)

$\sigma = 0.017$ , T = 1982 til 2013 = 32

Dickey-Fuller-test:

$$\Delta \log(PV_t) = -0.321 - 0.254 \log(PV_{t-1}) + 0.009 \text{ trend}$$

(-3.27)    (-3.96)                      (3.56)

$\sigma = 0.017$ , T = 1982 til 2013 = 32

-3.60 > -3.96. Forkaster nullhypotesen om ikke-stasjonaritet, og konkluderer med at serien er trend-stasjonær.

### **Gebyrproduksjonsligningen**

#### Gebyrproduksjon (XZ)

AR (1)-modell for gebyrproduksjon viser at serien har en enhotsrot ( $0.943 + (2 * 0.0194) > 1$ ), og er dermed ikke-stasjonær:

$$\log(XZ_t) = 0.632 + 0.943 \log(XZ_{t-1}) - 0.083 \text{ dum2002}$$

(3.13)    (48.7)                      (-3.10)

$\sigma = 0.026$ , T = 1984 til 2013 = 30

Dickey-Fuller-test:

$$\Delta \log(XZ_t) = 0.632 - 0.057 \log(XZ_{t-1}) - 0.083 \text{ dum2002}$$

(3.13)    (-2.97)                      (-3.10)

$\sigma = 0.026$ , T = 1984 til 2013 = 30

-3.00 < -2.97. Kan ikke forkaste nullhypotesen om ikke-stasjonaritet.

### Nettodisponibel husholdningsinntekt (RD300)

AR (1)-modell for nettodisponibel husholdningsinntekt viser at serien har en enhotsrot ( $0.861 + (3 * 0.099) > 1$ ), og er dermed ikke-stasjonær:

$$\log(RD300_t) = 1.807 + 0.861 \log(RD300_{t-1}) + 0.005 \text{ trend} - 0.102 \text{ dum2006}$$

(1.41)      (8.64)                      (1.72)                      (-5.29)

$\sigma = 0.0174$ , T = 1983 til 2013 = 31

Dickey-Fuller-test:

$$\Delta \log(RD300_t) = 1.807 - 0.139 \log(RD300_{t-1}) + 0.005 \text{ trend} - 0.102 \text{ dum2006}$$

(1.41)      (-1.40)                      (1.72)                      (-5.29)

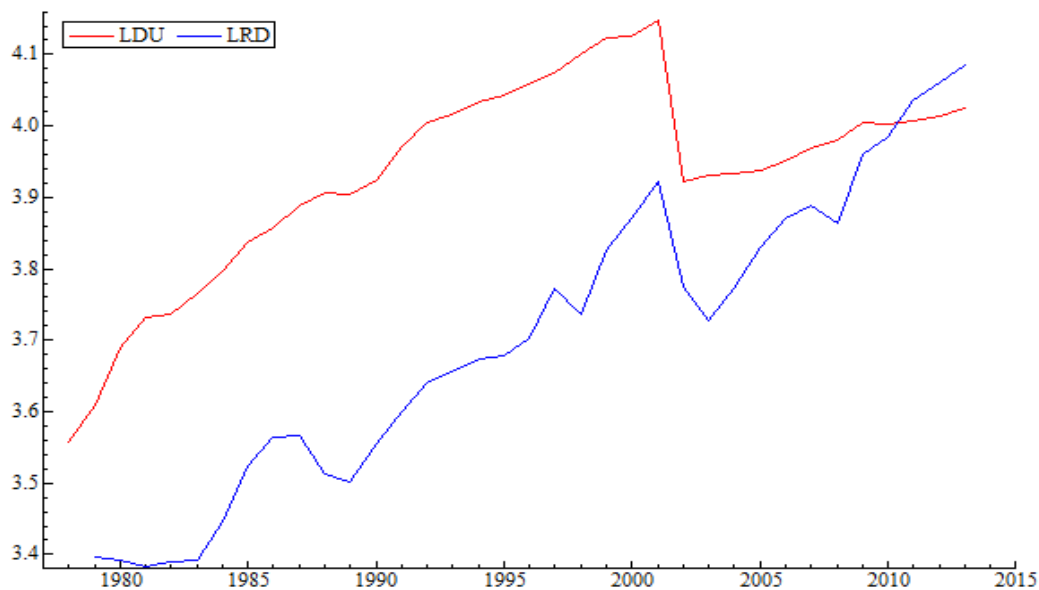
$\sigma = 0.0174$ , T = 1983 til 2013 = 31

$-3.60 < -1.40$ . Kan ikke forkaste nullhypotesen om ikke-stasjonaritet.

## E. Kointegrasjonsanalyse

Dersom to tidsserievariable er kointegrerte er residualene stasjonære. Engle og Grangers (1987) metode er en måte å teste det på. Kritisk verdi på testobservatoren avhenger av den relevante modellspesifikasjonen; med eller uten konstant og trend. I de fleste testene utført og gjengitt i det følgende, er både trend- og konstantleddet signifikant og er derfor inkludert. Den relevante testobservatoren, med et signifikansnivå på 5 prosent, er da -3,60.

**Figur E.1. Kommunale driftsutgifter (LDU) og inntekter (LRD)**



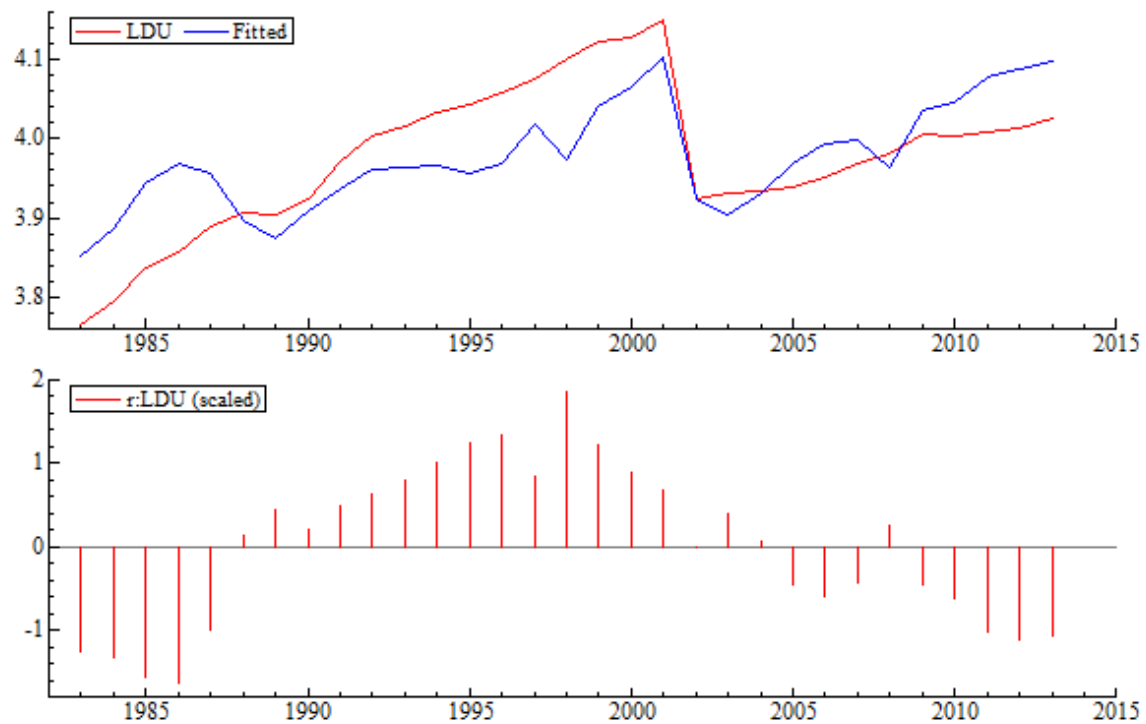
En enkel kointegrasjonsanalyse finner at det ikke er en kointegrerende sammenheng mellom logaritmen til driftsutgiftene (reelt, per capita) og logaritmen til inntektene (reelt, per capita), der en impulsdummy for 2002 er inkludert for å fange opp diskontinuiteten i serien:

$$\log(DU) = 0.909 + 0.314 \log(RD) - 0.012 \text{ trend} - 0.065 \text{ dum2002}$$

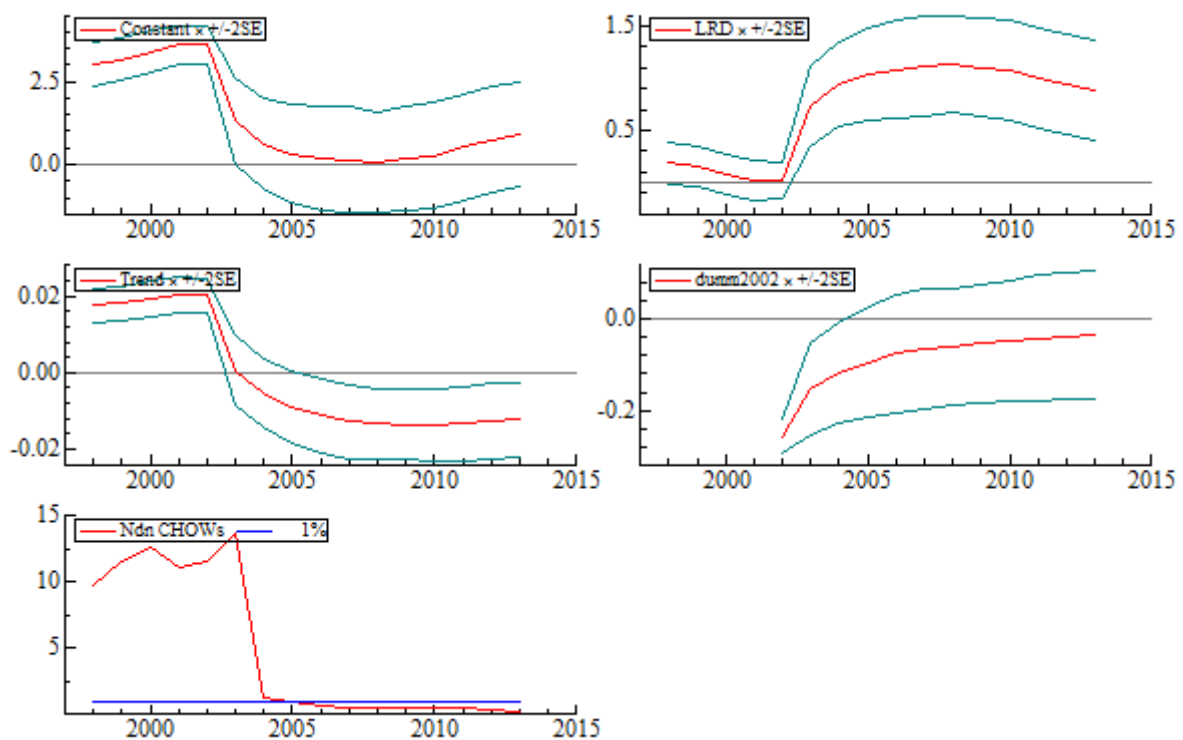
(1.14)    (3.71)                    (-2.50)                    (-0.476)

$$\sigma = 0.068, T = 1983 \text{ til } 2013 = 31$$

Figur E.2. Føying og skalerte residualer, modell 1.



Figur E.3. Rekursivt plott, modell 1.



Augmented Dickey-Fuller-test:

$$\Delta \varepsilon_t = 0.001 - 0.161 \varepsilon_{t-1} + 0.083 \Delta \varepsilon_{t-1} + 0.130 \Delta \varepsilon_{t-1}$$

(0.19)    (-1.60)            (0.44)            (0.68)

$$\sigma = 0.032, T = 1984 \text{ til } 2013 = 30$$

-3.60 < -1.60. Altså kan vi ikke forkaste nullhypotesen om ikke-stasjonære residualer, som betyr at vi konkluderer med at LDU og LRD ikke er kointegrerte.

Ser man på figur E.1, samt på det rekursive plottet (figur E.3) over, ser det ut som om det er et skift i sammenhengen i 2002. Inntektene vokser kraftigere, mens driftsutgiftene har lavere vekst enn før 2002. Inntektene "tar igjen" driftsutgiftene i 2010 og fortsetter ferden oppover. Dette kan man ta hensyn til i kointegrasjonsanalysen ved å inkludere en interaksjon mellom inntektene og en stepdummy fra og med 2002.

$$\log(DU) = 4.227 + 0.024 \text{ trend} - 0.167 \log(RD) - 0.086 \log(RD) * \text{step2002}$$

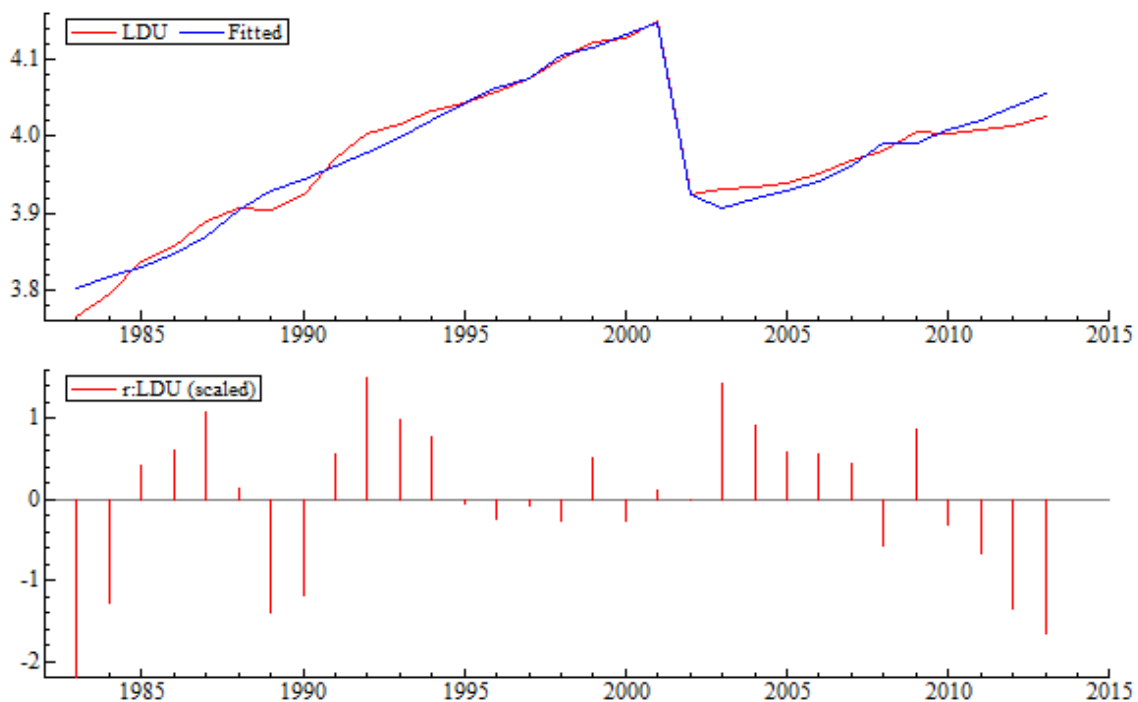
(15.9)    (10.7)            (-2.04)            (-19.6)

$$+0.053 \text{ dum2002}$$

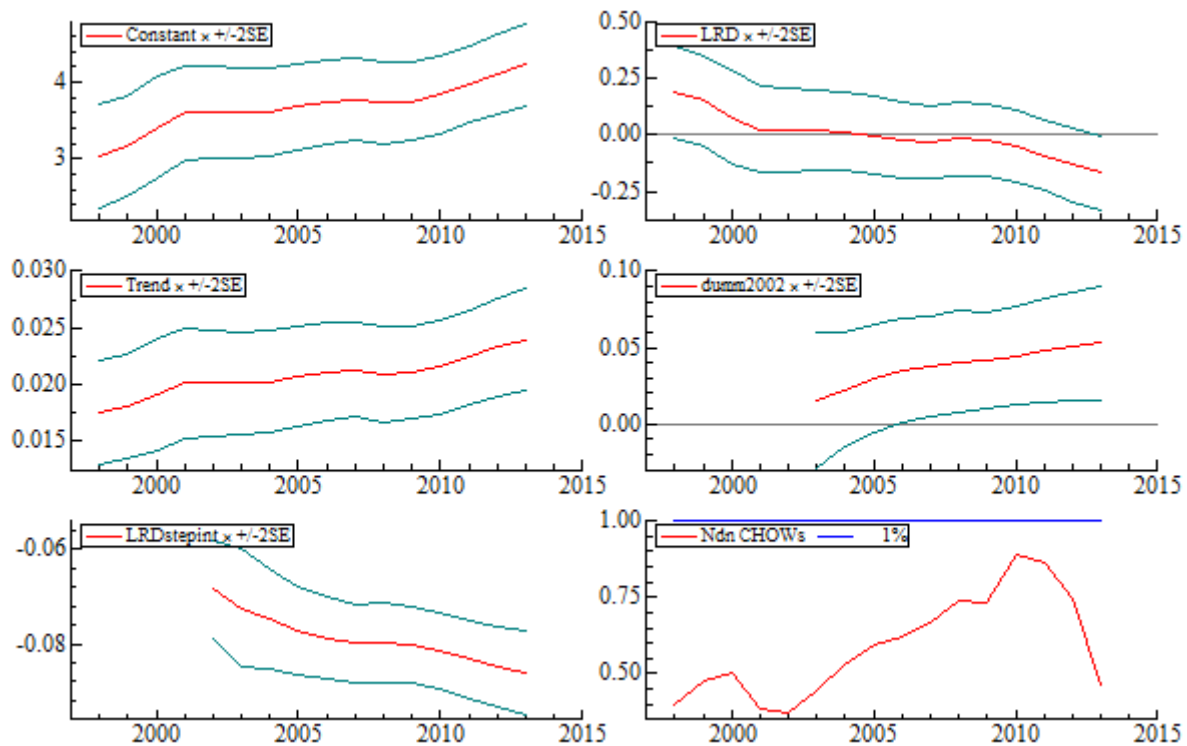
(2.84)

$$\sigma = 0.018, T = 1983 \text{ til } 2013 = 31$$

**Figur E.4. Føyning og skalerte residualer, modell 2.**



**Figur E.5. Rekursivt plott, modell 2.**



Augmented Dickey-Fuller-test:

$$\Delta \varepsilon_t = 0.001 - 0.760 \varepsilon_{t-1} + 0.339 \Delta \varepsilon_{t-1} + 0.285 \Delta \varepsilon_{t-2}$$

(0.33)    (-4.19)            (2.02)            (1.65)

$\sigma = 0.012$ ,  $T = 1984$  til  $2013 = 30$

$-3.60 > -4.19$ . Vi forkaster nullhypotesen om ikke-stasjonaritet og konkluderer med at den lineære kombinasjonen av nivåvariablene (LDU og LRD) utgjør en kointegrerende prosess, når man tar hensyn til at det skjer et brudd i sammenhengen fra og med 2002. Man kan dermed formulere en feiljusteringsmodell slik det er gjort i avsnitt 2.2, og konkludere med at denne er balansert.

### Kapitalligningen

$$\log(K_t/VA_t) = 5.252 - 0.022 \log(PK_t/PVA_t) + 0.010 \text{ trend} + 0.148 \text{ step2010}$$

(88.0)    (-2.15)            (5.18)            (10.3)

$$+ 0.128 \text{ step2002}$$

(7.59)

$\sigma = 0.0184$ ,  $T = 1991$  til  $2013 = 23$



Augmented Dickey-Fuller-test:

$$\Delta\varepsilon_t = -0.001 - 1.001 \varepsilon_{t-1} + 0.379 \Delta\varepsilon_{t-1}$$

(0.38)    (-4.00)            (1.86)

$$\sigma = 0.0150, T = 1993 \text{ til } 2013 = 21$$

-3.60 > -4.00. Forkaster nullhypotesen om ikke-stasjonaritet. Det er kointegrasjon.

### **Gebyrproduksjonsligningen**

$$\log(XZ_t) = 36.629 - 2.076 \log(RD300_t) + 0.091 \text{ trend}$$

(10.70)    (-7.79)                            (10.90)

$$\sigma = 0.0478, T = 1983 \text{ til } 2013 = 31$$

Dickey-Fuller-test:

$$\Delta\varepsilon_t = 0.00 - 0.710 \varepsilon_{t-1}$$

(0.01)    (-3.98)

$$\sigma = 0.0450, T = 1983 \text{ til } 2013 = 31$$

-3.00 > -3.98. Forkaster nullhypotesen om ikke-stasjonaritet. Det er kointegrasjon.

## F. Blokkstruktur

Antall ligninger: 58

Antall uavhengige blokker: 3

Antall simultane blokker: 1

Antall rekursive blokker: 2

Blokk 1: 14 rekursive ligninger

w90k(9)	rt422(41)	rt407(42)
rtk(43)	rytb040(44)	rrm040(55)
rrv040(48)	ru667(45)	ru668(46)
ru040(47)	pk(32)	fd90k(37)
yd90k(38)	xz90k(17)	

Blokk 2: 39 simultane ligninger (3 "feedback-variable")

vh90k(13)	lw90k(10)	yww90k(1)
ywtr90k(3)	ywtf90k(2)	ywt90k(4)
yw90k(5)	vdu90k(20)	pv90k(8)
bh90k(16)	pgn90k(7)	vgn90k(28)
y90k(24)	vx90k(26)	g90k(27)
vxz90k(14)	vg90k(29)	pg90k(30)
du90k(19)	h90k(15)	ph90k(21)
xts90k(6)	q90k(12)	rs040(52)
alfa(31)	va90k(33)	pva90k(34)
k90k(18)	jks90k(39)	vjks90k(35)
vjni040(36)	nfi040(53)	bg040(54)
rrb040(57)	rvb040(50)	fisim040(49)
m90k(11)	rd040(51)	x90k(25)

Blokk 3: 5 rekursive ligninger

pdu90k(22)	ptu90k(23)	nw90k(40)
rram040(56)	rut040(58)	

## G. Variabeldefinisjoner

x = eksogen, e = endogen

x	BF040 - Bruttofordring i komm.forvalt.
x	BFINNSKUDDMV040 – Bruttofordringer fratrukket aksjer mv. i komm. forvalt.
e	BG040 - Bruttogjeld i komm.forvalt.
x	BGX040 - Korreksjonsledd bruttogjeld i komm.forvalt.
e	BH90K - Hjemmeprisindeks for gebyrprodukter i komm. forvalt.
x	BHR90K - Restledd prisligninger for BH, komm. forvalt.
x	DEPRATE - Depresieringsrate i komm. forvalt.
e	DU90K - Driftsutgifter i komm. forvalt.
x	DUM19XX – Impulsdummy for 19XX
e	FD90K - Kapitalslit i komm. forvalt., faste priser
e	FISIM040 - Indirekte målte bank- og forsikringstjenester komm.forvalt.
e	G90K - Sum offentlig konsum for komm. forvalt.
x	GB - Grunnbeløpet i folketrygden
x	GN90K - Produktkjøp til husholdninger i komm. forvalt.
x	GR90K - Korreksjon i ligninger for offentlig konsum i komm. forvalt.
e	H90K - Sum produktinnsats i kommunene
x	HW90K - Faktisk arbeidstid per år for lønnstakere i komm. forvalt.
e	JKS90K - Bruttoinvestering i komm. forvalt., faste kjøperpriser
x	JKX90K – Korreksjonsledd for bruttoinvesteringer
e	K90K - Realkapitalbeholdning i komm. forvalt.
x	KPI - Konsumprisindeksen
e	LW90K – Utførte timeverk (1000) komm. forvalt.
x	LWR90K - Korreksjonsledd for LW90K
e	M90K - Annen produktinnsats i komm. forvalt.
x	NB - Samlet befolkningstetthet i 1000
x	NF300 - Nettoformue husholdningssektor
e	NFI040 - Nettofinansinvestering i komm.forvalt.
x	NKO040 - Nettoinntekt kapitaloverføring komm.forvalt.
x	NLGR040 - Nettoinnt. leie av grunn med videre, komm. forvalt.
x	NRG90K - Produktinnsatsaktivitet for forbruk av energi i komm. forvalt., faste priser
x	NSOS - Antall sosialhjelpsmottakere i 1000
e	NW90K - Lønnstakere i komm. forvalt. i 1000
e	PDU90K - Prisindeks driftsutgifter i komm. forvalt.
e	PG90K - Prisindeks komm. konsum
e	PGN90K - Prisindeks produktkjøp av husholdningssektor (del av off. konsum) komm. forvalt.
x	PGNR90K - Restledd for PGN90K
e	PH90K - Prisindeks sum produktinnsats i kommunene
x	PJKS90K - Prisindeks investering i komm. forvalt.
x	PM90K - Prisindeks annen produktinnsats utenom elektrisitet og olje i komm. forvalt.

e	PTU90K - Prisindeks driftsutgifter og investeringer i komm. forvalt.
e	PV90K - Variable enhetskostnader i kommunal forvaltning
e	Q90K - Bruttoprodukt i komm. forvalt., faste priser
x	RAB - Betalt aksjeutbytte inklusive reinvestert fortjeneste i alt (dvs. offentlig forvaltning totalt)
e	RAM040 - Mottatt aksjeutbytte inkl. reinvestert fortjeneste komm. forvalt
x	RATFIS - Rate for indirekte bank og forsikringstjenester
x	RATPFAG040 - Rate som bestemmer premie til kasser og fond, arbeidsgiver, komm. forvalt.
x	RATR667 - Utbetalt sosialhjelp per mottaker målt i grunnbeløp
x	RATR668 - Stønadsbeløp per innbygger målt i grunnbeløp for diverse stønader i komm. forvalt.
x	RATRAM040 - Andel av samlet aksjeutbytte som tilfaller kommuneforvaltningen
x	RATRT407 – Formueskattesats
x	RATRT422 - Inntektsskattesats
e	RD040 -Nettodisponibel inntekt i komm. forvalt.
x	RD300 - Nettodisponibel inntekt for husholdningssektor
x	RENBFINNSKUDDMV040 – Rentesats for bruttofordringer fratrukket aksjer mv. i komm. forvalt.
x	RENBG040 - Rentesats bruttogjeld i komm. forvalt.
e	RRAM040 - Sum mottatte renter og aksjeutbytte inkl. reinvestert fortjeneste komm. forvalt.
e	RRB040 - Betalte renter komm. forvalt.
e	RRM040 - Mottatte renter komm. forvalt.
x	RRMX040 – Korreksjonsledd for RRM040
e	RRV040 - Formuesinntekt komm. forvalt.
e	RS040 - Nettosparing for komm. forvalt.
x	RNOK – tremåneders pengemarkedsrente
x	RSTAT5 – fem-årige norske statsobligasjoner, effektiv rente
e	RT407 - Andre direkte skatter, forskuddsordningen, kommuner
e	RT422 - Inntektsskatt, forskuddsordningen, kommuner
x	RT452 - Formues- og inntektsskatter med videre, etterskuddsordningen, kommuner
e	RTK - Påløpt direkte skatt til kommuneforvaltningen
x	RTN - Påløpt direkte skatt for husholdningssektor
x	RTR407 - Korreksjonsledd for RT407
x	RTR422 - Korreksjonsledd for RT422
e	RU040 - Stønader til husholdninger i alt betalt av komm.forvalt.
e	RU667 - Utbetalt sosialhjelp
e	RU668 - Diverse stønader i komm. forvalt.
e	RUT040 - Totale utgifter i kommunal forvalt.
x	RV015040 - Overføringer fra statsforvaltningen til komm.forvalt.
x	RV040015 – Overføringer fra komm. forvalt. til statforvalt.
x	RV040040 - Overføringer internt i komm.forvalt.
x	RV999040 - Andre innenlandske overføringer til komm.forvalt.

e	RVB040 - Renteutgifter og overføringer i alt komm.forvalt.
x	RVORG040 – Overføringer til ideelle organisasjoner
e	RVPFAG040 - Premie til pensjonskasser og fond, arbeidsgiver, inntekt for komm.forvalt.
e	RYTB040 - Skatter og pensjonspremier medregnet bøter med videre, komm. forvalt.
x	TFF90K - Arbeidsgiveravgiftssats Folketrygden i komm. forvalt.
x	TFR90K - Arbeidsgiveravgiftssats i komm. forvalt.
e	VDU90K - Verdi av driftsutgifter i komm. forvalt.
e	VG90K - Verdi av offentlig konsum i komm. forvalt.
e	VGN90K - Verdi av produktkjøp av husholdningers del av offentlig konsum i komm. forvaltning
e	VH90K - Verdi av produktinnsats i alt i komm. forvalt.
e	VJKS90K - Verdi av bruttoinvest. i komm. forvalt.
x	VJNE040 - Nettokjøp av fast eiendom komm.forvalt.
e	VJNI040 - Nettoinvesteringer i komm.forvalt.
x	VNRG90K – Produktinnsatsaktivitet for forbruk av energi i komm. forvalt., løpende priser
e	VX90K- Verdi av produksjon i komm. forvalt.
x	VX95KB - Verdi av produksjon av bygg- og anleggsprodukter i komm. forvalt
e	VXZ90K - Verdi av produksjon av gebyrprodukter i komm. forvalt.
e	W90K - Timelønnsatts totale lønnskostnader for komm. forvalt.
x	WW90K - Timelønnsatts for utbetalt lønn for komm. forvalt.
e	X90K - Produksjon komm. forvalt.
x	X95KB - Produksjon av bygg- og anleggsprodukter i komm. forvalt.
e	XTS90K - Nettonæringsskatter i komm. forvalt. i faste priser
e	XZ90K - Gebyrproduksjon i komm. forvalt.
e	Y90K - Bruttoprodukt i komm. forvalt., løpende priser
e	YD90K - Kapitalslit i kommuneforvaltningen, løpende priser
x	YDR90K - Korreksjonsledd for YD90K
x	YE90K - Driftsresultat i komm. forvalt.
x	YEN230 - Utbytte på eierkapital. nettooverskudd i kommuneforetak
x	YTAK - Avgifter i alt til kommunene
x	YTS90K - Nettoproduksjonsskatter i komm. forvalt.
x	YTUK – Subsidier fra komm. forvalt.
e	YW90K - Lønnskostnader i komm. forvalt.
e	YWT90K - Arbeidsgiveravgifter komm. forvalt.
e	YWTF90K - Arbeidsgiveravgift til Folketrygden komm. forvalt.
e	YWTR90K - Pensjonspremier utenom Folketrygden komm. forvalt., faktiske og beregnede, komm. forvaltning
e	YWW90K - Utbetalt lønn i komm. forvalt.
x	Z90K - Timelønn i basisåret i komm. forvalt. justert for definisjonsmessig gitt vekst i arbeidskraftproduktivitet