

Håvard Hungnes

**Hvitevarer 2006. Modell og
prognose**

Notater

I. Innledning og konklusjon¹

På oppdrag fra norske elektroleverandørers landsforening (NEL) har vi utarbeidet en prognose for husholdningenes etterspørsel etter 2 kategorier hvitevarer i 2005 og i 2006. I denne studien har vi brukt det samme metodiske opplegget som SSB utarbeidet for NEL i 1998, og dokumentert i Eika og Skjerpen (2003,2004). Relasjonene er tallfestet med de mest oppdaterte nasjonalregnskapstallene.² Ved hjelp av disse modellene utarbeides prognoser for etterspørselen etter hvitevarer basert på SSB's siste makroøkonomiske prognoser (Økonomiske analyser 4/2005) 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.)

Modellberegningene viser en markert etterspørselsøkning etter store husholdningsmaskiner for innværende år med 8,0 prosent. I 2006 øker også etterspørselen, men økningen er noe mindre; 3,6 prosent. Etterspørselen etter andre husholdningsmaskiner øker også i begge år. Veksten anslås til 6,2 prosent i 2005 og 4,3 prosent i 2006.

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

	Store husholdningsmaskiner	Andre husholdningsmaskiner
2005	8,0	6,2
2006	3,6	4,3

II. Makroøkonomisk bakgrunn

Etter to år med konjunkturoppgang er veksten i norsk økonomi fortsatt høy. I Økonomiske Analyser 4/2005 anslås veksten i BNP for Fastlands-Norge til å bli 3,9 prosent. Det er særlig økningen i bruttoinvesteringer som trekker opp veksten, men husholdningenes etterspørsel etter nye boliger og konsumvarer bidrar også vesentlig til veksten. I tillegg virker også en moderat internasjonal vekst positivt på veksten i Norge. Konjunkturoppgangen er altså bredt basert både når det gjelder hvilke etterspørselskomponenter som øker og hvilke sektorer som drar nytte av oppgangen.

Konjunkturoppgangen har vart siden 2003. Det er flere forhold som kan forklare denne oppgangen. Pengepolitikken har i perioden vært ekspansiv. Innfasningen av oljepenger har gjort finanspolitikken moderat ekspansiv. Oljeinvesteringene har økt i perioden, i stor grad som følge av høyere oljepris. I tillegg har det vært en moderat konjunkturoppgang internasjonalt som har bidratt til økt norsk eksport.

Statistisk sentralbyrå regner med at oppgangen vil fortsette til begynnelsen av 2006, men at oppgangen så vil snu. Konjunkturukslaget forventes å komme som følge av et omslag i utlandet, stram finanspolitikk og lavere oljeinvesteringer. Dessuten vil stimulansene fra lavere renter på husholdningenes forbruk og boliginvesteringer etter hvert svakere.

¹ Takk til Terje Skjerpen for nytteige kommentarer på et tidligere utkast.

² Med noen justeringer som er nærmere omtalt i avsnitt III.

Disse antagelsene er selvsagt beheftet med usikkerhet. Veksten internasjonalt kan bli sterkere enn det som legges til grunn i Økonomiske analyser 4/2005. Hvis det skjer kan oljeprisen bli liggende på dagens nivå, eventuelt øke fra dagens nivå. Høye oljeinvesteringer kan medføre at oljeinvesteringene ikke faller så mye som de ellers ville ha gjort.

Tabell 2. Makroøkonomiske hovedstørrelser 2004-2006. Prosentvis vekst fra året før der ikke annet fremgår.

	Regnskap	Prognose	
	2004	2005	2006
Konsum i husholdninger og ideelle organisasjoner	4,4	4,2	3,9
Konsum i offentlig forvaltning	2,3	2,1	2,3
Bruttoinvesteringer i fast kapital	9,1	11,8	1,3
Utvinning og rørtransport	12,3	21,8	-1,9
Fastlands-Norge	6,1	7,0	2,3
Bolig	12,3	11,6	2,5
Eksport av tradisjonelle varer	3,0	3,3	0,7
Import	9,1	7,3	4,8
Bruttonasjonalprodukt	2,9	2,6	2,8
Fastlands-Norge	3,5	3,9	2,2
Sysselsatte personer	0,2	0,5	1,1
Arbeidsledighetsrate (nivå)	4,5	4,5	4,1
Lønn per normalårsverk	3,8	3,7	3,5
Konsumprisindeksen (KPI)	0,4	1,6	2,2
KPI justert for avgiftsendringer og uten energivarar, KPI-JAE	0,3	1,0	1,5
Husholdningenes sparerate (nivå)	10,3	10,9	3,2
Pengemarkedsrente (nivå)	2,0	2,1	2,2
Importveid valutakurs ¹⁾	3,0	-4,7	-2,9

Kilde: Økonomiske analyser 4/2005, Statistisk sentralbyrå.

1) Positivt fortegn innebærer at norske kroner blir mindre verdte.

Den disponible realinntekten har økt kraftig de siste årene. En stor del av denne veksten skyldes høye utbetalinger av aksjeutbytte, som trolig har sammenheng med tilpasninger til gjeninnføringen av utbytteskatt. Tabell 3 viser utviklingen i disponibel realinntekt både med og uten aksjeutbytte. De ekstraordinære utbytteutbetalingene antas i liten grad å være konsummotiverende, og utviklingen i disponibel realinntekt eksklusiv aksjeutbytte er i større grad bedre egnet til å forklare utviklingen i husholdningenes konsum.

Tabell 3. Husholdningenes disponible realinntekter. Prosentvis vekst fra året før.

	Regnskap	Prognose	
	2004	2005	2006
Disponibel realinntekt inklusiv aksjeutbytte	4,6	5,3	-4,7
Disponibel realinntekt eksklusiv aksjeutbytte	3,8	4,3	2,2

Kilde: Økonomiske analyser 4/2005, Statistisk sentralbyrå.

III. Modellen i kortversjon

I modellen bestemmes husholdningenes etterspørsel etter de to konsumkomponentene av deres realinntekt og relative priser (forholdet mellom prisen på disse produktene og konsumprisindeksen, KPI). For de store husholdningsmaskinene inngår også realrente etter skatt som en forklaringsfaktor.

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

$$\log(\text{store}) = -15,079 + 1,779 \cdot \log(\text{realinnt.}) - 0,916 \cdot \log(\text{rel. pris}) - 1,346 \cdot \text{realrente} - 0,028 \cdot \text{tid}$$

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

$$\log(\text{andre}) = -6,728 + 0,979 \cdot \log(\text{realinnt.}) - 0,871 \cdot \log(\text{rel. pris})$$

Relasjonen er tallfestet på data som i utgangspunktet er hentet fra nasjonalregnskapet (NR). Konsumet av andre husholdningsmaskiner fra og med 1999 er imidlertid justert i forhold til det offisielle pga. en lite troverdig utvikling fra 1998 til 1999. 1999-veksten er bestemt skjønsmessig og veksttakten 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 konsumprisindeksen. (Basisåret er 2002, slik at de relative prisene er lik 1 i 2002.) Realrenta etter skatt er regnet i prosent pro anno. Tid er en variabel som er 1 i 1978 og som øker med 1 i hvert av de etterfølgende årene. Tidsvariabelen som inngår (*tid*) 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. Relasjonen ovenfor 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.

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. 1,8 og 1,0. Dette innebærer at den direkte effekten av at realinntekten øker med en prosent, er at etterspørselen etter Store husholdningsmaskiner øker med 1,8 prosent mens etterspørselen etter Andre husholdningsmaskiner øker med 1,0 prosent. Den høye inntektseffekten på Store husholdningsmaskiner må også sees i sammenheng med at vi har *tid* med som forklaringsvariabel, siden realinntekten øker med tiden.

Den direkte prisen effekten er -0,9 for begge konsumkategoriene. Dette innebærer at en hvis prisene på (store og andre) husholdningsmaskiner øker med en prosent (i forhold til KPI), vil etterspørselen etter de to konsumentkategoriene reduseres med 0,9 prosent.

For Andre husholdningsmaskiner er det ingen realrenteeffekt, mens en partiell økning i realrenten (etter skatt) med ett prosentpoeng fører til at kjøpene av Store husholdningsmaskiner går tilbake med 1,3 prosent.

IV. Nærmere om prognosene

Nasjonalregnskapsdata på det aktuelle detaljnivå finnes ikke for årene etter 2002. 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 konsumpruppene i NR som vi studerer) og SSBs tall for realrente etter skatt, er etterspørselen for årene 2003 og 2004 beregnet.

For 2005 og 2006 er etterspørselen beregnet med utgangspunkt i SSBs prognose fra september i år, men vi har gjort en del justeringer som omtales nærmere nedenfor.

Tabell 4. Forutsetninger bak modellberegningene. Prosentvis økning fra året før.

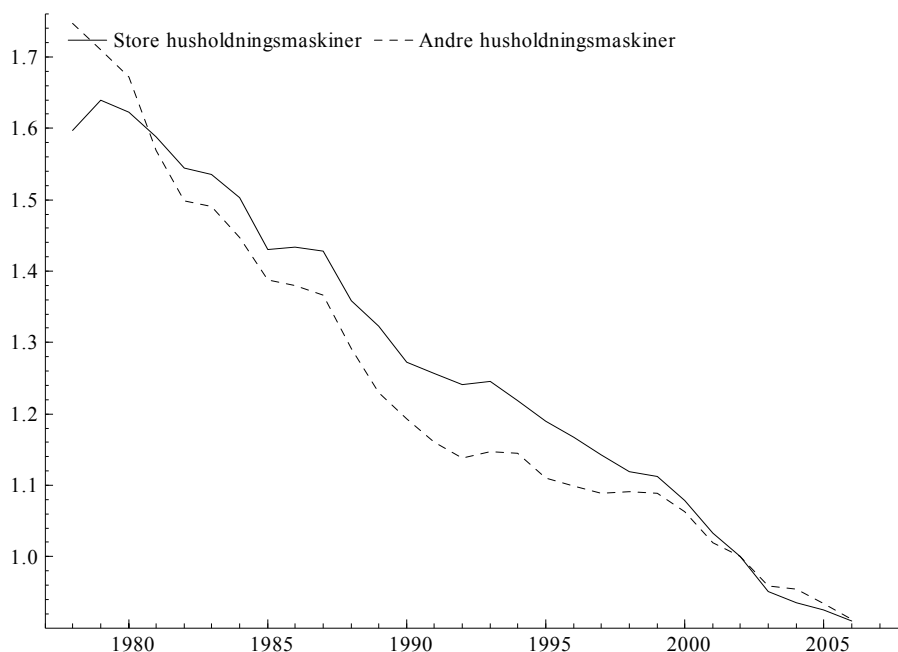
	Disponible realinntekt ¹	Relativ pris (Store husholdningsmaskiner)	Relativ pris (Andre husholdningsmaskiner)	Realrente etter skatt (nivå i %-poeng)
2003	3,0	-4,9	-4,1	2,3
2004	3,8	-1,6	-0,4	2,6
2005	4,3	-1,1	-2,1	1,2
2006	2,2	-1,7	-2,4	0,4

1) Justert for svingninger i aksjeutbytte.

Disponibel realinntekt har økt kraftig de siste årene. Mye av økningen skyldes høye utbytteutbetalinger i forkant av innføringen av skatt på aksjeutbytte fra og med 2006. Slike ekstraordinære aksjeutbytter påvirker i liten grad samlet privat etterspørsel. Vi har derfor justert utviklingen i realdisponibel inntekt for disse utbytteutbetalingene. Den disponible realinntekten (eksklusiv aksjeutbytte) anslås å bli høy i inneværende år (4,3 prosent), og en del lavere neste år (2,2 prosent). Se for øvrig omtalen i forbindelse med tabell 2.

Prisene på både Store husholdningsmaskiner og Andre husholdningsmaskiner har jevnt over steget mindre enn prisene på andre konsumvarer de siste 25-30 år. Dermed har begge disse konsumkategoriene blitt relativt rimeligere, se også figur 2. Denne utviklingen ser ut til å fortsette i 2005 og 2006. Prisene på Store husholdningsmaskiner antas å falle rundt 1,5 prosent (reelt sett) i 2005 og 2006, mens (den reelle) prisreduksjonen på Andre husholdningsmaskiner anslås å være i overkant av 2 prosent begge årene.

Lave renter innebærer en lav realrente i år. Økende prisvekst neste år vil medføre enda lavere realrente, til tross for økte nominelle renter.

Figur 1. Relative priser i forhold til KPI. Indeks, 2002 = 1.

Alle forholdene som er beregnet å påvirke etterspørselen etter Store husholdningsmaskiner og Andre husholdningsmaskiner drar i retning at økt konsum av disse varene: Inntektene øker, varene blir relativt sett rimeligere, og realrenten vil være lav. (Realrenten påvirker bare etterspørselen etter Store husholdningsmaskiner.) Etterspørselen etter Store husholdningsmaskiner ventes derfor å øke med 8,0

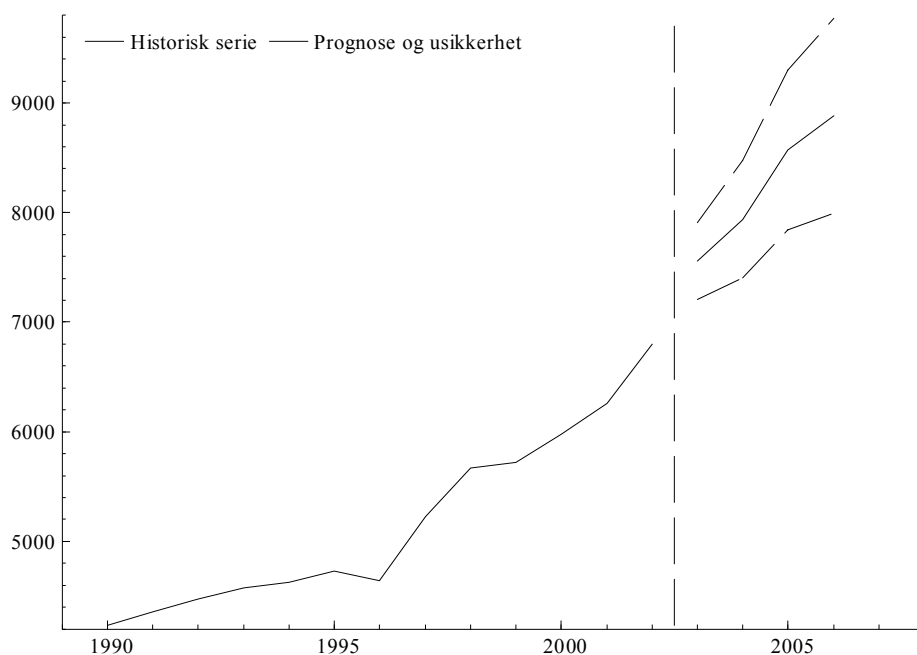
prosent i år, mens etterspørselen etter Andre husholdningsmaskiner ansås å øke med 6,2 prosent. Etterspørselsveksten antas å være noe mindre neste år, henholdsvis 3,6 prosent for Store husholdningsmaskiner og 4,3 prosent for Andre husholdningsmaskiner.

Tabell 5. Modellresultater: Husholdningenes etterspørsel etter hvitevarer. Prosentvis volumvekst fra året før.

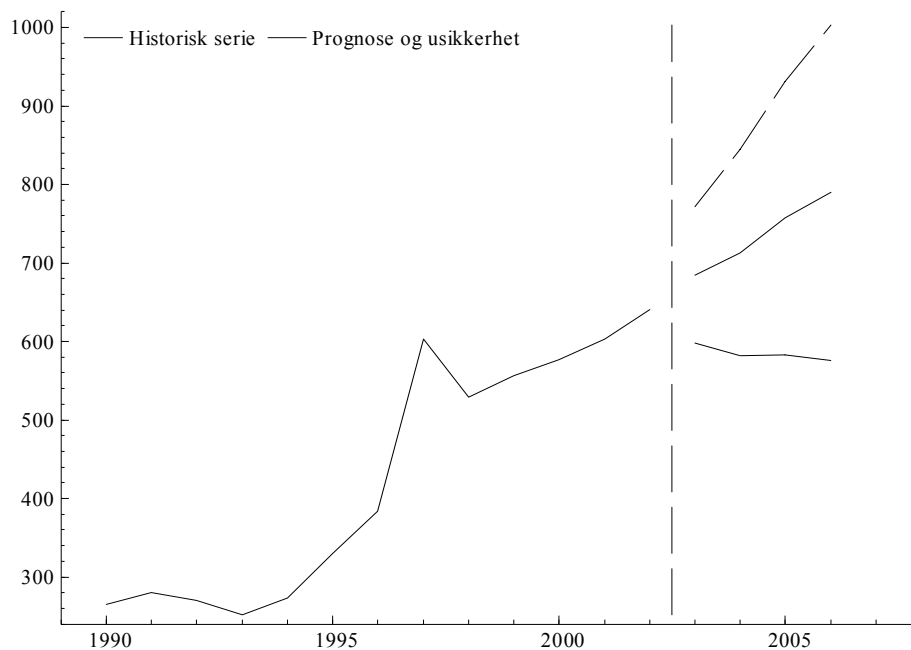
	Store husholdningsmaskiner	Andre husholdningsmaskiner
2003	11,2	6,8
2004	5,0	4,1
2005	8,0	6,2
2006	3,6	4,3

Prognoseusikkerheten til modellene er betydelig. 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. Usikkerheten knyttet til tallfestingen av hvitevaremodellen illustreres med intervallene i figurene 3 og 4.

Figur 2. Historisk tidsserie og prognose med usikkerhet for Store husholdningsmaskiner



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



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 2005 vil også avhenge av nivåanslaget for 2004, som igjen avhenger av anslått nivå i 2003. Tilsvarende vil vekstanslaget for 2006 vil være meget følsomme overfor justeringer av anslagene for 2005. Som tidligere nevnt er etterspørselsveksten også i 2003 og 2004 modellberegnete størrelser.

Referanser

de Jong, P. og S. Chu-Chun-Lin (1994): Fast likelihood-evaluation and prediction for nonstationary 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., N. M. Laird 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.

Eika, T. og T. Skjerpen (2003): *Hvitevarer 2004. Modell og prognose*. Notater 2003/83. Statistisk sentralbyrå.

Eika, T. og T. Skjerpen (2004): *Hvitevarer 2005. Modell og prognose*. Notater 2004/79. Statistisk sentralbyrå.

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

Modellen i mer detalj³

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

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

I (1) angir $y_{i,t}$ logaritmen av konsumet av kategori i i år t , $x_{i1,t}, \dots, x_{im,t}$ angir ulike observerbare variable som er av relevans for å forklare utviklingen i logaritmen til konsumet for kategori i og $\gamma_{i1}, \dots, \gamma_{im}$ representerer faste helningskoeffisienter. Ligning (1) inneholder også en stokastisk trend med drift (β_i), dvs.

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

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

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

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 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 for $y_{i,1}, \dots, y_{i,T}$. Ved Emalgoritmen brukes prediksjonsfiltre 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

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

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

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 $t \leq T$ betegner $\hat{\xi}_{i,t|T}$ det

³ Femstillingen følger Eika og Skjerpen (2003,2004).

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 ("random walk") vil en ha at $\hat{\xi}_{i,T+j|T} = \hat{\xi}_{i,T|T}$ når $j > 1$. Prediksjonene for $y_{i,t}$ vil da være gitt ved

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

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 korleksjon tilsvarende den en gjør når en beregner forventningen av en log-normalfordelt variabel [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. 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.1 gir utvalgte resultater i samband med konsumkategori 1, mens Figur v.1 gir det glattede estimatet av $\mu_{1,t}$.

Tabell v.1. Estimerings- og predikeringsresultater. Store husholdningsmaskiner¹⁾

Variabel / Parameter	Estimat	RMSE ²⁾
log(realinntekt) / γ_{11}	1,779	0,73
log(relativ pris) / γ_{12}	-0,916	0,55
realrente etter skatt / γ_{13}	-1,346	0,83
tid / β_1	-0,028	0,02
$\sigma_{\eta,1}^2$	0,002	
Latent komponent / $\xi_{1,T T}$	-15,079	9,81
Predikert konsum ³⁾		
2003	7558,4	349,38
2004	7939,7	534,67
2005	8571,4	726,32
2006	8883,4	891,61

1) Estimeringsperioden er 1978 til 2002.

2) RMSE ("Root mean square error") spiller her samme rolle som standardavvik i vanlige regresjonsmodeller.

3) Uten hensyntagen til skjevhetsskorleksjoner.

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 inngår ikke realinntekten. 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. $\sigma_{\epsilon\epsilon,2}^2$ ble estimert til null. 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.1. Estimerings- og predikeringsresultater. Store husholdningsmaskiner¹⁾

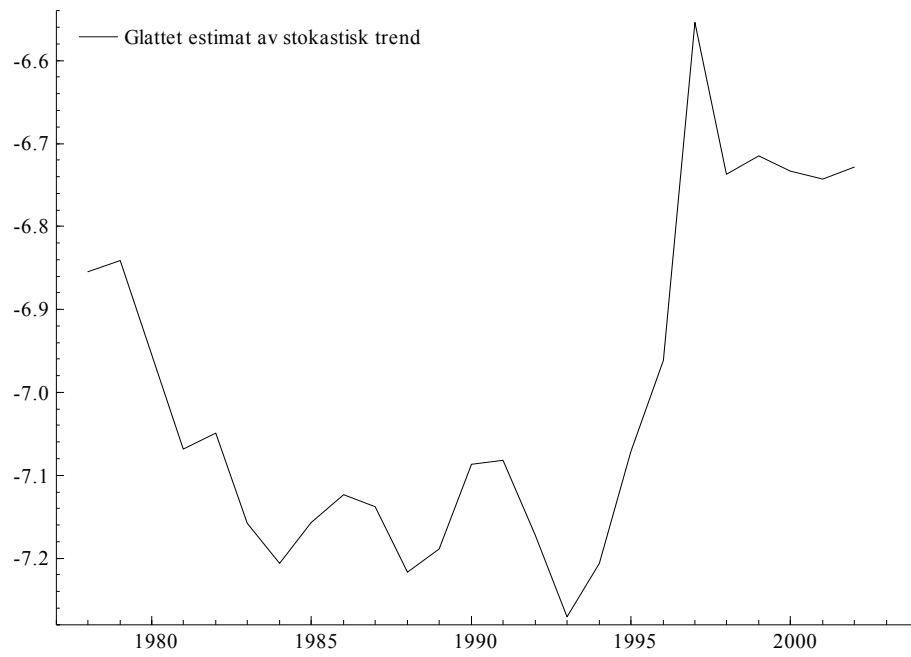
Variabel / Parameter	Estimat	RMSE ²⁾
$\log(\text{realinntekt}) / \gamma_{21}$	0,979	1,11
$\log(\text{relativ pris}) / \gamma_{22}$	-0,871	1,05
$\sigma_{\eta\eta,2}^2$	0,014	
Latent komponent / $\xi_{2,TT}$	-6,728	15,0
Predikert konsum ³⁾		
2003	684,6	87,0
2004	712,9	131,4
2005	757,0	174,3
2006	789,7	213,5

1) Estimeringsperioden er 1978 til 2002.

2) RMSE ("Root mean square error") spiller her samme rolle som standardavvik i vanlige regresjonsmodeller.

3) Uten hensyntagen til skjevhetsskorreksjoner.

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



De sist utgitte publikasjonene i serien Notater

- 2005/30 H.C. Hougen: Samordnet levekårsundersøkelse 2004 - tverrsnittsundersøkelsen. Dokumentasjonsrapport. 139s.
- 2005/31 T. Hægeland, L.J. Kirkebøen og O. Raaum: Skoleresultater 2004. En kartlegging av karakterer fra grunn- og videregående skoler i Norge. 89s.
- 2005/32 A.Rolland: Brukertilfredshetsmålinger i offentlig sektor. Utredning for Moderniseringsdepartementet og regjeringens handlingsplan for modernisering. 96s.
- 2005/33 K. Aasestad, A. Finstad og K. Loe Hansen: Bruk av helsefarlige produkter i grafisk industri. 27s.
- 2005/34 S.W. Bogen, K. Digre, A. Hedum, T. Hægeland, T.K. Schjerven og B. Vold: Et system for statistikk omstatlig virksomhet. Forprosjektnotat. 44s.
- 2005/35 Kostra. Arbeidsgrupperapporter 2005. 230s.
- 2005/36 D. Rafat: Produksjonsopplegg for foreløpige tall i industristatistikken. 46s.
- 2005/37 T. Dale og B. Hole: Evaluering av elektroniske skjemaer i KOSTRA. Case: Skjema 20 - Fysisk planlegging, kulturminner, natur og nærmiljø. 55s.
- 2005/38 A. Sundvoll: Kirkelig tjenestestatistikk i KOSTRA-drakt. Et pilotprosjekt. 48s.
- 2005/39 G.I. Gundersen, B. Hoem, P. Løkkevik og D. Splide. Gjennomgang av metoder og datakilder i energiregnskapet. 50s.
- 2005/40 K. Loe Hansen: Bruk av helsefarlige produkter i båtbyggerbransjen. 27s.
- 2005/41 S. Skaare: Undersøkelsen om samvær og bidrag 2004. 67s.
- 2005/42 A. Haglund, A. Hedum, T. Schjerven og K.Ø. Sørensen: Offentlig sektor og BoF. 63s.
- 2005/43 O. Villund: Yrkesdata for selvstendig næringsdrivende. Dokumentasjonsnotat. 44s.
- 2005/44 O. Villund: Alder i AKU endring av definisjoner og trekkgrunnlag. 27s.
- 2005/45 J.I. Hamre: Estimering av fylkesfordelte og sektorfordelte tall for egenmeldt sykefravær. Dokumentasjon av metode og system, og resultater. 67s.
- 2005/46 A-K. Mevik: Revisjon av Strukturstatistikk for industrien. Et forslag til selektiv revisjon. 43s.
- 2005/47 A. Sundvoll: Utvikling av webskjema i UT-prosjektet. Dokumentasjonsrapport. 75s.
- 2005/48 E. Frilseth og P. Ø. Andreassen: Brukerundersøkelsen 2004. Brukernes tilfredshet med SSBs produkter og tjenester. 64s.
- 2005/49 E. Rauan: Undersøking om foreldrebetaling i barnehagar, august 2005. 45s.
- 2005/50 A. Rolland: Brukertilfredshetsundersøkelser som offentlig styringsverktøy. 27s.
- 2005/51 S. Blom: Holdninger til innvandrere og innvandring 2005. 50s.
- 2005/52 A. Sundvoll, B. Thomassen og K. Thorsen: Balansert målstyring i Avdeling for IT og datafangst. Dokumentasjonsrapport. 35s.
- 2005/53 B. Castberg, P.O. Haugen, E. Knutsen og S. Myro: Økt tilgang på regnskapsdata: Konsekvenser for revisjon, tekniske løsninger og ny regnskapsstatistikk. 45s.
- 2005/54 A. Holmøy: Forbruksundersøkelsen 2004. Dokumentasjonsrapport. 95s.
- 2005/55 A. Schjalm: Flagging - Koder for dokumentasjon av revisjon. 23s.
- 2005/56 H. Haanæs, A. Kløvstad og J.E Wålberg: Dokumentasjon av statistikk for skogavvirkning til salg. 63s.