

Torbjørn Eika og Terje Skjerpen

Hvitevarer 2005
Modell og prognose

Notater

Innhold

I. Innledning og konklusjon	2
II. Makroøkonomisk bakgrunn.....	3
III. Modellene i kortversjon	5
IV. Nærmere om prognosene	6
Referanser.....	12
Vedlegg: Modellene i mer detalj.....	13
De sist utgitte publikasjonene i serien Notater.....	17

I. Innledning og konklusjon¹

På oppdrag fra norske elektroleverandørers landsforening (NEL) har vi utarbeidet en prognose for husholdningenes etterspørsel etter to kategorier hvitevarer i 2004 og i 2005. I denne studien har vi brukt det samme metodiske opplegget som vi utarbeidet for NEL i 1998. Relasjonene er tallfestet med de mest oppdaterte nasjonalregnskapstallene². Ved hjelp av disse modellene utarbeides prognoser for etterspørselen etter hvitevarer basert på SSBs siste makroøkonomiske prognoser (Økonomiske analyser 4/2004) for den generelle økonomiske utviklingen, men med noen justeringer som omtales nærmere i avsnitt IV.

I avsnitt II tar vi for oss det makroøkonomiske bildet prognosene er gjort ut i fra. Avsnitt III viser de nyestimerte modellene i kortform, mens vi i et vedlegg går inn på modellene i mer detalj. I avsnitt IV ser vi nærmere på prognosene. Først tar vi for oss hovedkonklusjonene i denne studien:

De to varegruppene som er studert er:

a. **Store husholdningsmaskiner** (komfyrer, mikrobølgeovner, kjøleskap, fryser, oppvaskmaskiner, vaskemaskiner, tørketromler, tørkeskap, sentrifuger, kjøkkenventilatorer, griller, safer, symaskiner, strikkemaskiner, frittstående varmeovner o.l.)

b. **Andre husholdningsmaskiner** (støvsugere, saftpresse, frityrgrøter, iskremmaskiner, varmeplater, strykejern, vannkoker, varmeteppe, vifter, elektriske bokseåpnere, kaffekvern, brødrister, kaffetraktere, kjøkkenveker o.l.)

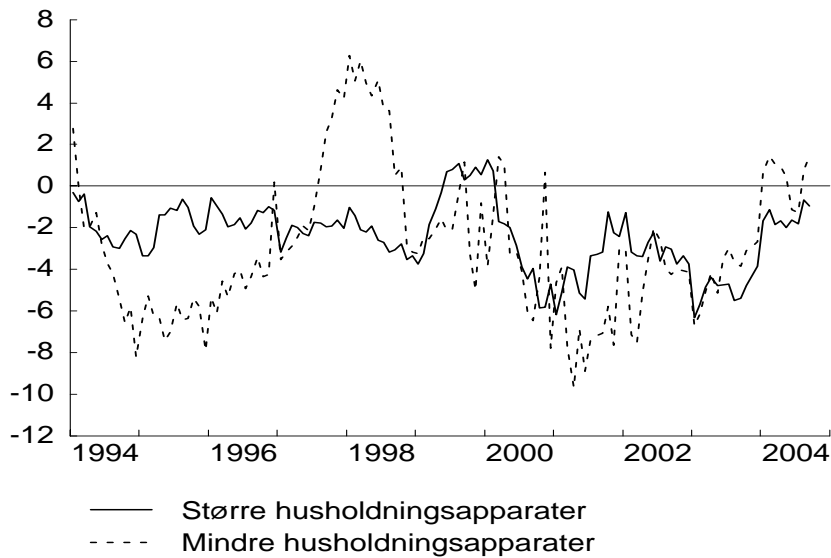
En moderat konjunkturoppgang i norsk økonomi gir god vekst i husholdningens inntekter samtidig som rentene forventes å holde seg lave. Dette er faktorer som trekker i retning av høy etterspørsel etter hvitevarer. Kronestyrkingen gjennom 2001 og 2002 bidro til en periode med en meget gunstig utvikling i de relative prisene til hvitevarer. Svekkelsen av kronekursen deretter kan gjenfinnes ved at denne tendensen er snudd. De relative priser for de store husholdningsmaskinene går langt mindre ned i 2004 enn i de fire foregående årene, mens de relative prisen for små husholdningsmaskiner faktisk nå går svakt opp. Lavere realinntektsvekst i 2005 enn i 2004 trekker i retning av en lavere vekst i etterspørselen etter hvitevarer i 2005, i forhold til i inneværende år. Utviklingen i relative priser og realrenta etter skatt trekker imidlertid begge svakt i motsatt retning.

¹ Forfatterne takker Laila Haakonsen for forskningsassistanse og Per Richard Johansen for gode kommentarer på tidligere utkast.

² Med noen justeringer som er nærmere omtalt i avsnitt III

Figur1.

Relative priser i forhold til KPI
Vekst fra samme periode året før i prosent



Kilde: Statistisk sentralbyrå.

Modellberegningene viser en moderat høy etterspørselsøkning etter store husholdningsmaskiner for inneværende år med 5,8 prosent. I 2005 øker også etterspørselen, men økningen er noe mindre; 4,5 prosent. Etterspørselen etter andre husholdningsmaskiner øker også i begge år, men noe mindre enn for de store. Veksten anslås til 4,9 prosent i 2004 og 3,0 prosent i 2005.

Tabell 1. Husholdningens etterspørsel etter hvitevarer. Prosentvis volumvekst fra året før

	Store husholdningsmaskiner	Andre husholdningsmaskiner
2004	5,8	4,9
2005	4,5	3,0

II. Makroøkonomisk bakgrunn

Etter flere år med svak utvikling i aktivitetsnivået, kom norsk økonomi inn i en konjunktorell oppgang våren 2003. I de fem siste kvartalene har BNP-veksten i Fastlands-Norge i gjennomsnitt vært 3,4 prosent regnet som årlig rate, noe som er klart over beregnet trendvekst.

Oppgangen i økonomien omfatter nå de fleste områder i økonomien. Oljeinvesteringene, finanspolitikken og den internasjonale konjunkturoppgangen har etter tur har gitt sine bidrag til omslaget, men pengepolitikken har utvilsomt gitt det sterkeste bidraget. Økt rente og rentedifferanse mot utlandet gjennom 2002 bidro til konjunkturedgangen, dels ved å dempe rentefølsom innenlandsk etterspørsel og dels ved at krona styrket seg kraftig. Etter at Norges Bank endret vurderingen av konjunktursituasjonen mot slutten av 2002, fikk vi 15 måneder med rentenedsettelse og en klar svekkelse av krona. 12. mars 2004 kom foliorenten ned på bare 1,75 prosent. Pengemarkedsrentene i Norge var i slutten av oktober 2004 fortsatt

rekordlave og lå også litt lavere enn i euroområdet. Valutakursen har det siste året svingt en del, men hele tiden ligget betydelig svakere enn i 2002. Som gjennomsnitt i årets tre første kvartaler har den importveide kroneverdien ligget vel 5 prosent lavere enn årgjennomsnittet for 2002.

Bakgrunnen for den lave renta er at høy produktivitetsvekst, moderat lønnsvekst, lav generell kapasitetsutnyttelse og direkte negative prisimpulser fra import har bidratt til en meget lav underliggende inflasjon i Norge. I september 2004 var 12-månedersveksten i konsumprisindeksen justert for avgifter og uten energi (KPI-JAE) 0,5 prosent, mens målsettingen til Norges Bank er 2,5 prosent. Økte avgifter og høyere energipriser enn for ett år siden, har bidratt til at veksten i KPI totalt var 1,1 prosentpoeng høyere.

Det ligger an til at mye av utviklingen vi har sett i det siste vil fortsette en stund fremover. Den rentedrevete veksten i etterspørselen fra husholdningene vil fremdeles være den viktigste drivkraften i utviklingen. Det ligger an til at oljeinvesteringene fortsetter å øke og at veksten i norske eksportmarkeder blir relativt høy også i 2005. Det antas imidlertid at en ny internasjonal konjunkturedgang setter inn mot slutten av neste år.

Tabell 2. Makroøkonomiske hovedstørrelser 2003-2005. Prosentvis endring fra året før der ikke annet framgår

	Regnskap	Prognose	
	2003	2004	2005
Konsum i husholdninger og ideelle organisasjoner	3,8	5,0	4,7
Konsum i offentlig forvaltning	1,4	3,1	1,7
Bruttoinvestering i fast realkapital	-3,7	8,4	4,7
Utvinning og rørtransport	15,8	12,2	6,8
Fastlands-Norge	-4,7	5,7	3,5
Bolig	-5,2	12,2	6,5
Eksport av tradisjonelle varer	2,6	3,1	4,8
Import	2,2	7,1	5,1
Bruttonasjonalprodukt	0,4	3,3	3,3
Fastlands-Norge	0,6	3,9	2,9
Sysselsatte personer	-0,6	0,3	0,7
Arbeidsledighetsrate (nivå)	4,5	4,3	4,0
Lønn per normalsårsverk	3,9	3,8	3,7
Konsumprisindeksen (KPI)	2,5	0,4	1,1 ¹
KPI justert for avgiftsendringer og uten energivarer (KPI-JAE)	1,1	0,2	1,3
Husholdningenes sparerate (nivå)	7,8	7,7	6,2
Pengemarkedsrente (nivå)	4,1	2,0	2,4
Importveid kronekurs ²	1,3	3,8	-0,1

Kilde: Økonomiske analyser 4/04, Statistisk sentralbyrå.

1) SSBs prognose la til grunn at avgiftene reelt sett ikke skulle endres. I forslaget til statsbudsjett for 2005 som ble lagt frem 6. oktober, foreslås en økning i momssatsene på 1 prosentpoeng i 2005. Virkningen på veksten i konsumprisindeksen i 2005 av dette og andre reelle avgiftsendringer anslås til vel 0,5 prosentpoeng.

2) Positivt fortegn innebærer at norske kroner blir mindre verdt.

Inflasjonsutsiktene høsten 2004 indikerer at situasjonen med svært lave renter kan fortsette en god stund til. En fortsatt konjunkturoppgang i euroområdet fram mot slutten av 2005 kan medføre at rentene der settes svakt opp gjennom første halvår neste år. SSBs prognoser er

basert på at norske renter i stor grad følger utviklingen i styringsrenta til Den europeiske sentralbanken. Som årsgjennomsnitt innebærer dette en norsk pengemarkedsrente på 2,0 prosent i år, som økes til noe under 2,5 prosent i de to neste årene. Valutakursen er da antatt å kunne holde seg om lag på nivået fra 3. kvartal 2004.

Husholdningenes realinntekter ventes å øke noe mindre i 2005 enn i 2004, men likevel om lag som gjennomsnittet i de siste 15 årene. Store skattemotiverte endringer i aksjeutbytte ser ut til å bidra til å trekke ned i 2003, opp i 2004 og ned i 2005, slik at den underliggende inntektsveksten trolig vil være mye jevnere. God inntektsvekst og lave renter leder trolig til en vedvarende kraftig forbruksvekst og en klar økning i boliginvesteringene i år og årene fremover.

SSB antar at sysselsettingen kommer til å øke med 0,3 prosent fra i fjor til i år. Sysselsettingsveksten ventes å ta seg ytterligere opp fremover. I takt med bedringen i arbeidsmarkedet, må en imidlertid vente at tilbudet av arbeidskraft vil øke, også utover det som skyldes utviklingen i befolkningens størrelse og sammensetning. Dermed vil nedgangen i ledighet trolig bli vesentlig mindre enn økningen i sysselsettingen.

Det vil ta tid før den moderate bedringen i arbeidsmarkedet slår ut i noe særlig økt lønnsvekst. Dagens svært lave prisstigning og utsikter til fortsatt lav inflasjon trass i visse prisimpulser fra økt moms, virker også modererende på lønnsutviklingen. Sterk vekst innen noen sektorer kan imidlertid tenkes å føre til en økning i bruk av overtid, og dermed høyere lønnsvekst. Reallønnsveksten anslås til om lag 2,5 prosent i 2005, mot nær 3,5 prosent i år.

De ekstremt høye elektrisitetsprisene vinteren 2003 bidro til sterk prisnedgang denne vinteren, målt fra samme måned året før. Som årsgjennomsnitt vil KPI-veksten i år derfor bli veldig lav. Etter hvert vil litt høyere lønnsvekst, redusert produktivitetsvekst, høyere kapasitetsutnyttelse og litt høyere renter, bidra til at den underliggende inflasjonen tar seg noe opp. Hvis moms-satsene blir vedtatt økt med 1 prosentpoeng, vil veksten i KPI trolig komme til å ligge noe høyere enn den underliggende inflasjonen til neste år - og ikke under slik tabell 2 med SSBs prognoser viser.

III. Modellene i kortversjon

I modellene bestemmes husholdningenes etterspørsel etter de to konsumgruppene av deres realinntekter og relative priser (forholdet mellom prisen på disse produktene og prisindeksen for samlet konsum i nasjonalregnskapet). For de store husholdningsmaskinene inngår også realrente etter skatt som en forklaringsfaktor.

Den oppdaterte modellen for etterspørselen etter de store husholdningsmaskinene kan forenkles til

$$\log(\text{etterspørsel}) = -14,577 + 1,741 \cdot \log(\text{realinnt.}) - 0,854 \cdot \log(\text{rel.pr.}) - 1,94 \cdot \text{realrente} - 0,026 \cdot \text{tid}$$

hvor alle variable gjelder for samme år. For andre husholdningsmaskiner har vi følgende modell:

$$\log(\text{etterspørsel}) = -8,094 + 1,079 \cdot \log(\text{realinnt.}) - 0,837 \cdot \log(\text{rel.pr.})$$

Relasjonen er tallfestet på data som i utgangspunktet er hentet fra nasjonalregnskapet (NR). Konsumet av andre husholdningsmaskiner for 1999 - 2001, er imidlertid justert i forhold til det offisielle pga. en lite troverdig utvikling fra 1998 til 1999. 1999-veksten er bestemt skjønsmessig og veksttaket i de justerte tallene er deretter identisk med de offisielle vekstratene i NR. De relative prisene er definert som prisindeksen på den aktuelle varegruppen, sett i forhold til prisindeksen for samlet konsum i husholdningene. Basisåret er 2001, slik at de relative prisene er lik 1 i 2001. Realrenta etter skatt er regnet i prosent pa. Tid er en variabel som er 1 i 1978 og som øker med 1 i hvert av de etterfølgende årene. Tidsvariabelen med en negativ koeffisient innebærer at det isolert sett er en negativ trend i denne etterspørselen, men med en positiv trendmessig realinntektsvekst - er det samlet sett likevel en underliggende positiv trendmessig vekst for denne konsumkategorien.

Vi har benyttet oss av et avansert statistisk verktøy i estimeringen og i beregningen av prognosene. Disse relasjonen er litt forskjellig fra det som ligger inne i vårt opplegg, men med utgangspunkt i disse likningene kan en generere prognoser uten å bruke dette verktøyet.

Drøfting av estimeringsresultatene

Realinntekten brukes som forklaringsvariabel for begge konsumkategoriene. Effekten av en økning i realinntekten er imidlertid betydelig større for Store husholdningsmaskiner enn for Andre husholdningsmaskiner, hhv. 1,7 og 1,1. Den direkte prisseffekten er omtrent -0,85 for begge de to konsumkategoriene. For Andre husholdningsmaskiner er det ingen realrenteeffekt, mens en partiell økning i realrenten med ett prosentpoeng fører til at kjøpene av Store husholdningsmaskiner går tilbake med nesten 2 prosentpoeng. For store husholdningsmaskiner er det også en betydelig negativ trend på 2,6 prosent pr. år. Det fremgår av vedleggstabellene v.1 og v.2 at det er betydelig usikkerhet i parameterestimaterne og at denne usikkerheten er større for Store husholdningsmaskiner enn for Andre husholdningsmaskiner. Estimater av usikkerheten på parameterene må også ses i lys av at det trolig er mest hensiktsmessig å betrakte noen av høyresidevariablene som ikke-stasjonære variable. Vedleggstabellene v.1 og v.2 viser også at prognoseusikkerheten er betydelig og at den øker med prognosehorisonten. Dette henger sammen med at usikkerheten i samband med prediksjon av den latente komponenten øker med horisonten. Figur 3 og figur 4 i neste avsnitt gir de historiske tidsseriene sammen med prognosen og den estimerte usikkerheten beheftet med denne for hhv. konsumkategori 1 og 2. Usikkerheten illustreres ved intervallet avgrenset av de ytterste linjene i figurene. Usikkerhetsbåndets bredde er $2 \cdot \text{RMSE}^3$ og det kan gis en tolkning som at de endelige observasjonene vil komme innenfor med en sannsynlighet på 68 prosent.

IV. Nærmere om prognosene

Nasjonalregnskapsdata på det aktuelle detaljnivå finnes ikke for årene etter 2001. Med utgangspunkt i nasjonalregnskapets tall for husholdningenes inntekter, prisstigningstall fra konsumprisindeksen for henholdsvis gruppen "*komfyrer, varmeovner, kjøleskap og andre større husholdningsapparater*" og gruppen "*mindre elektriske husholdningsmaskiner*" (som må antas å ligge tett opp til de to konsumgruppene i NR som vi studerer) og SSBs tall for realrente etter skatt, er etterspørselen for årene 2002 og 2003 beregnet.

³ For RMSE jf. siste tallkolonne i vedleggstabellene v.1 og v.2.

For 2004 og 2005 er etterspørselen beregnet med utgangspunkt i SSBs prognose fra september i år, men vi har gjort en del justeringer som omtales nærmere nedenfor.

Tabell 3. Forutsetninger bak modellberegningene - store husholdningsmaskiner. Prosentvis vekst fra foregående år

	Disponibel realinntekt ¹	Relativ pris	Realrente etter skatt (nivå i %-poeng)
2002	3,9	-3,1	4,3
2003	3,1	-4,9	1,7
2004	5,3	-1,3	2,7
2005	2,8	-1,6	2,2

¹ Justert for svingningene i aksjeutbytte i henhold til beskrivelsen nederst i dette avsnittet.

Tabell 4. Forutsetninger bak modellberegningene - andre husholdningsmaskiner. Prosentvis vekst fra foregående år

	Disponibel realinntekt ¹	Relativ pris
2002	3,9	-5,0
2003	3,1	-5,4
2004	5,3	1,0
2005	2,8	0,0

¹ Justert for svingningene i aksjeutbytte i henhold til beskrivelsen nederst i dette avsnittet.

Veksten i disponibel realinntekt ligger an til å bli spesielt høy i 2004. Konjunktorene har snudd, sysselsettingen øker og rentene er markert lavere enn i fjor. I tillegg blir prisveksten spesielt lav i år, blant annet på grunn av de ekstremt høye elektrisitetsprisene i begynnelsen av 2003 som ikke ble gjentatt i år. Sysselsettingsveksten vil bli større i 2005 enn i år, men reallønnsveksten vil bli betydelig lavere, den generelle prisveksten høyere og en vil kunne få en viss økning i det nominelle rentenivået. Dermed blir veksten i disponibel realinntekt trolig klart høyere i 2004 enn i 2003 og 2005. Dette trekker isolert sett i retning av høyere vekst i etterspørselen etter hvitevare i 2004, enn i året før og året etter.

Rentene, eller rettere sagt realrentenivået etter skatt har, som tidligere påpekt, en selvstendig betydning for etterspørselen etter store husholdningsapparater. De var svært lave i 2003, og klart lavere enn året før. Deretter kommer de til å øke noe i 2004, før de er antatt å gå litt ned i 2005. Denne renteutviklingen trekker isolert sett i retning av klart lavere vekst i etterspørselen etter store husholdningsapparater i 2004, i forhold til 2003, og noe høyere etterspørselsvekst i 2005.

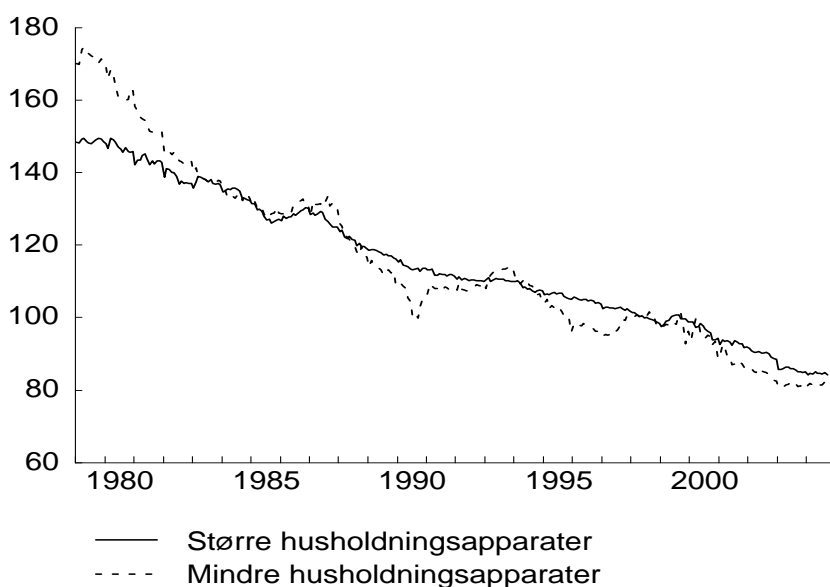
Prognosene er basert på at prisene på store husholdningsapparater fortsatt vokser mindre enn den generelle prisveksten, men forskjellen antas å bli betydelig mindre i 2004 enn i 2003. I 2005 antar vi at denne relative prisen faller litt mer enn i år. Når det gjelder andre husholdningsmaskiner ligger det an til at disse prisene i år faktisk vil øke - og det mer enn KPI. Mens veksten i den relative prisen i 2003 var -5,4 prosent ifølge KPI, ligger det an til at den blir om lag 1,0 i år. I modellen vil dette trekke kraftig i retning av lavere etterspørsel i 2004 enn i 2003.

Utviklingen i relative priser fra 2003 til 2004 kan delvis forklares av at utviklingen i elektrisitetsprisene bidro til å trekke den generelle prisveksten kraftig opp i 2003 og ned i 2004. Vel så viktig har imidlertid trolig valutakursbevegelsene vært; prisen på hvitevarer er trolig langt mer følsomme for valutakursendringer enn KPI totalt. Svekkelsen av norske kroner startet alt i 2003, men bidro pga. tidsforsinkelser neppe til noe særlig høyere hvitevarepriser før i år.

Den underliggende prisveksten på slike varer på verdensmarkedet er trolig lavere enn den underliggende generelle prisveksten i Norge, noe man kan se indikasjoner på i figur 4. Den relative prisen har nærmest sammenhengende svekket seg gjennom de siste 25 årene. I denne perioden har den generelle prisveksten i Norge vært over 4 ganger høyere enn prisøkningen for små husholdningsapparater og nesten 3 ganger høyere enn prisøkningen for store husholdningsapparater⁴. Denne utviklingen kan imidlertid sikkert også i betydelig grad føres tilbake til effektivisering av distribusjons- og salgsapparatet i Norge.

Figur 2.

Relative priser i forhold til KPI
Indeks, 1998 = 100



Kilde: Statistisk sentralbyrå.

Når det gjelder utviklingen i relative priser fra 2004 til 2005, er prognoseberegningene basert på en svak bedring i utviklingen⁵ i forhold til året før. Nedgangen i de relative prisene er imidlertid ventet å bli mye mindre, altså en svakere bedring i relative priser, enn gjennomsnittet for de siste 25 årene. Med utgangspunkt i våre modeller trekker utviklingen i relative priser isolert sett i retning av at veksten i etterspørselen etter hvitevarer reduseres kraftig fra 2003 til 2004, mens prisutviklingen trekker i retning av en liten økning fra 2004 til 2005.

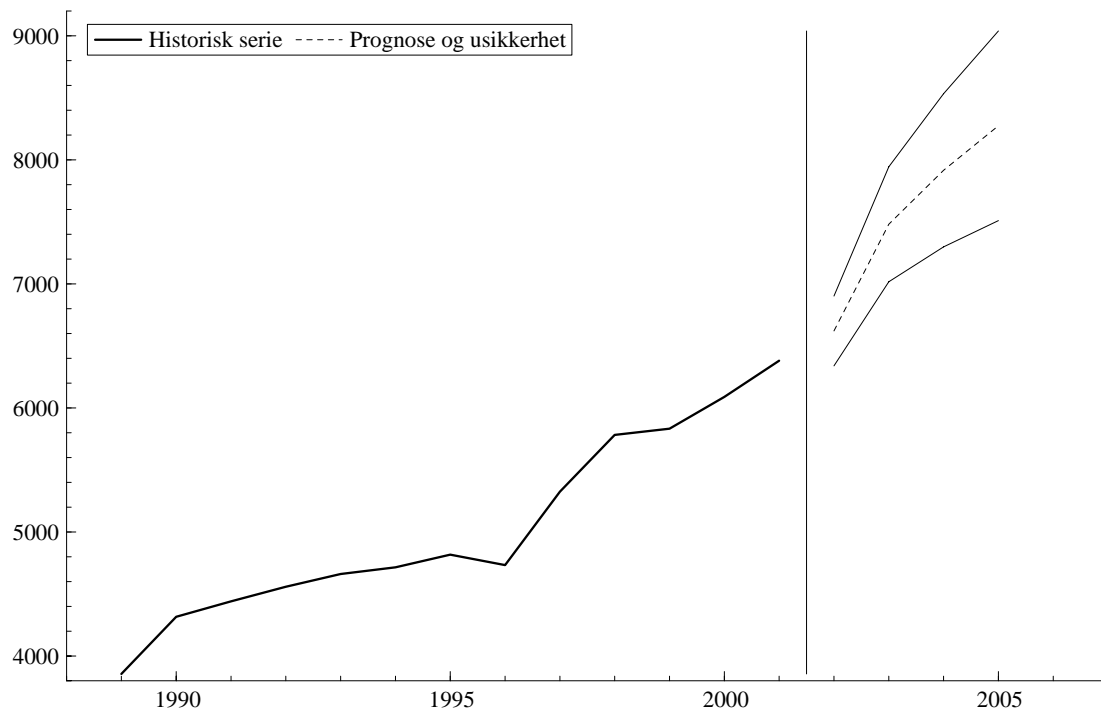
⁴ Denne prisstatistikken er tatt fra Konsumprisindeksen og er dermed ikke identiske med prismaterialet som er brukt til å estimere relasjonene.

⁵ Bedring i den forstand at veksten i forholdet mellom hvitevareprisene og den generelle prisindeksen, øker mindre eller reduseres mer enn året før.

**Tabell 5. MODELLRESULTATER: Husholdningens etterspørsel etter hvitevarer.
Prosentvis volumvekst fra året før**

	Store husholdnings- maskiner	Andre husholdnings- maskiner
2002	3,8	8,9
2003	13,0	8,3
2004	5,8	4,9
2005	4,5	3,0

Figur 3. Historisk tidsserie og prognose med usikkerhet for Store husholdningsmaskiner



Figur 4. Historisk tidsserie og prognose med usikkerhet for Andre husholdningsmaskiner



Prognoseusikkerheten til modellene er betydelige. Usikkerheten ligger både i resultatene for hvordan husholdningens realinntekt, relative priser og realrenter påvirker etterspørselen etter de to kategoriene med hvitevarer og hvordan disse forklaringsvariablene faktisk kommer til å utvikle seg. Som tidligere nevnt illustreres usikkerheten knyttet til tallfestingen av hvitevaremodellen med intervallene i figur 3 og 4.

Ettersom de tidligere omtalte modellene bestemmer etterspørselen etter hvitevarene på nivåform vil vekstanslagene være like følsomme overfor anslagene for året før som prognoseåret. Vekstanslaget for 2004 vil også avhenge av nivåanslaget for 2003, og vekstanslaget for 2005 vil være meget følsomme overfor justeringer av anslagene for 2004. Som tidligere nevnt er etterspørselsveksten også i 2002 og 2003 modellberegnete størrelser. NELs bransjestatistikk gir et veldig likt bilde med modellberegningen over vekstanslaget for store husholdningsapparater i 2002. Den veldig økningen i veksten i 2003 er imidlertid ikke å spore i bransjestatistikken, som derimot antyder en klart høyere vekst i 2004, enn det modellen gir. En nærliggende tolkning av dette er at modellen undervurderer tiden det tar før endringer i inntekt, rente og relative priser slår fullt ut i etterspørselen. Ettersom NELs bransjestatistikk antyder at modellen bommer langt mer på oversiden i 2003 enn på undersiden i 2004, er det nærliggende å slutte at også modellens vekstanslag for 2005-tallene kan komme til å undervurdere utviklingen noe. En kvalitativ vurdering av modellprognosen i lys av bransjetallene kan være at etterspørselsveksten i 2004 og 2005 kan bli forholdsvis lik, men noe høyere enn det modellberegningene viser for 2005.

Statistikken viser at boliginvesteringene i Norge er i kraftig vekst og SSBs prognoser innebærer en fortsatt økning i boliginvesteringene i året som kommer. Samtidig er det en forholdsvis høy omsetning av boliger, det er altså mange som flytter. Det er nærliggende å tro

at en spesielt ved innflytting i nybygd bolig, kjøper en del store husholdningsmaskiner, men en kan godt tenke seg at dette også gjelder når en flytter inn i en brukt bolig. En slik mekanisme er ikke innebygd i vår modell, og er et ad hoc argument i retning av noe høyere vekst i kjøpene av store husholdningsmaskiner i 2005 enn det modellen sier.

Når det gjelder de små husholdningsmaskinene er forholdet det at modellberegningen viser langt høyere etterspørselsvekst i 2002 og 2003 enn det bransjestatistikken indikerer, mens veksten i 2004 er beregnet å være forholdsvis lik. Om en ut i fra dette skulle korrigere prognosen for 2005 noe, er det igjen det mest nærliggende å tolke det som at modellen mangler en tidsforsinkelsesmekanisme og at etterspørselsveksten dermed kan tenkes å bli noe høyere enn det modellberegningen viser. Ved vurderingen av bransjestatistikken må en være klar over at dette er en summering av omsatte produkter og ingen vektning etter kvalitet/pris. Nasjonalregnskapstallene har derimot en slik vektning. I tillegg vil bransjestatistikken gjelde all omsetning og ikke bare husholdningens kjøp.

Usikkerheten i makroøkonomiske prognoser må alltid betraktes som forholdsvis stor. Vi vil imidlertid vurdere usikkerheten knyttet til hovedtrekkene i den makroøkonomiske utviklingen fra nå og ut 2005 som moderat.

I forhold til utviklingen i etterspørselen etter hvitevarer, er valutakurs, innenlandsk inflasjon, husholdningenes inntekter og i noen grad rentenivået, nøkkelfaktorer. Det synes overveiende sannsynlig at inntektsveksten både reelt og nominelt kommer til å falle klart fra i år til neste år. At inflasjonen, målt med konsumprisindeksen kommer til å bli høyere neste år enn i år virker også meget sannsynlig. Når det gjelder rentenivået, virker det også meget sannsynlig at det nominelt sett som årsgjennomsnitt vil økes litt fra i år til neste år, men kvalitativt sett være forholdsvis likt. Kronekursen er det vanskeligere å si noe om, men på bakgrunn av Norges Banks nyere erfaringer og endrede holdning vurderer vi faren for veldig store svingninger som forholdsvis liten. Det er også slik at det vil ta litt tid før en eventuell sterk endring i valutakursen vil slå mye ut på de relevante prisene, noe som bidrar til å redusere denne usikkerhetsfaktoren hva gjelder virkningen på hvitevareetterspørselen.

I prognoseberegningene har vi som tidligere omtalt tatt utgangspunkt i SSBs konjunkturrapport fra september 2004. Vi har imidlertid gjort endringer i flere størrelser. Den viktigste endring, som også gjelder de historiske tallene for 2002 og 2003 gjelder husholdningenes disponible realinntekt. For det første benyttet vi konsumprisindeksen (KPI) som deflator og ikke NRs deflator for husholdningenes konsum som brukes i tallene publisert av SSB. Viktigere er det imidlertid at vi har justerte inntektene for de store svingningene i utbyttebetalinger i de fem siste årene. Det er to grunner til å gjøre denne korreksjonen:

For det første er det generelt grunn til å tro at slike utbyttebetalinger påvirker forbruket på en systematisk annen måte enn annen inntekt mottatt av husholdningene. Det meste av kapitalinntektene mottas av ekstreme høyinntektsgrupper som neppe regulerer forbruket av hvitevarer i særlig grad i takt med inntektene. I 2002 mottok den ene prosenten av de yrkestilknyttede med de høyeste inntektene etter skatt, 81 prosent av de samlede utbytteutbetalinger til denne gruppa. De 99 prosentene av de yrkestilknyttede med lavere inntekt mottok med andre ord *til sammen* 19 prosent til fordeling⁶.

⁶ Fordelingstallene er utledet av tabell 2. i rapporten til Det tekniske beregningsutvalget for inntektsoppgjørene (2004).

For det andre har de store fluktuasjoner i disse utbyttebetalingene vært en følge av tilpasning til endrede skatteregler (forhåndsannonsert innføringer og avskaffing av skatt på utbytte). Dermed får man store fluktuasjoner som ikke er en konsekvens av vanlige konjunkturbevegelser (som i så fall kunne blitt fanget opp i den statistiske undersøkelsen, slik at den første innvendingen ikke trengte bli så alvorlig).

Vi har gjort en skjønnsmessig glatting av utbyttebetalingene i 2000-2004, slik at de samlede utbyttebetalingene blir uforandret samtidig med at utviklingen i utbyttebetalingene i en viss grad følger utviklingen i bedriftenes lønnsomhet.

Videre har vi justert SSBs prognoser for den anslåtte direkte priseffekten av hevingen av momssatsene på 1 prosentpoeng som regjeringen foreslo i Statsbudsjettet for 2005. Dette trekker opp prisveksten, reduserer den reelle inntektsveksten og realrentene og bidrar også svakt til å endre relative priser i disfavør av hvitevarene (alle husholdningskjøp av hvitevarer er momsplichtige, mens enkelte andre varer og tjenester er unntatt).

Når det gjelder rentesatsene anvendt i beregningen av realrenta i denne analysen, benytter vi litt annerledes rentesatser enn det som publiseres i SSBs konjunkturrapport. Dette bidrar også til at tallene blir litt forskjellige.

Referanser

de Jong, P. og S. Chu-Chun-Lin (1994): Fast likelihood-evaluation and prediction for non-stationary state space models, *Biometrika*, 81, 133-142.

Harvey, A.C. (1989): *Forecasting, structural time series models and the Kalman filter*. Cambridge: Cambridge University Press.

Dempster, A.P., Laird, N.M. og D.B. Rubin (1977): Maximum likelihood from incomplete data via the EM algorithm. *Journal of the Royal Statistical Society, Series B*, 39, 1-38.

Det tekniske beregningsutvalget for inntektsoppgjørene (2004): *Etter inntekstoppgjørene 2004*. NOU 2004:14

Koopman, S.J., Harvey A.C., Doornik, J. og N. Shephard (1995): *Structural Time Series Analyser, Modeller and Predictor*. London: Timberlake Consultants Ltd.

Vedlegg: Modellene i mer detalj

Vi betrakter følgende modell der i angir konsumvare og t angir tidspunkt

$$(1) y_{i,t} = \sum_{j=1}^m \gamma_{ij} x_{j,t} + \mu_{i,t} + \varepsilon_{i,t}; i = 1, 2 \text{ og } t = 1, \dots, T.$$

I (1) angir $y_{i,t}$ logaritmen av konsumet av kategori i i år t , $x_{1,t}, \dots, x_{m,t}$ angir ulike observerbare variable som er av relevans for å forklare utviklingen i logaritmen til konsumet for kategori i og $\gamma_{i,1}, \dots, \gamma_{i,m}$ representerer faste helningskoeffisienter. Ligning (1) inneholder også en stokastisk trend med drift (β_i), dvs.

$$(2) \mu_{i,t} = \mu_{i,t-1} + \beta_i + \eta_{i,t}.$$

De to restleddskomponentene $\varepsilon_{i,t}$ og $\eta_{i,t}$ antas å være stokastisk uavhengige av de observerbare høyresidevariablene i (1) og i tillegg forutsettes

$$(3) \begin{bmatrix} \varepsilon_{i,t} \\ \eta_{i,t} \end{bmatrix} \sim \text{NIID} \left(\begin{bmatrix} 0 \\ 0 \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} \sigma_{\varepsilon\varepsilon,i}^2 & 0 \\ 0 & \sigma_{\eta\eta,i}^2 \end{bmatrix} \right).$$

Modellen over kan estimeres ved hjelp av softwareprogrammet STAMP 6.3 [jf. Koopman mfl. (1995)]. Dette programmet har estimeringsrutiner for strukturelle tidsseriemodeller [jf. Harvey (1989)]. Under estimeringen av modellens hyperparametre (dvs. $\sigma_{\varepsilon\varepsilon,i}^2$ og $\sigma_{\eta\eta,i}^2$) og regresjons-koeffisienter utnytter en at modellen kan skrives som en tilstandsmodell og en variant av EM-algoritmen [jf. Dempster mfl. (1977)] brukes for å finne de parameterverdiene som maksimerer logaritmen til sannsynlighetstettheten for $y_{i,1}, y_{i,2}, \dots, y_{i,T}$. Ved EM-algoritmen brukes prediksjonsfiltre og glattingsfiltre ekstensivt (Kalmanfilterrutiner). Siden modellen beskrevet ved (1)-(3) har diffuse initialbetingelser maksimeres den diffuse sannsynlighetstettheten og en bruker såkalte diffuse filtre for å sikre at initialbetingelsen blir ivaretatt på en korrekt måte. For omtale av estimering av modeller med diffuse initialbetingelser se de Jong and Chu-Chun-Lin (1994).

Modellen gitt ved (1)-(3) kan også skrives på følgende ekvivalente måte der vi nå ved siden av (3) har

$$(4) y_{i,t} = \sum_{j=1}^m \gamma_{ij} x_{j,t} + \beta_i t + \xi_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \text{ og}$$

$$(5) \xi_{i,t} = \xi_{i,t-1} + \eta_{i,t}.$$

Dette innebærer at den deterministiske trenden nå er trukket inn som en ordinær regressor og at en i stedet opererer med en tilfeldig gang uten drift. La $\hat{\xi}_{i,t|T}$ betegne estimatet av den latente variabelen $\xi_{i,t}$ når en bruker informasjon fra periode 1 til periode T . Når $t \leq T$ betegnes $\hat{\xi}_{i,t|T}$ det glattede estimatet av $\xi_{i,t}$, mens når $t > T$ står en overfor en prediksjon av den latente komponenten. Siden den latente komponenten følger en tilfeldig gang vil en ha at $\hat{\xi}_{i,t+1|T} = \hat{\xi}_{i,t|T}$ når $j > 1$. Prediksjonene for $y_{i,t}$ vil da være gitt ved

$$(6) \hat{y}_{i,T+j} = \sum_{j=1}^m \hat{\gamma}_{ij} x_{ij,T+j} + \hat{\beta}_i (T+j) + \hat{\xi}_{i,T+j}$$

I prognosesammenheng vil imidlertid fokus være rettet mot å lage en prognose for $Y_{i,T+j} = \exp(y_{i,T+j})$ i stedet for $y_{i,T+j}$. Den enkleste varianten her er å lage prediksjonen ved $\hat{Y}_{i,T+j} = \exp(\hat{y}_{i,T+j})$. En mer optimal variant innebærer at en gjør en korreksjon tilsvarende den en gjør når en beregner forventningen av en log-normal fordelt variabel, jf. [jf. Koopman mfl. (1995), s. 185].

Etterspørselen etter store husholdningsmaskiner

Store husholdningsapparater er kategori nummer 1. Ved siden av trenden har en her etter noe modellforenkling initialt endt opp med tre x-variable; x_{11} ='logaritmen til realinntekten', x_{12} ='logaritmen til prisindeksen på konsumkategori 1 delt på konsumprisindeksen' og x_{13} ='realrenten etter skatt'⁷. Estimatet av variansen på det ordinære restleddet er nesten null. Tabell v.1 gir utvalgte resultater i samband med konsumkategori 1, mens figur v.1 gir det glattede estimatet av $\mu_{1,t}$.

Tabell v.1. Ulike resultater i forbindelse med Store husholdningsmaskiner^a

Parameter	Estimat	RMSE ^b
γ_{11}	1,741	0,57
γ_{12}	-0,854	0,51
γ_{13}	-1,937	0,93
β_1	-0,026	0,02
$\sigma_{\varepsilon,\varepsilon,1}^2$	5,0314e-006	
$\sigma_{\eta,\eta,1}^2$	0,0017	
Latent komponent		
$\xi_{i,T+j} (j \geq 1)$	-14.577 ^c	7,62
Predikert konsum ^d		
År:		
2002	6620,9	281,57
2003	7481,2	463,51
2004	7916,0	617,23
2005	8275,0	764,35

^a Estimeringsperioden er 1978 til 2001.

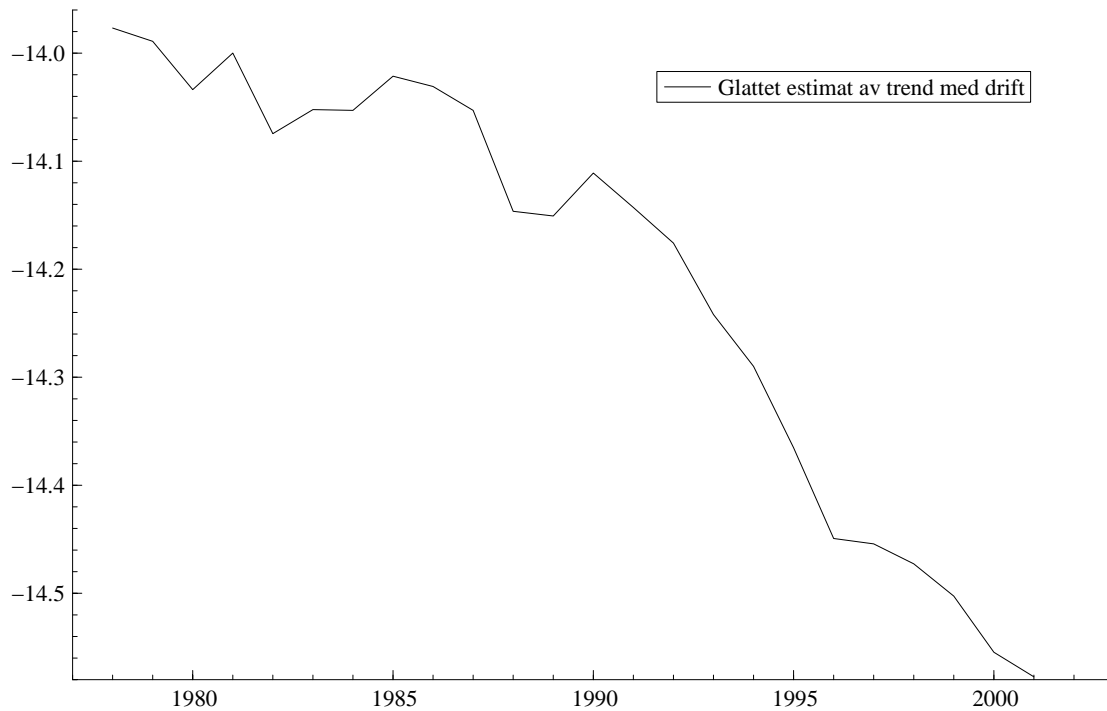
^b RMSE ("Root means square error") spiller her den same rollen som standardavvik i vanlige regresjonsmodeller.

^c Dette er $\hat{\xi}_{i,T+j}$.

^d Uten hensynstagen til skjevhetsskorrigering.

⁷ Mer presist representerer denne variabelen produktet av realrenten etter skatt og en dummyvariabel som er 0 i perioden med kreditttrasjonering og 1 etter at en fritt kan tilpasse seg på kredittmarkedet. Således vil denne variabelen anta verdien 0 i den første delen av sampelet.

Figur v.1. Det glattede estimatet av $\mu_{1,t}$ for Store husholdningsmaskiner



Etterspørselen etter Andre husholdningsmaskiner

Andre husholdningsapparater er kategori nummer 2. For denne konsumkategorien ble effekten av den deterministiske trenden, dvs. β_2 , satt til null. I tillegg fant en ikke her at realrenten inngikk signifikant. Som forklaringsvariable bruker en her x_{21} ='logaritmen til realinntekten' og x_{12} ='logaritmen til prisindeksen på konsumkategori 2 delt på konsumprisindeksen'. Variansen på det ordinære restleddet, dvs. $\sigma_{\varepsilon,2}^2$ ble estimert til null, slik at en har en degenerert modell, hvilket ikke er uvanlig i strukturelle tidsseriemodeller. Tabell v.2 gir utvalgte resultater i samband med konsumkategori 2, mens figur v.2 gir det glattede estimatet av $\xi_{2,t}$.

Tabell v.2. Ulike resultater i forbindelse med Andre husholdningsmaskiner^a

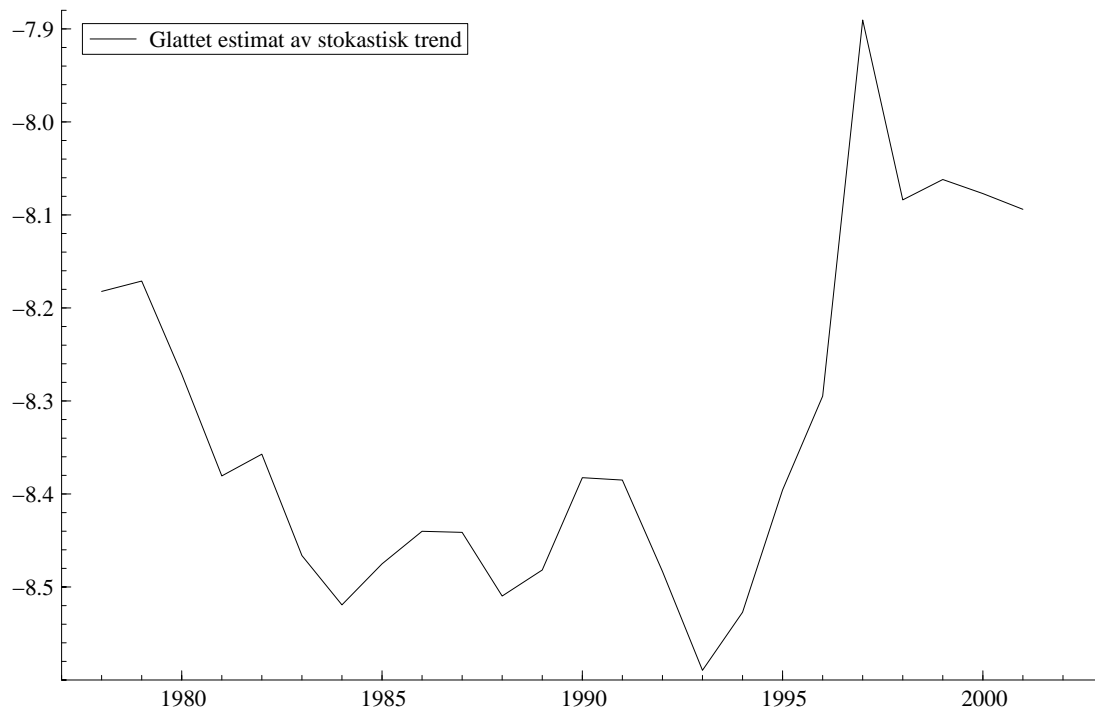
Parameter	Estimat	RMSE ^b
γ_{21}	1,079	1,07
γ_{22}	-0,837	1,02
$\sigma_{\eta,2}^2$	0,015	
Latent komponent $\xi_{2,T+j} \ (j \geq 1)$	-8,094 ^b	14,435
Predikert konsum ^c År:		
2002	660,1	85,3
2003	715,1	134,1
2004	750,1	175,7
2005	772,6	212,5

^a Estimeringsperioden er 1978 til 2001.

^b Dette er $\hat{\xi}_{2,T}$.

^c Uten hensynstagen til skjevhetkorrigering.

Figur v.2. Det glattede estimatet av $\xi_{2,t}$ for Andre husholdningsmaskiner



De sist utgitte publikasjonene i serien Notater

- 2004/54 T.M. Normann: Samordnet levekårsundersøkelse 2001 - panelundersøkelsen. Dokumentasjonsrapport. 54s.
- 2004/55 T.M. Normann: Samordnet levekårsundersøkelse 2002 - panelundersøkelsen. Dokumentasjonsrapport. 89s.
- 2004/56 T. Guldbrandsen og A. Holmøy: Omnibusundersøkelsen april/mai 2004. Dokumentasjonsrapport. 54s.
- 2004/57 Ø. Brekke: Praktisk guide for teknisk utstyr og dataprogrammer i brukertester. 33s.
- 2004/58 K. Henriksen: Ny metode for prismåling av personbiler i konsumprisindeksen. 24s.
- 2004/59 A.S. Abrahamsen, J. Heldal, og D. Rafat: UT- Undersøkelsene i 2004 for ikke-finansielle foretak. Utvalgsplaner og utvalg til kvartals og årsundersøkelsene. 48s.
- 2004/60 Ø. Bolsgård og L.-C. Zhang: Prisindeks for engoshandel . 35s.
- 2004/61 T. Guldbrandsen og B.O. Lagerstrøm: Undersøkelse om arbeids- og boligforhold. Dokumentasjonsrapport. 27s.
- 2004/62 G. Dahl: Trygd blant innvandrere 1992-2000. 79s.
- 2004/63 A. H. Sætre og N .Buskoven: Lokalvalgundersøkelsen 2003. Dokumentasjonsrapport. 79s.
- 2004/64 Kravspesifikasjon for elektronisk innberetning, kjennemerke og filbeskrivelse for lønnsstatistikken. Oppdatert 2004. 16s.
- 2004/65 L. Østby: Innvandrere i Norge - Hvem er de, hvordan går det med dem? Del I Demografi. 156s.
- 2004/66 L. Østby: Innvandrere i Norge - Hvem er de, hvordan går det med dem? Del I Levekår 154s.
- 2004/67 L. Lerskau, K.M. Heide, E. Holmøy og I.F. Solli: Virkningsberegninger på MSG6. Appendiks til Rapporter 2004/18 "Macroeconomic Properties of the Norwegian Applied General Equilibrium Model MSG6". 140 s.
- 2004/68 A. Holmøy, R. Johannessen og L. Solheim: Etablering av ny husleiestatistikk (indeks) - en forstudie. 19s.
- 2004/69 E.E. Eibak og F. Haraldsen: Undersøking om foreldrebetaling i barnehagar, august 2004. 45s.
- 2004/70: A. Raknerud, D. Rønningen og T. Skjerpen: Dokumentasjon av kapitaldatabasen. En database med data for varige driftsmidler og andre økonomiske data på foretaksnivå. 12s.
- 2004/71 M. T. Dzamarija: Norske barn i utlandet. Utvalgte land: Pakistan, Marokko, Tyrkia og Spania. 32s.
- 2004/72 A. S. Abrahamsen og A. Seierstad: Analyse av revisjon. KOSTRA kommunehelse. 49s.
- 2004/73 E. Mørk og E. Willand-Evensen: Husholdningers forbruk. En sammenlikning av forbruksundersøkelsen og nasjonalregnskapet. 36s
- 2004/74 M. Aamodt: Kvalitetsprosjektet for videregående opplæring. Utført på oppdrag fra Utdannings- og forskningsdepartementet i perioden mars 2003-september 2004. 187s.
- 2004/75 S. Blom: Holdninger til innvandrere og innvandring 2004. 53s.
- 2004/76 A. Rolland: En inspeksjon av Elevinspektørene. 50s.
- 2004/77 A. Rolland: KOSTRA og kvaliteten på de kommunale tjenester. 31s.
- 2004/78 J. A. Osnes: Beregningsutvalget. Dokumentasjon av SAS-systemet. 97s.