

*Torbjørn Eika og Terje Skjerpen*

**Hvitevarer 2004**  
Modell og prognose

# Notater

## I. Innledning og konklusjon

På oppdrag fra norske elektroleverandørers landsforening (NEL) har vi utarbeidet en prognose for husholdningenes etterspørsel etter 2 kategorier hvitevarer i 2003 og i 2004. Vi benytter oss av det metodiske opplegget som vi utarbeidet for NEL i 1998. Relasjonene er tallfestet med de mest oppdaterte nasjonalregnskapstallene<sup>1</sup>. Ved hjelp av disse modellene utarbeides prognoser for etterspørselen etter hvitevarer basert på SSB's siste makroøkonomiske prognoser (Økonomiske analyser 4/2003) for den generelle økonomiske utviklingen.

De to varegruppene som er studert er

- a. **Store husholdningsmaskiner** (komfyrer, mikrobølgeovner, kjøleskap, frysere, oppvaskmaskiner, vaskemaskiner, tørketromler, tørkeskap, sentrifuger, kjøkkenventilatorer, griller, safer, symaskiner, strikkemaskiner, frittstående varmeovner o.l.)
- b. **Andre husholdningsmaskiner** (støvsugere, saftpresser, frityrgrøter, iskremmaskiner, varmeplater, strykejern, vannkoker, varmeteppe, vifter, elektriske bokseåpnere, kaffekvern, brødrister, kaffetraktere, kjøkkenvekter o.l.)

---

<sup>1</sup> Med en justering av 1999- og 2000-tallene omtalt i avsnitt III

Modellberegningene viser en markert etterspørselsøkning etter store husholdningsmaskiner for inneværende år med 9,4 prosent. I 2004 øker også etterspørselen, men økningen er noe mindre, med 6,2 prosent. Etterspørselen etter små husholdningsmaskiner øker også i begge år, men noe mindre enn for de store. Veksten anslås til 5,0 prosent i både 2003 og 2004.

### **Husholdningens etterspørsel etter hvitevarer.**

#### **Prosentvis volumvekst fra året før**

	Store husholdningsmaskiner	Andre husholdningsmaskiner
2003	9,4	5,0
2004	6,2	5,0

## II. Hovedresultater

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.

Ifølge SSBs prognoser er vi i ferd med å komme ut av de senere års konjunkturedgang, men ledigheten vil trolig fortsette å øke til et stykke utpå nyåret. Utviklingen på arbeidsmarkedet var lenge preget av forholdsvis store forskjeller i ulike delmarkeder, etter geografiske, yrkesmessige og næringsmessige skillelinjer. I det siste året har utviklingen imidlertid vært forholdsvis parallell i alle områder samtidig som ledighetsøkningen har skutt fart.

Veksten i BNP for Fastlands-Norge har gått ned fra 4,1 prosent i 1998 og 2,7 prosent i 1999 til 1,7 prosent i 2001 og 1,3 prosent i 2002. Konjunkturedgangen kan i stor grad føres tilbake til en svak utvikling i tradisjonell eksport og nedgang i investeringene. Den beskjedne eksportutviklingen kan i stor grad betraktes som en følge av svekket kostnadmessig konkurranseevne, men den økonomiske veksten hos våre handelspartnere har også vært meget svak. Investeringsutviklingen har vært svak, med sterke negative impulser fra oljevirkosomheten, offentlig sektor og fra private fastlandsbedrifter. I fjor og i år har også boliginvesteringene utviklet seg svakt. Det høye rentenivået gjennom fjoråret er en viktig faktor bak denne utviklingen. Konsumet i husholdningene og i offentlig sektor har gjennomgående også vokst noe mindre enn i den forutgående konjunkturoppgangen, men endringene er mindre markerte.

SSB anslår at veksten i BNP Fastlands-Norge i år kommer helt ned i 0,4 prosent, men at den til neste år øker til hele 3,3 prosent. Omslaget har i stor grad sammenheng med den meget ekspansive pengepolitikken som nå blir ført: Rentene er rekordlave og kronekursen har svekket seg og dermed er den kostnadmessige konkurranseevnen bedret.

I år ser det ut til at veksten i husholdningenes realdisponible inntekt blir meget beskjeden, etter meget høy vekst i 2002. SSBs anslår en vekst på 1,2 prosent i år mot 6,7 prosent i fjor. I fjor mottok husholdningssektoren store aksjeutbytter - i stor grad trolig en følge av at det i 2001 var skatt på aksjeutbytter til husholdningene. Prisstigningen var også meget lav og lønnsveksten høy. Rekordhøye elektrisitetpriser i vinter og delvis også i resten av 2003 bidrar til klart høyere generell prisvekt i år. Samtidig har de svake konjunktorene nå medført at sysselsettingen reduseres og lønnsveksten går ned. Aksjeutbyttene antas å bli kraftig redusert fra året før og heller ikke næringsinntektene ventes å utvikle seg særlig positivt. Lyspunktet er renteutviklingen. Regnet som årsgjennomsnitt ligger husholdningenes lånerente an til å bli redusert med om lag 2 prosentpoeng fra 2002 til 2003 og ytterligere nesten 2 prosentpoeng fra 2003 til 2004. Til neste år antar SSB at husholdningenes realinntekter kan komme til å øke med 5,1 prosent. Rentenedgangen og lav prisvekst som blant annet følger av at elektrisitetsprisene ikke blir like høye som i år (prisveksten blir i hvert fall ikke like høy), er viktige faktorer bak denne forventete utviklingen.

Et meget sentralt punkt i forhold til den økonomiske utviklingen fremover er hva som skjer i valutamarkedet, som igjen påvirkes av Norges Banks rentesetting. En svak krone virker isolert sett ekspansivt på norsk økonomi blant annet gjennom styrket konkurranseevne og gjennom at arbeidskraft blir relativt billigere i forhold til andre innsatsfaktorer. Begge faktorer trekker i retning av å redusere arbeidsledigheten. Et lavt realrentenivå kan også bidra til høy

etterspørsel fra husholdningene. Norges Bank forutsettes å holde signalrentene uendret, inntil de settes noe opp i tråd med internasjonale renter fra og med høsten 2004. Prognosene er videre basert på at norske kroner depresierer noe gjennom årets 4. kvartal for deretter å holde seg stabil. Som årsgjennomsnitt vil den importveide kroneverdien da svekkes med 2,0 prosent i 2003 og 3,4 prosent i 2004.

Samlet konsum i husholdninger og ideelle organisasjoner (tidligere omtalt som "privat konsum") er antatt å øke med 3,3 prosent i år mot 3,6 prosent i 2002. I 2004 er forbruket anslått til å øke med hele 5,0 prosent.

Økt realinntektsvekst trekker i retning av en høyere vekst i etterspørselen etter hvitevarer i 2004, i forhold til inneværende år. Utviklingen i relative priser trekker imidlertid i motsatt retning. Prognosene er basert på at prisene på hvitevarer fortsatt vokser mindre enn den generelle prisveksten, men forskjellen antas å bli betydelig mindre i 2004 enn i 2003 både for små og store husholdningsmaskiner. Utviklingen kan i stor grad forklare som en tidsforsinket reaksjon på valutakursbevegelsene. Den underliggende prisveksten på slike varer på verdenmarkedet er imidlertid trolig lavere enn den underliggende generelle prisveksten i Norge. Mens fall i det nominelle rentenivået er med på å forklare hvorfor inntektsveksten trolig øker til neste år, er det ikke like klart at realrentene vil bli redusert. I prognosen er det på grunn av en klart lavere prisvekst til neste år en svak *økning* i realrentene fra 2003 til 2004. Økningen er imidlertid så beskjeden at den har liten direkte betydning for utviklingen i etterspørselen etter store husholdningsmaskiner.

Ifølge modellberegningene reduseres veksten i etterspørselen etter store husholdningsmaskiner fra 9,4 prosent i 2003 til 6,2 prosent i 2004. Veksten for de øvrige husholdningsmaskinene holder seg på 5,0 prosent både i 2003 og 2004.

Usikkerheten i de statistiske beregningene som ligger bak, 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 forklaringsvariabelen faktisk kommer til å utvikle seg.

### III. Modellene i kortversjon

I neste avsnitt går vi detaljert inn på estimeringen av modellene til bestemmelse av hvitevareetterspørselen. Litt grovt kan den nyestimerte modellen for etterspørselen etter de store husholdningsmaskinene forenkles til

$$\log(\text{etterspørsel}) = -12,209 + 1,567 * \log(\text{realinnt.}) - 1,023 * \log(\text{rel.pris}) - 2,0 * \text{realrente} - 0,026 * \text{tid}$$

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

$$\log(\text{etterspørsel}) = -4,852 + 0,839 * \log(\text{realinnt.}) - 1,094 * \log(\text{rel.pris})$$

Relasjonen er tallfestet på data som i utgangspunktet er hentet fra nasjonalregnskapet. Det offisielle tallet for konsumet av andre husholdningsmaskiner for 1999 og 2000, er imidlertid justert i forhold til det offisielle pga. en lite troverdig utvikling. De relative prisene er definert som prisindeksen på den aktuelle varegruppen, sett i forhold til prisindeksen for samlet konsum i husholdningene. Basisåret er 2000, slik at de relative prisene er en variabel som er 1 i 2000. Realrenta etter skatt er regnet i prosent pa. Tid er en variabel som er 1 1978 og som øker med 1 hvert år. 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 beregningen av prognosene. Relasjonene ovenfor er litt forskjellig fra det som ligger inne i vårt opplegg, men med utgangspunkt i disse likningene kan en generere prognoser uten dette verktøyet.



## IV. Nærmere om modellene

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

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

I (1) angir  $y_{i,t}$  logaritmen av konsumet av kategori  $i$  i år  $t$ ,  $x_{1,t}, \dots, x_{m_i,t}$

angir ulike observerbare variable som er av relevans for å forklare utviklingen i logaritmen til konsumet for kategori  $i$  og  $\gamma_{i,1}, \dots, \gamma_{i,m_i}$  representerer faste helningskoeffisienter.

Ligning (1) inneholder også en stokastisk trend med drift ( $\beta_i$ ), 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

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

Modellen over kan estimeres ved hjelp av softwareprogrammet STAMP 6.2 [jf. Koopman mfl. (1995)]. Dette programmet har estimeringsrutiner for strukturelle tidsseriemodeller [jf.

Harvey (1989)]. Under estimeringen av modellens hyperparametre og regresjonskoeffisienter 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 modellen. Ved EM-algoritmen brukes prediksjonsiltre og glattingsfiltre ekstensivt (Kalmanfiltrerutiner). 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

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

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

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  $\hat{\xi}_{i,tT}$  betegne estimatet av den latente variabelen  $\xi_{i,t}$  når en bruker informasjon fra periode 1 til periode T. Når  $t \leq T$  betegnes  $\hat{\xi}_{i,tT}$  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  $\hat{\xi}_{i,t+1T} = \hat{\xi}_{i,tT}$  når  $j > 1$ . Prediksjonene for  $y_{i,t}$  vil da være gitt ved

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

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 kategorinummer 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 prisindeksen for privat konsum samlet

sett' og  $x_{13}$ =realrenten etter skatt<sup>2</sup>. Estimatet av variansen på det ordinære restleddet er nesten null.

Tabell 1 gir utvalgte resultater i samband med konsumkategori 1, mens figur 1 gir det glattede estimatet av  $\mu_{1,t}$ .

Tabell 1. Ulike resultater i forbindelse med Store husholdningsmaskiner<sup>a</sup>

Parameter	Estimat	RMSE <sup>b</sup>
$\gamma_{11}$	1,567	0,72
$\gamma_{12}$	-1,023	0,55
$\gamma_{13}$	-1,972	0,98
$\beta_1$	-0,026	0,02
$\sigma_{\epsilon\epsilon,1}^2$	3,9144e-007	
$\sigma_{\eta\eta,1}^2$	0,0019	
Latent komponent		
$\xi_{1,T+j}$	-12.209 <sup>c</sup>	9,60
Predikert konsum <sup>c</sup>		
År:		
2001	6204,6	279,62
2002	6663,8	438,11
2003	7289,3	603,86
2004	7741,5	760,62

<sup>a</sup> Estimeringsperioden er 1978 til 2000.

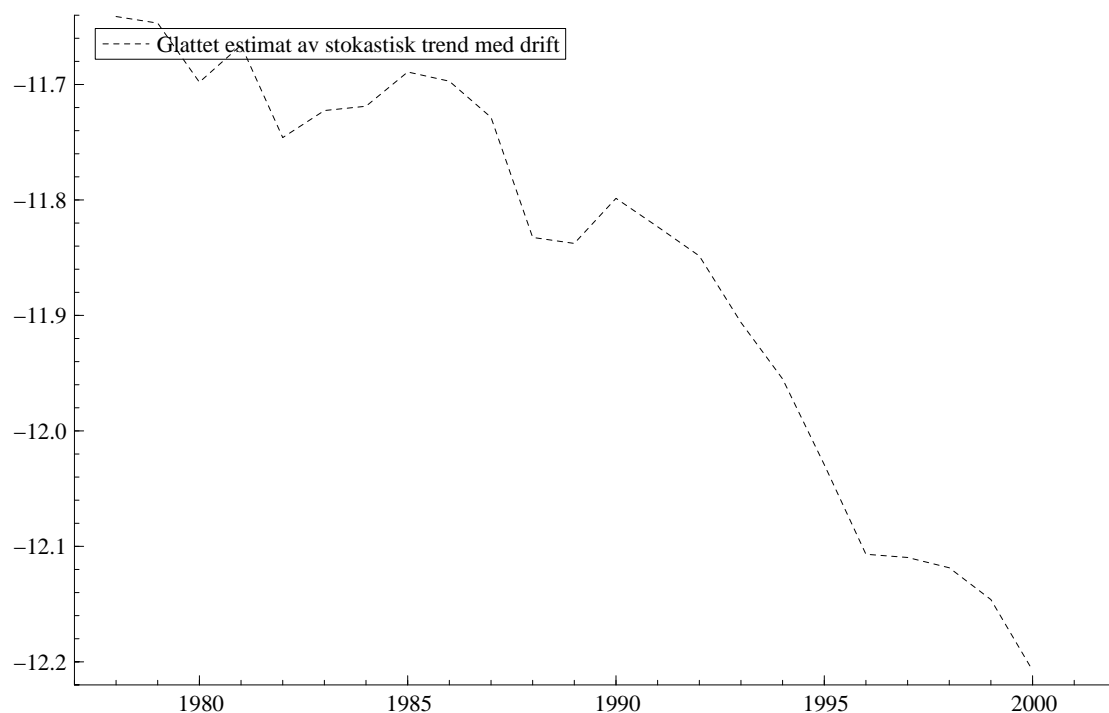
<sup>b</sup> RMSE ("Root means square error") spiller her den same rollen som standardavvik I vanlige regresjonsmodeller.

<sup>c</sup> Dette er  $\hat{\xi}_{1,T|T}$ .

<sup>d</sup> Uten hensynstagen til skjevhetsskorrigering.

<sup>2</sup> Mer presist representerer denne variabelen produktet av en dummyvariabel som er 0 i perioden med kredittrasjonering 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 1. Det glattede estimatet av  $\mu_{1,t}$  for Store husholdningsmaskiner



### Etterspørselen etter Andre husholdningsmaskiner

Andre husholdningsapparater er kategorinummer 2. For denne konsumkategorien ble effekten av den deterministiske trenden, dvs.  $\beta_2$ , 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 prisindeksen for privat konsum samlet sett'. 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 2 gir utvalgte resultater i samband med konsumkategori 2, mens figur 2 gir det glattede estimatet av  $\xi_{2,t}$ .

Tabell 2. Ulike resultater i forbindelse med Andre husholdningsmaskiner<sup>a</sup>

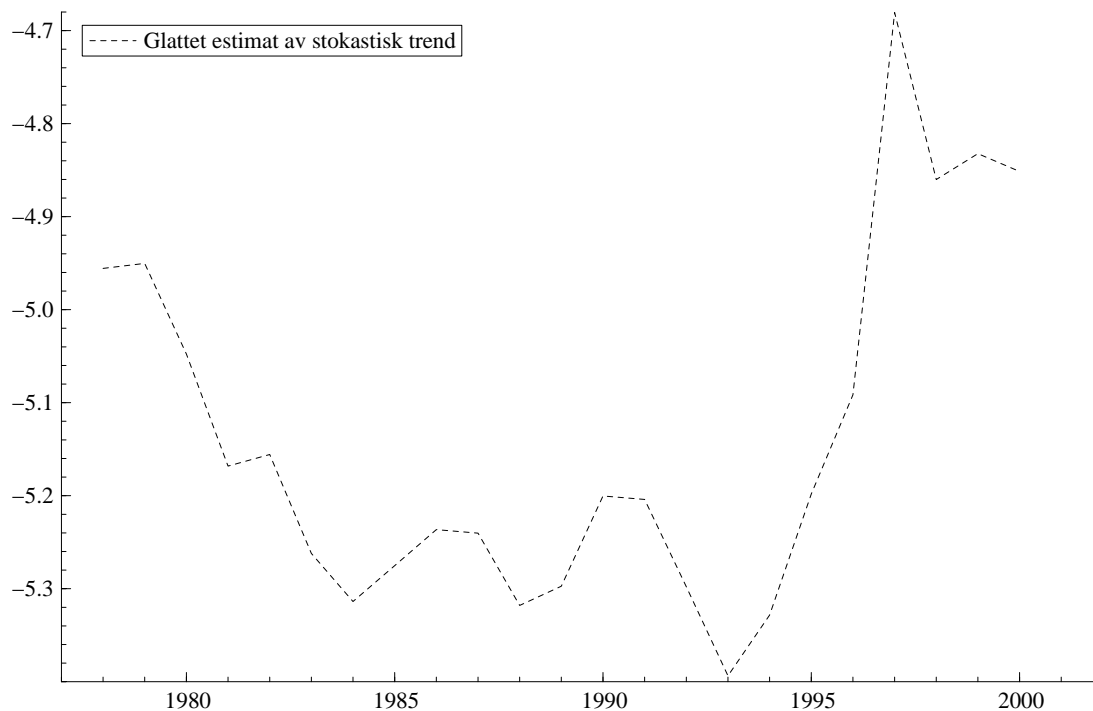
Parameter	Estimat	RMSE <sup>b</sup>
$\gamma_{21}$	0,839	1,18
$\gamma_{22}$	-1,094	1,15
$\sigma_{\eta,2}^2$	0,015	
Latent komponent $\xi_{2,T+j}$	-4,852 <sup>c</sup>	15,738
Predikert konsum <sup>b</sup> År:		
2001	606,4	80,4
2002	673,2	129,6
2003	707,1	170,1
2004	742,3	209,8

<sup>a</sup> Estimeringsperioden er 1978 til 2000.

<sup>b</sup> Uten hensynstagen til skjevhetsskorrigering.

<sup>c</sup> Dette er  $\hat{\xi}_{2,T,T}$ .

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



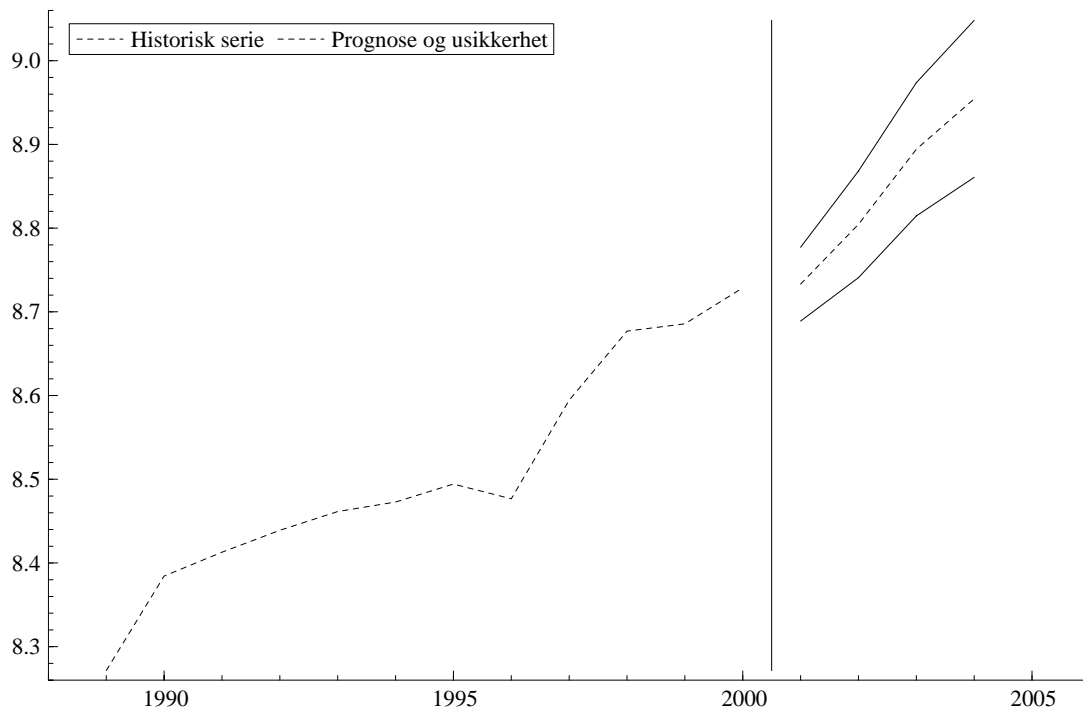
## **Drøfting av resultatene**

Realinntekten brukes som forklaringsvariabel for begge konsumkategoriene. Effekten av en økning i realinntekten er imidlertid dobbelt så stor for Store husholdningsmaskiner enn for Andre husholdningsmaskiner. Den direkte priseffekten er omtrent -1 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 2 prosentpoeng.

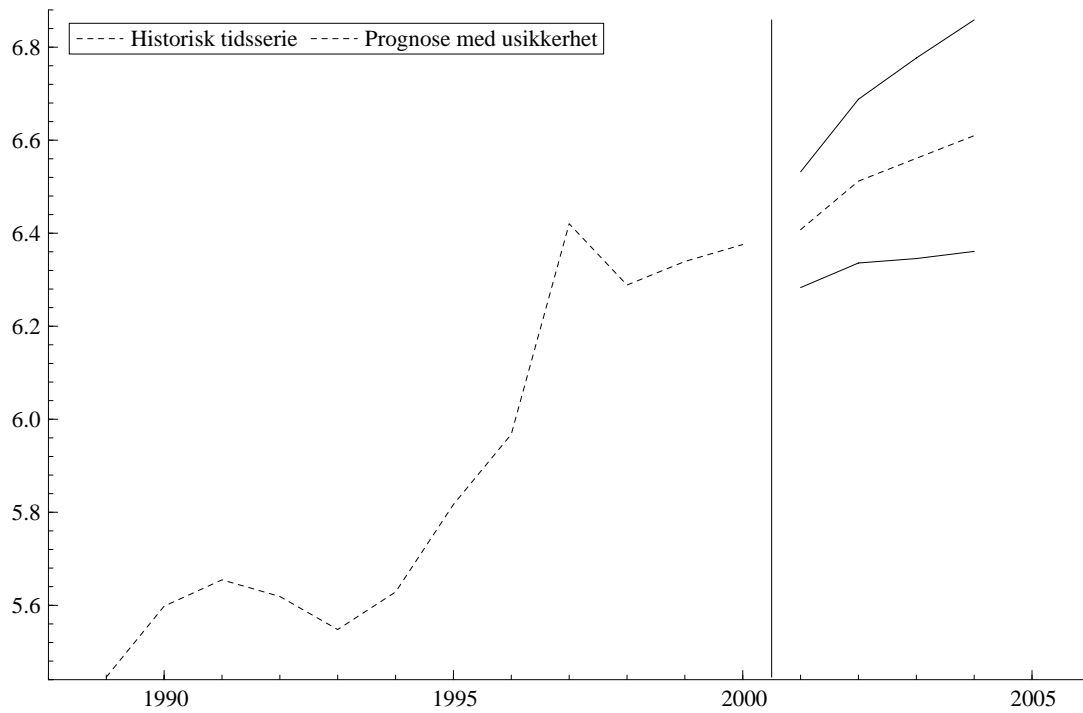
For Store husholdningsmaskiner er det også en betydelig negativ trend på 2,6 prosent pr. år.

Det fremgår av tabellene 1 og 2 at det er betydelig usikkerhet i parameterestimaterne og at denne usikkerheten er større for Store husholdningsmaskiner enn for Andre husholdningsmaskiner. Estimaterne av usikkerheten på parameterene må også ses i lys av at noen av høyresidevariablene kan være ikke-stasjonære variable. Tabell 1 og 2 viser også at prognoseusikkerheten er betydelig og at den øker med prognosehorisonten. Dette henger sammen med at usikkerheten i samband med estimering av den latente komponenten øker med horisonten. Figur 3 og figur 4 gir de historiske tidsseriene sammen med prognosen og den estimerte usikkerheten beheftet med denne for hhv. konsumkategori 1 og 2.

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



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



## V. Nærmere om prognosene

Nasjonalregnskapsdata på det aktuelle detaljnivå finnes ikke for årene etter 2000. 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*" og SSBs tall for realrente etter skatt, er etterspørselen for årene 2001 og 2002 beregnet. For 2003 og 2004 er etterspørselen beregnet med utgangspunkt i SSBs prognose fra september i år. Ettersom modellene bestemmer etterspørselen etter hvitevarene på nivåform vil vekstanslagene for 2004 være meget følsomme overfor justeringer av anslagene for 2003.

<b>Husholdningens etterspørsel etter hvitevarer.</b>		
<b>Prosentvis volumvekst fra året før</b>		
	<b>Store husholdningsmaskiner</b>	<b>Andre husholdningsmaskiner</b>
2001	0,4	3,3
2002	7,4	11,0
2003	9,4	5,0
2004	6,2	5,0



**Forutsetninger bak modellberegningene - store husholdningsmaskiner.**

Prosentvis vekst fra foregående år

	<b>Disponibel realinntekt</b>	<b>Relativ pris</b>	<b>Realrente etter skatt (nivå i %-poeng)</b>
2001	0,5	-3,2	2,8
2002	6,7	-2,5	4,4
2003	1,2	-4,5	1,9
2004	5,1	-1,6	2,3

**Forutsetninger bak modellberegningene -  
andre husholdningsmaskiner.**

Prosentvis vekst fra foregående år

	<b>Disponibel realinntekt</b>	<b>Relativ pris</b>
2001	0,5	-2,5
2002	6,7	-4,5
2003	1,2	-3,5
2004	5,1	-0,6

Usikkerheten i makroøkonomiske prognoser må alltid betraktes som forholdsvis stor. Vi vil imidlertid vurdere usikkerheten om den makroøkonomiske utviklingen som mindre nå enn for vel ett år siden da vi sist utarbeidet en tilsvarende prognose. Regjeringens forslag til Statsbudsjett er nå også lagt frem og er samlet sett om lag i tråd med SSBs forutsetninger. Valutakursen ligger nå i et leie som ikke avviker veldig mye fra gjennomsnittet i de 10

foregående årene<sup>3</sup>, samtidig som Norges Banks innretning av pengepolitikken gjennom første halvår i år synes mer i tråd med SSBs forståelse av konjunktursituasjonen, enn tidligere. Valutakursutviklingen vil imidlertid alltid være forbundet med betydelig usikkerhet. Den internasjonale konjunktursituasjonen samt utviklingen av oljeinvesteringene er også viktige faktorer for norsk økonomi som det knyttes stor usikkerhet til.

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 øke klart fra i år til neste år. At inflasjonen, målt med konsumprisindeksen kommer til å bli lavere neste år enn i år virker også sannsynlig, men den senere tids utsikter til høye strømpriser også i 2004 reduserer i noen grad sikkerheten rundt en slik konklusjon og den forventete nedgangen. Når det gjelder rentenivået, virker det også meget sannsynlig at det nominelt sett som årsgjennomsnitt vil reduseres fra i år til neste år. Det virker også mest sannsynlig at kronekursen på årsbasis vil svekkes moderat fra 2003 til 2004, men dette betrakter vi som klart mer usikkert enn utviklingen i de andre nøkkelfaktorene.

#### Referanser

de Jong, P. and 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.

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

---

<sup>3</sup> Dette gjelder for industriens effektive kronekurs, den såkalte konkurransekursindeksen. I forhold til en importveid valutakurs, er kronekursen i et slikt historisk tidsperspektiv fortsatt klart sterk.

## De sist utgitte publikasjonene i serien Notater

- 2003/56 A. Vedø og D. Rafat: Sammenligning av utvalgspaner i AKU. 17s.
- 2003/57 L. Belsby: Frafall og vekter i Tidsbruksundersøkelsen 2000-2001. 20s.
- 2003/58 L. Belsby: Vekter i Forbruksundersøkelsen. 28s.
- 2003/59 M. Mogstad og L.C. Zhang: På veien fra familie- til husholdningsregister. En metode for prediksjon av samboere uten barn .53s
- 2003/60 A. Vedø og D. Rafat: Redigering av husholdningsfilen fra Kvalitetsundersøkelsen. 13s.
- 2003/61 M. Mogstad: Analyse av fattigdom basert på register- og folketellingsdata. 75s.
- 2003/62 T. Eika og J.A. Jørgensen: Makroøkonomiske virkninger av høye strømpriser i 2003. En analyse med den makroøkonometriske modellen KVARTS.16s
- 2003/63 B. Mathisen: Flyktninger og arbeidsmarkedet 4. kvartal 2001. 32s.
- 2003/64 E. Røed Larsen og D.E. Sommervoll: Til himmls eller utfor stupet? En katalogisering av forklaringer på stigende boligpriser. 31s.
- 2003/65 P.E. Tønjum: Tilbakemelding/ dokumentasjon av prosjektet: Avstemming av KNR mot nye årstall ifølge tallrevisjonen.43s.
- 2003/66 B.A. Holth: Arbeids- og bedriftsundersøkelsen 2003. Dokumentasjon. 67s.
- 2003/67 H. Tønseth: Kommuneale helseforskjeller -de finnes, men kan de måles? 15s.
- 2003/68 T.M. Normann: Omnibusundersøkelsen mai/juni 2003. Dokumentasjonsrapport. 50s.
- 2003/69 KOSTRA (Kommune- Stat- Rapportering) Rutinebeskrivelse og dokumentasjon. 60s.
- 2003/70 E. Holmøy og B. Strøm: Fordeling av tjenesteproduksjon mellom offentlig og privat sektor i MSG-6. 25s.
- 2003/71 J.K. Dagsvik: Hvordan skal arbeidstilbudseffekter tallfestes? en oversikt over den mikrobaserte arbeidstilbudsforskningen i Statistisk sentralbyrå. 67s.
- 2003/72 A. Steinkellner: Inntektsstatistikk for personer og familier 1999-2001. Dokumentasjon av datagrunnlag og produksjonsprosess. 43s.
- 2003/73 F. Tverå, I. Sagelvmo: Beregning av næringene fiske eget bruk, fiske og fangst og fiskeoppdrett i nasjonalregnskapet. 19s.
- 2003/74 K.H. Grini: Lønnsstatistikk privat sektor 1997-2001. Dokumentasjon av utvalg og beregning av vekter. 36s.
- 2003/75 A.H. Foss: Grafisk revisjon av nøkkeltallene i KOSTRA. 16s.
- 2003/76 K. Hansen: Ideelle organisasjoner i nasjonalregnskapet. 30s.
- 2003/77 E.E. Eibak: Undersøking om foreldrebetaling i barnehagar, august 2003. 46s.
- 2003/78 A.H. Foss: Kvaliteten i husholdningsdelen i Folke- og bolig tellingen 2001. 31s.
- 2003/79 O. Villund: Yrke i Arbeidstakerregisteret. 31s.
- 2003/80 O. Villund: Partielt frafall av yrkesdata i Arbeidstakerregisteret. 18s.
- 2003/81 J.H. Wang: Frafall i konjunkturbarometeret. 45s.
- 2003/82 P. Holmen og K.Lorentzen: Dokumentasjon av etableringen av UT - populasjonen - konsentrasjon om store enheter og stabilitet over tid. 49s.
- 2003/83 T.H. Christensen: Boligprisindeksen. Datagrunnlag og beregningsmetode. 20s.
- 2003/84 G. Dahl: Enslige forsørgere med overgangsstonad. Økonomisk situasjon etter avsluttet stonad. 74s.