

Yun Li

Notater

**Beregning av
elementæraggater i
konsumprisindeksen ved hjelp
av generalisert gjennomsnitt**

1. Innledning

I dette notatet studerer vi robusthetsegenskaper til estimatorer for såkalte elementæraggregater i prisindekser for ulike varegrupper. Vårt utgangspunkt er Dagsvik og Brubakk (1998a) der det under visse forutsetninger vises hvordan en kan beregne elementæraggregater basert på henholdsvis enhetspriser og priser (butikkpriser). Da utvalget i forbruksundersøkelsene er lite blir en tvunget til å benytte en forholdsvis grov inndeling i varegrupper for å kunne benytte enhetsprisene til å beregne elementæraggregater. Dette problemet har en ikke når prisene benyttes. Her står en imidlertid ovenfor et annet problem, nemlig at butikkprisene er beregnet for såkalte “representantvarer”, som er produkter som “representerer” visse varianter av angjeldende produkter. I vår sammenheng er dette uheldig fordi teorien i Dagsvik og Brubakk forutsetter at en har tilgang til et utvalg av priser for alle varianter.

I dette notatet viser vi hvilke estimater en får for elementæraggregatene for utvalgte varegrupper når en benytter henholdsvis enhetspriser og butikkpriser, og vi i tillegg varierer sentrale parametre i de respektive indeksformlene som benyttes.

2. Formler for beregning av elementæraggregater

Vi benytte her en inndeling i 11 varegrupper. Innenfor hver varegruppe er det ulike varianter med karakteristika som vi ikke observerer. La \hat{P}_{ijt} betegne *enhetsprisen* for husholdning i , varegruppe j i måned t , (dvs. utgift dividert på kvantum av vare j). Siden ulike husholdninger har ulike preferanser vil \hat{P}_{ijt} variere over i for gitt (j,t) , fordi ulike husholdninger vil ofte kjøpe ulike varianter innen varegruppe j . I følge teorien til Dagsvik og Brubakk (1998a) kan en beregne elementæraggregatet for varegruppe j , måned t , ved hjelp av formelen

$$(1) \quad I_{jt}(\alpha) = \left(\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \hat{P}_{ijt}^{\alpha} \right)^{1/\alpha}$$

der N er antall observasjoner og $\alpha > 0$ er en parameter som representerer uobserverbar heterogenitet i konsumentenes preferanser, slik at liten verdi på α betyr stor heterogenitet. Dersom en har et utvalg av *butikkpriser* tilgjengelig kan samme elementæraggregat ifølge Dagsvik og Brubakk (1998a) beregnes ved formelen

$$(2) \quad I_{jt}^*(\alpha, n_j) = \left(\frac{\sum_{z=1}^{M_j} P_{jt}(z)^{n_j + \alpha}}{\sum_{z=1}^{M_j} P_{jt}(z)^{n_j}} \right)^{1/\alpha}$$

der $P_{jt}(z)$ er butikkpris for variant z innen varegruppe j i måned t , og M_j er antall varianter innen varegruppe j . α har samme tolkning som ovenfor mens n_j er en parameter som representerer sammenhengen mellom pris og kvalitet, slik som denne evalueres av gjennomsnittet av konsumentene. Mer presist er tolkningen av n_j slik at dersom prisene øker og n_j er positiv vil attraktiviteten til variantene innen varegruppen, i gjennomsnitt øke mer enn prisene. Denne effekten vil være sterkere jo større verdi n_j har. Dette betyr at $n_j > 0$ tilsvarer situasjon med “snobbe-effekter”, der prisen delvis oppfattes som et signal om høy attraktivitet/kvalitet. Dersom n_j er negativ vil den motsatte tendensen gjelde, dvs. sammenhengen mellom pris og kvalitet/attraktivitet vil svekkes ved økende pris. Tilfellet $n_j = 0$ er et “referansetilfelle” der attraktiviteten til variantene i gjennomsnitt øker i samme grad som prisene. Dette medfører at når $n_j = 0$ blir fordelingen av enhetsprisene lik fordelingen av butikkprisene innen varegruppen.

Dersom det er stor heterogenitet i preferansene slik at α er liten (nær null) kan en istedet for formler (1) og (2) benytte korresponderende *geometriske gjennomsnitt*. Begrunnelsen for dette følger av at

$$(3) \quad \lim_{\alpha \rightarrow 0} \left(\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \hat{P}_{ijt}^\alpha \right)^{1/\alpha} = \left(\prod_{i=1}^N \hat{P}_{ijt} \right)^{1/N} = I_{jt}(0)$$

og

$$(4) \quad \lim_{\alpha \rightarrow 0} \left(\frac{\sum_{z=1}^{M_j} P_{jt}(z)^{n_j + \alpha}}{\sum_{z=1}^{M_j} P_{jt}(z)^{n_j}} \right)^{1/\alpha} = \left(\prod_{z=1}^{M_j} P_{jt}(z) \right)^{1/M_j} = I_{jt}^*(0)$$

Nedenfor har vi laget figurer både basert på henholdsvis $\alpha = 0$ og α lik en estimert verdi (lik 0,63, se Brubakk og Dagsvik (1998b)). Det er grunn til å anta at siden vi ikke benytter data for ”hjørneløsningene” ”kjøp/ikke kjøp” vil det føre til en undervurdering av heterogeniteten i konsumentenes preferanser. Dette vil medføre at vårt estimat på α (0,63) blir for høyt. Sannsynligvis ligger den sanne verdien på α vesentlig nærmere null enn 0,63. Dette betyr at det geometriske gjennomsnitt kan være en god approximasjon å benytte som indeksformel.

3. Beregninger

De dataene jeg bruker består av to tidsserier fra Jan.-89 t.o.m. Des. -94. Den ene tidsserien er hentet fra forbruksundersøkelsene og består av enhetspriser av matvarer innenfor hver hovedgruppe av varer for hver måned. Det er 11 varegrupper. Enhetspris er definert som forholdet mellom utgift og kvantum til en vare. Den andre tidsserien består av butikkpriser av matvarer for hver måned som også deles til 11 hovedgrupper. For begge to datasett får vi mange ulike prisobservasjoner innenfor en hovedgruppe på ett tidspunkt.

De 11 hovedgrupper er gitt ved

- 1 = brød, mel, osv
- 2 = kjøtt
- 3 = fisk
- 4 = melk og ost
- 5 = smør og spiseoljer
- 6 = frukt og grønnsaker
- 7 = poteter og varer laget av poteter
- 8 = kaffe, te, kakao
- 9 = andre matvarer
- 10 = mineralvann
- 11 = alkohol

Brubakk og Dagsvik (1998b) gir estimater for n_j . Sammen med antall observasjoner pr. måned er de gjengitt i Tabell 1 nedenfor. ifølge Dagsvik og Brubakk er disse estimatene nokså upresise.

Tabell 1. Estimater for n_j

varegruppe	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
verdiene av n_j -ene	-0.10	-0.26	-0.49	-0.05	-1.46	-0.3	0.14	-0.91	0.82	-0.58	0.58
antall obs. av butikkpriser pr. måned	3328	3407	2113	1926	605	4682	647	782	2419	662	367
antall obs. av enhetspriser pr. måned	371	305	199	339	110	516	128	115	226	84	71

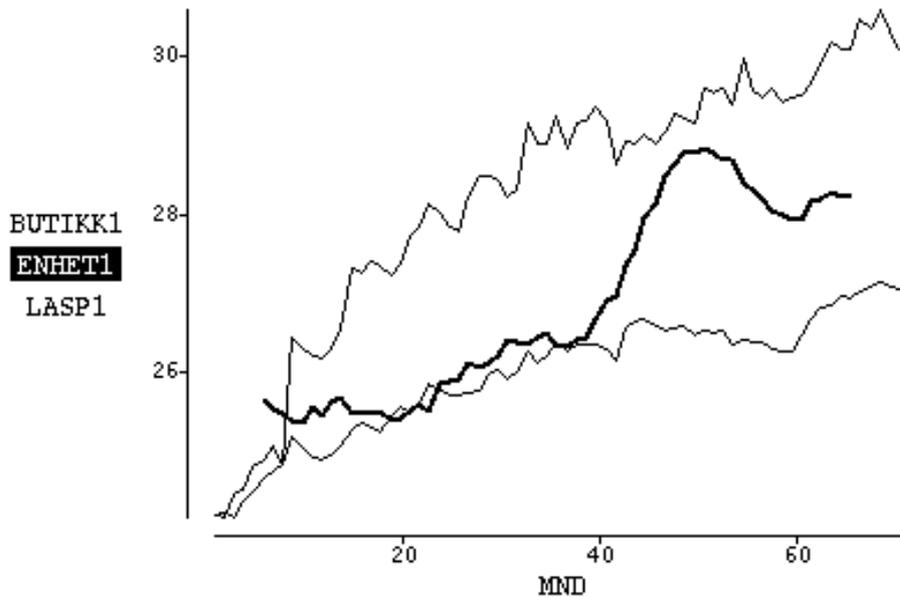
Vi har laget figurer for hver matvaregruppe for å belyse hvordan de to indeksene beskrevet ovenfor utvikler seg. Vi har i tillegg tegnet inn Laspeyres-indeksen. Som estimat for α har vi i beregning av enhetsprisindeks og butikkprisindeks brukt 0.63. Dette er basert på Brubakk og Dagsvik (1998b). De enhetsprisindeksene som vises i figurene er egentlig 12 måneders gjennomsnitt (unntatt varegruppe 6), f.eks. gjennomsnittet av prisindeksene for måned 1 t.o.m. måned 12 blir det nye prisnivået for måned 6. De originale enhetsprisindeksene beregnet av formel (1) er gitt i vedlegg A. Hver måned er det bare et par hundre observasjoner av enhetspriser (omtrentlig antall observasjoner for enhetspriser og butikkpriser for hver varegruppe pr. måned er vist i Tabell 1) for hver varegruppe som hentes inn, så estimatene for prisindeksene basert på enhetspriser blir ganske upresise og varierer mye fra måned til måned. Derfor prøver vi å glatte dem ut.

Korrelasjonen mellom de tre indeksene er ganske stor for varegruppene 4, 5 og 8. For varegruppene 1, 2, 3, 6 og 7 er det tildeles betydelig avvik. Mest ekstreme avvik finnes for gruppene 2, 3, 9, 10 og 11. Hva dette skyldes er ikke lett å si sikkert med den informasjonen tilgjengelig. Vi tror at det skyldes at varegrupperinger er for grov slik at forutsetningene i Dagsvik og Brubakk (1998a) blir tvilsomme. Det som synes spesielt merkelig er at for varegruppe 2, ligger Laspeyres indeks og $I_{2t}^*(\alpha, n_2)$ nær hverandre, i motsetning til for eksempel varegruppe 3, der Laspeyres indeks og $I_{3t}(\alpha)$ ligger nær hverandre. For varegruppene 9, 10 og 11 er det som nevnt store avvik. Dagsvik og Brubakk (1998a) har benyttet en finere varegruppering, og der får de godt samsvar mellom ulike elementærindekser basert på butikkpriser. Grunnen til at jeg ikke kan benytte en like fin varegruppering her er at

utvalget i Forbruksundersøkelsene er for lite, slik at $I_{jt}(\alpha)$ som er basert på enhetspriser blir upresis.

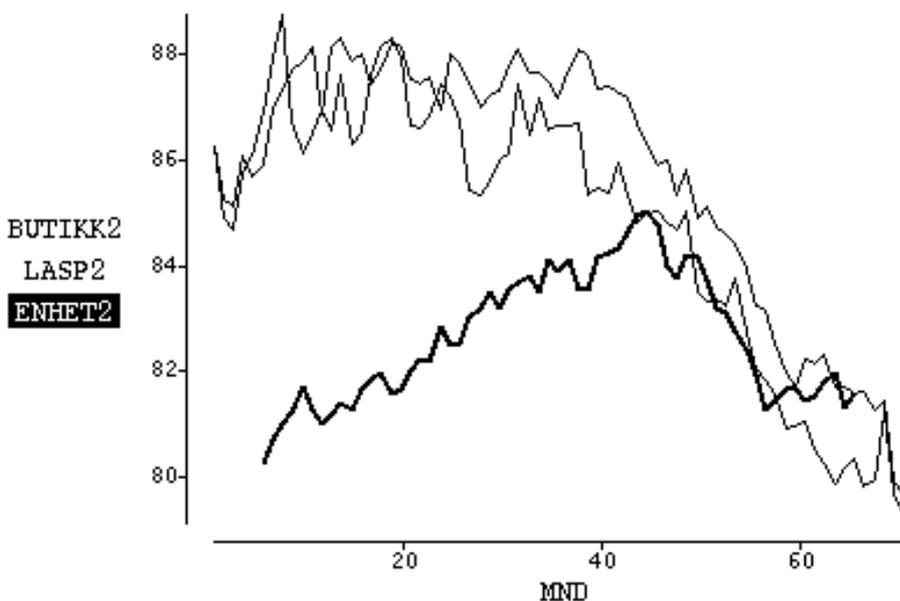
Figur 1. Varegruppe 1 Brød, mel, osv

Laspeyres indeks og indekser basert på henholdsvis butikkpriser og enhetspriser



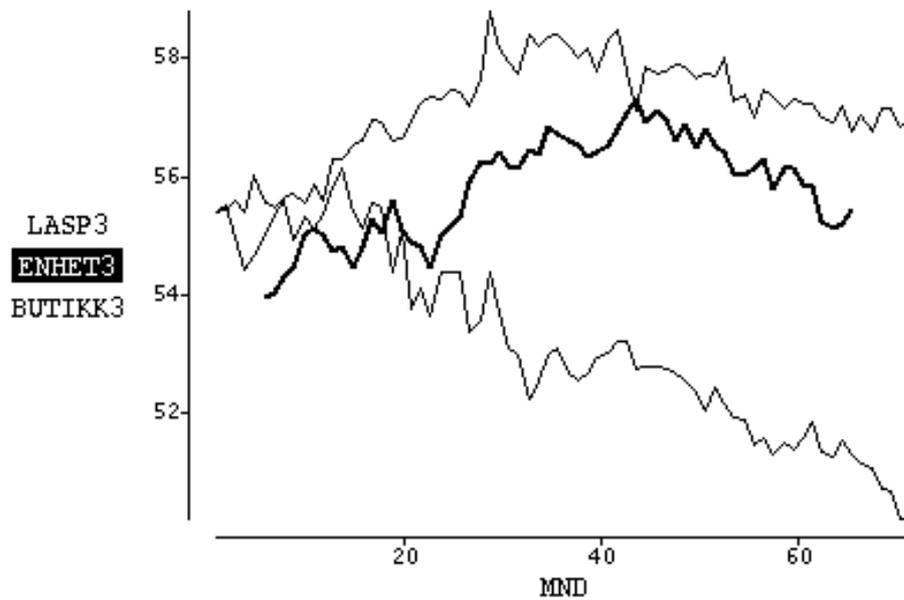
Figur 2. Varegruppe 2 Kjøtt

Laspeyres indeks og indekser basert på henholdsvis butikkpriser og enhetspriser



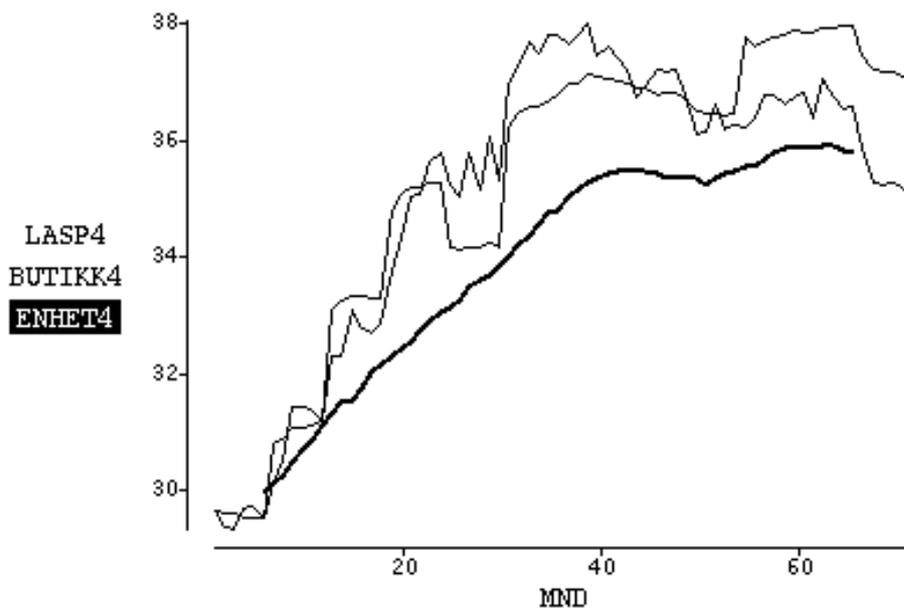
Figur 3. Varegruppe 3 Fisk

Laspeyres indeks og indekser basert på henholdsvis butikkpriser og enhetspriser



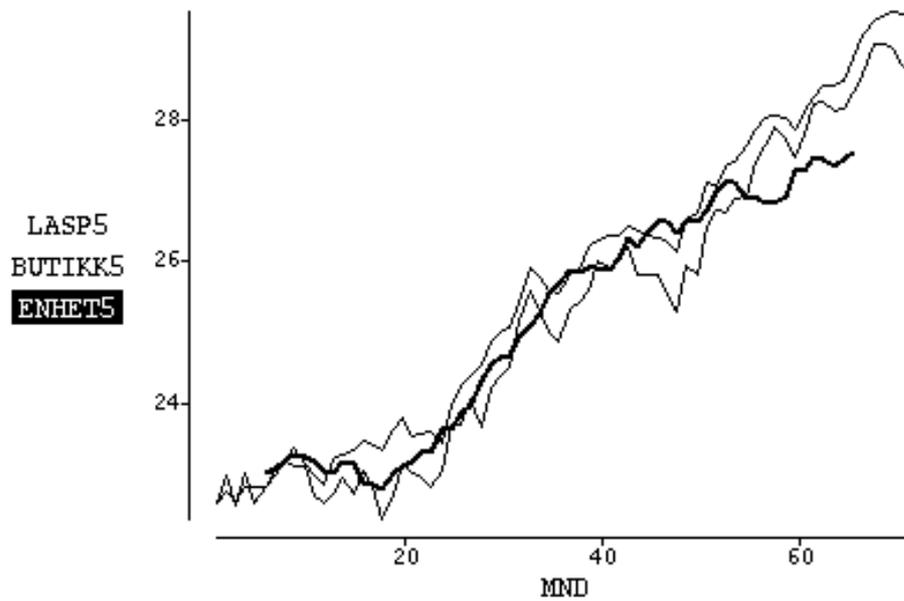
Figur 4. Varegruppe 4 Melk og ost

Laspeyres indeks og indekser basert på henholdsvis butikkpriser og enhetspriser



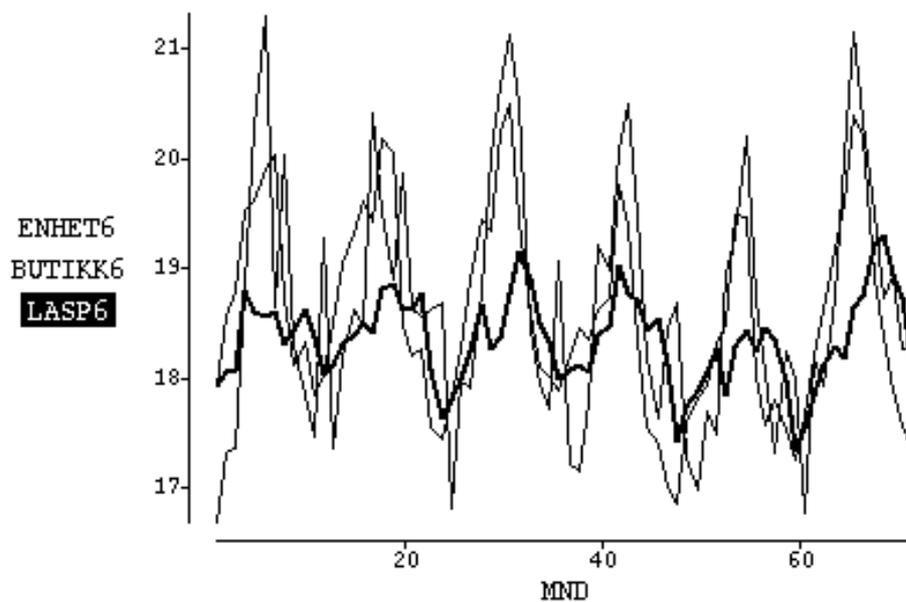
Figur 5. Varegruppe 5 Smør og spiseoljer

Laspeyres indeks og indekser basert på henholdsvis butikkpriser og enhetspriser



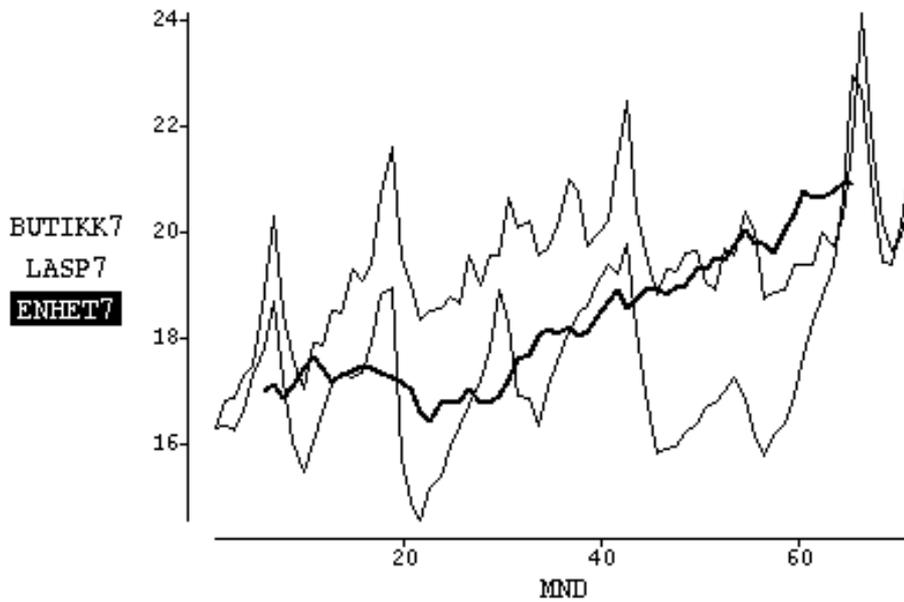
Figur 6. Varegruppe 6 Frukt og grønnsaker

Laspeyres indeks og indekser basert på henholdsvis butikkpriser og enhetspriser



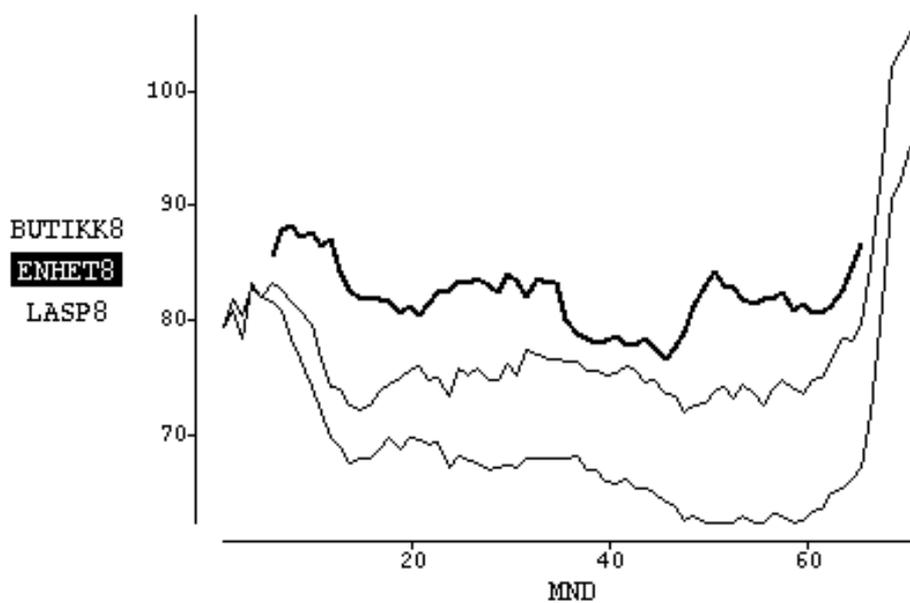
Figur 7. Varegruppe 7 Poteter og varer laget av poteter

Laspeyres indeks og indekser basert på henholdsvis butikkpriser og enhetspriser



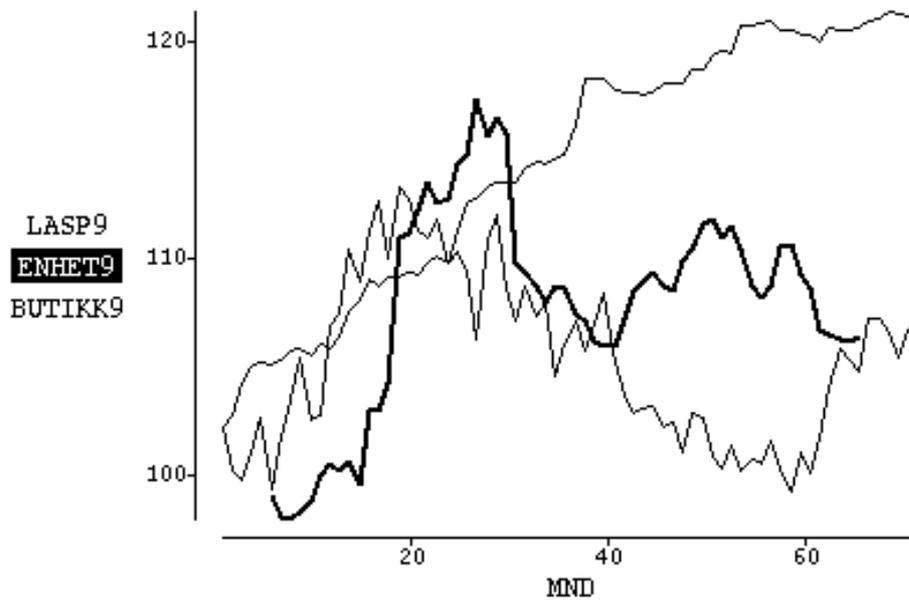
Figur 8. Varegruppe 8 Kaffe, te, kakao

Laspeyres indeks og indekser basert på henholdsvis butikkpriser og enhetspriser



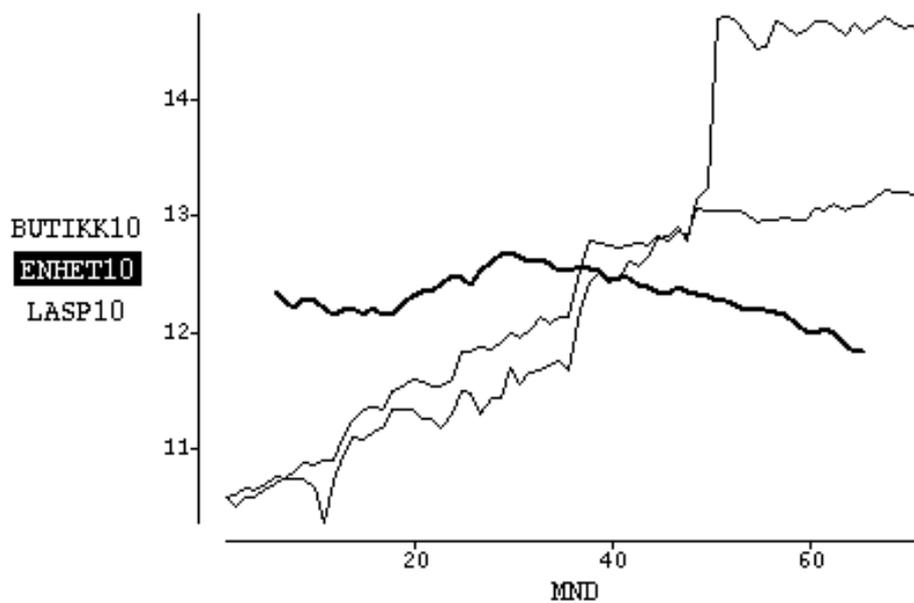
Figur 9. Varegruppe 9 Andre matvarer

Laspeyres indeks og indekser basert på henholdsvis butikkpriser og enhetspriser



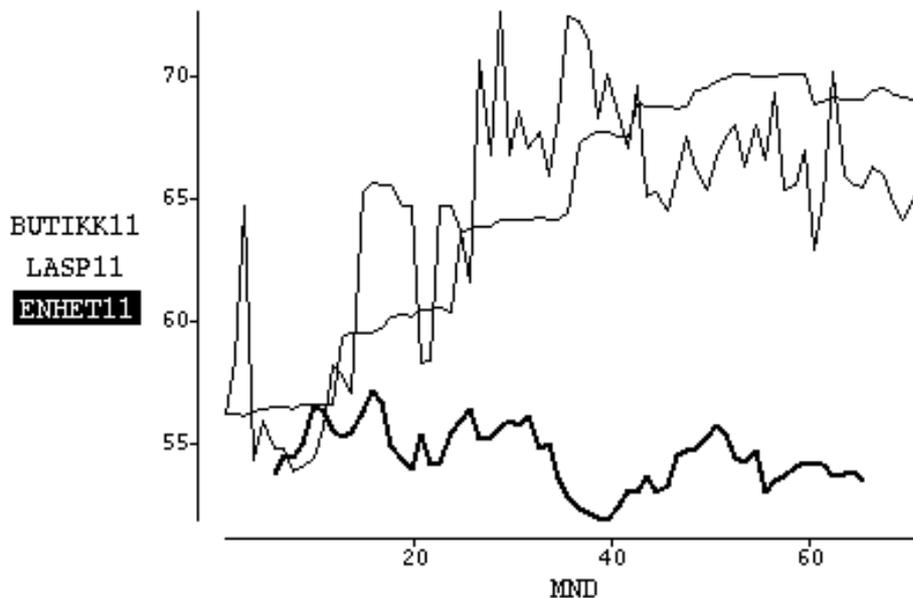
Figur 10. Varegruppe 10 Mineralvann

Laspeyres indeks og indekser basert på henholdsvis butikkpriser og enhetspriser



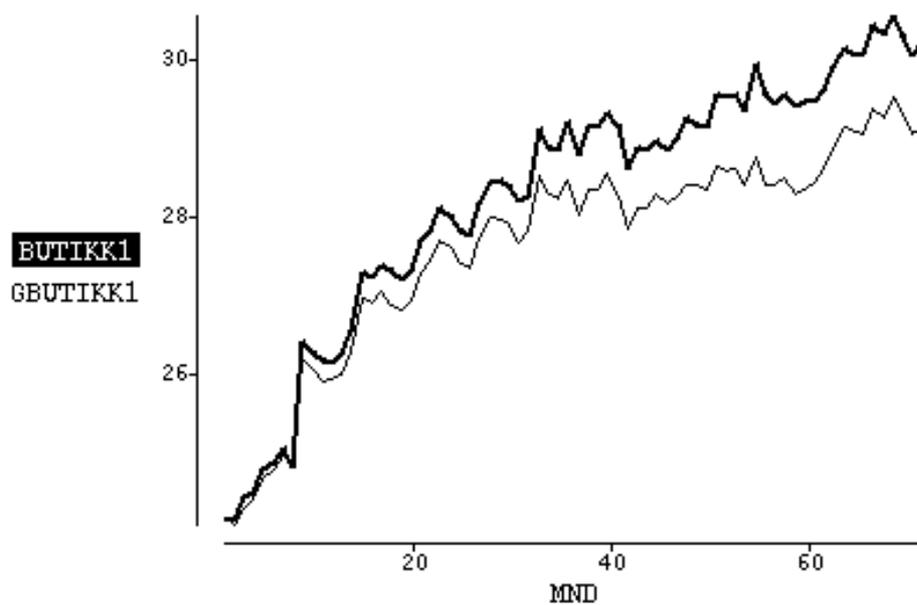
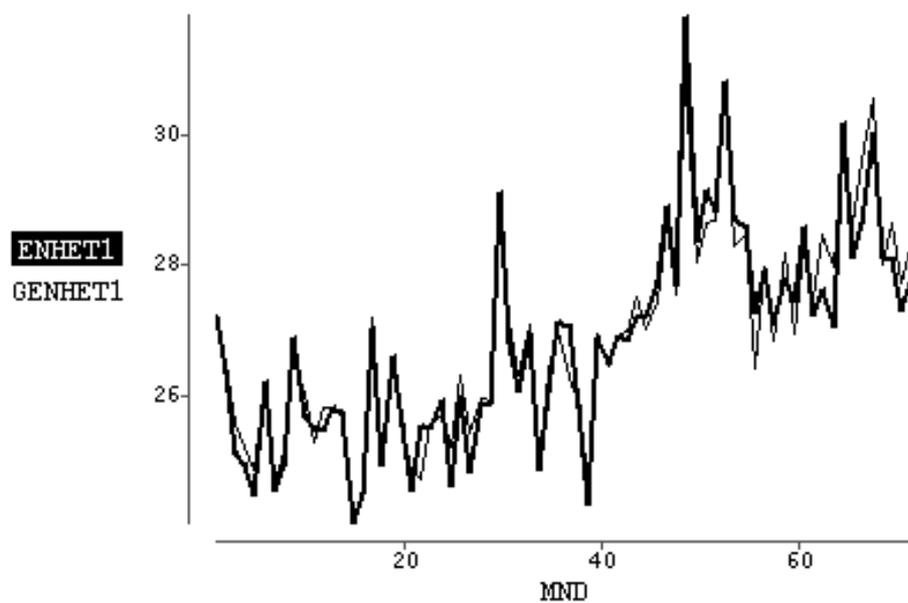
Figur 11. Varegruppe11 Alkohol

Laspeyres indeks og indekser basert på henholdsvis butikkpriser og enhetspriser

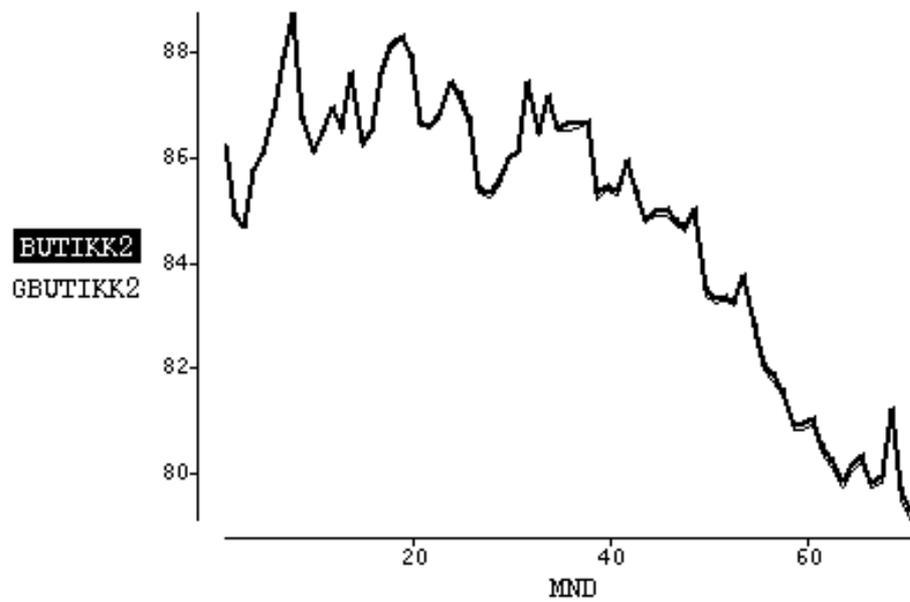
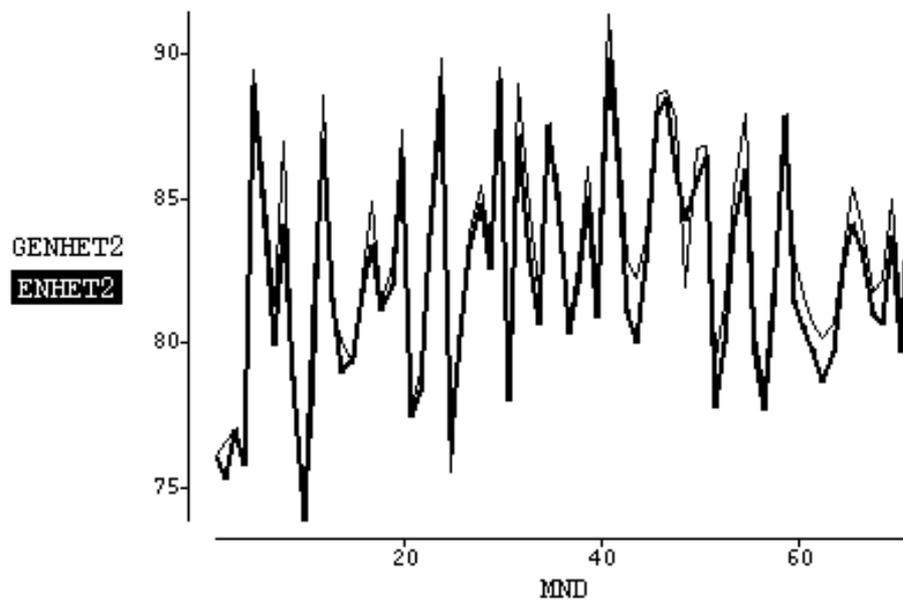


De generaliserte gjennomsnittene er kontinuerlig i α i den forstand at det konvergerer mot det geometriske gjennomsnitt når $\alpha \rightarrow 0$. Nedenfor (Figur 12 til 22) har vi laget figurer for å sammenligne de elementærreggregatene i prisindekser (basert både på enhetspriser og butikkpriser) når α er lik henholdsvis 0 og 0,63. Som sagt før betyr liten verdi på α stor heterogenitet. Vi ser at bortsett fra varegruppe 7, 8 og 9 er det ganske bra samsvar mellom $I_{j_t}(\alpha)$ og $I_{j_t}(0)$, samt mellom $I_{j_t}^*(\alpha, n_j)$ og $I_{j_t}^*(0, n_j)$. I de figurene nedenfor svarer “GENHET” og “GBUTIKK” til de beregnete elementærreggregatene når α er lik 0.

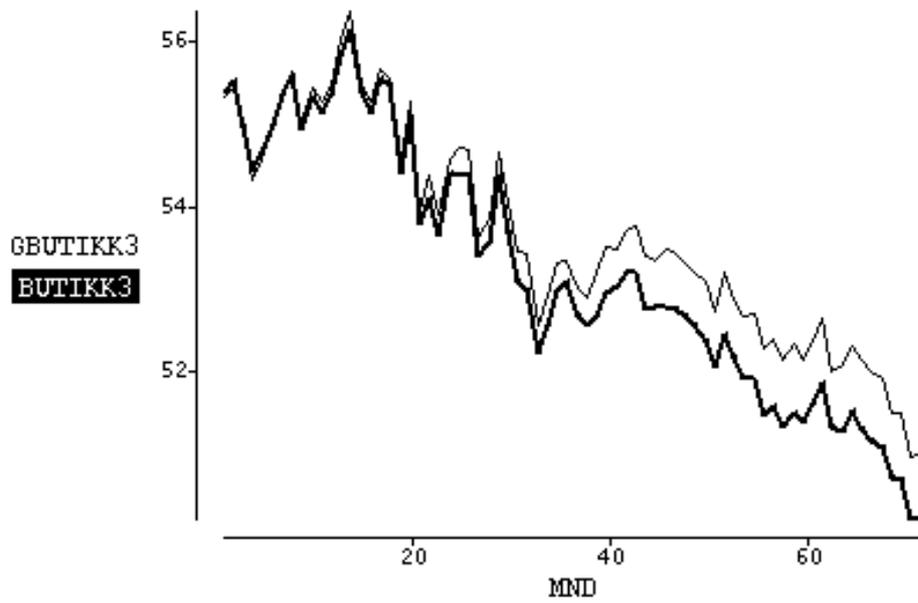
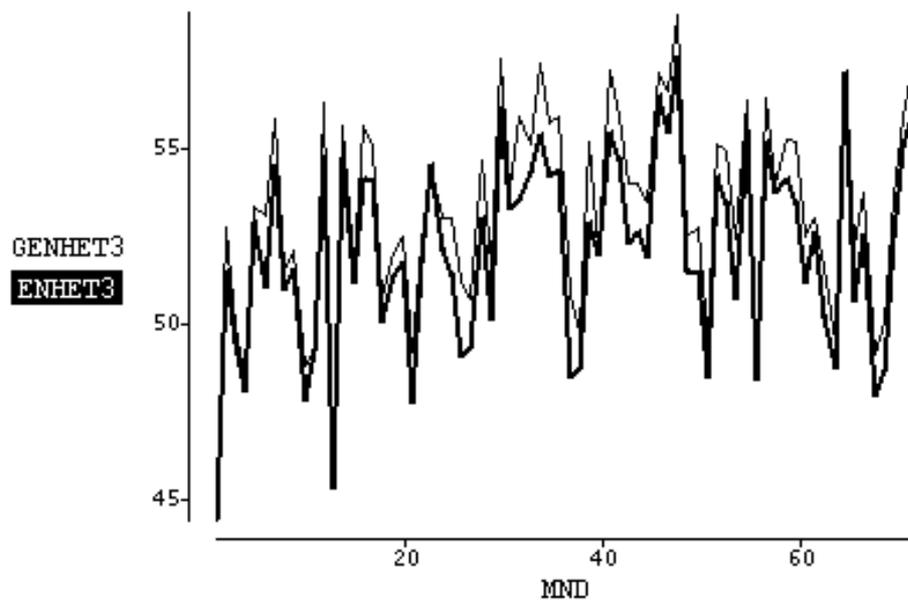
Figur 12. Varegruppe 1 brød, mel, osv



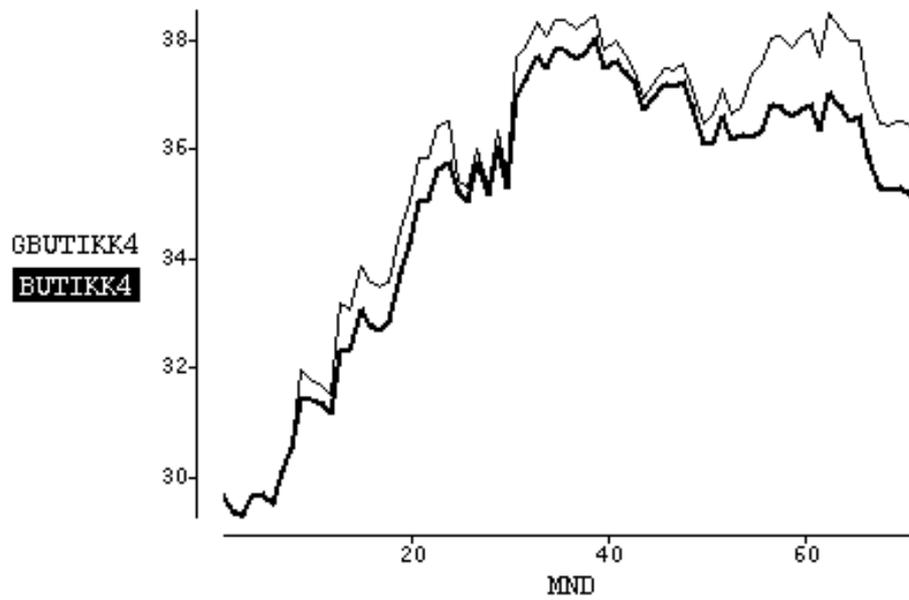
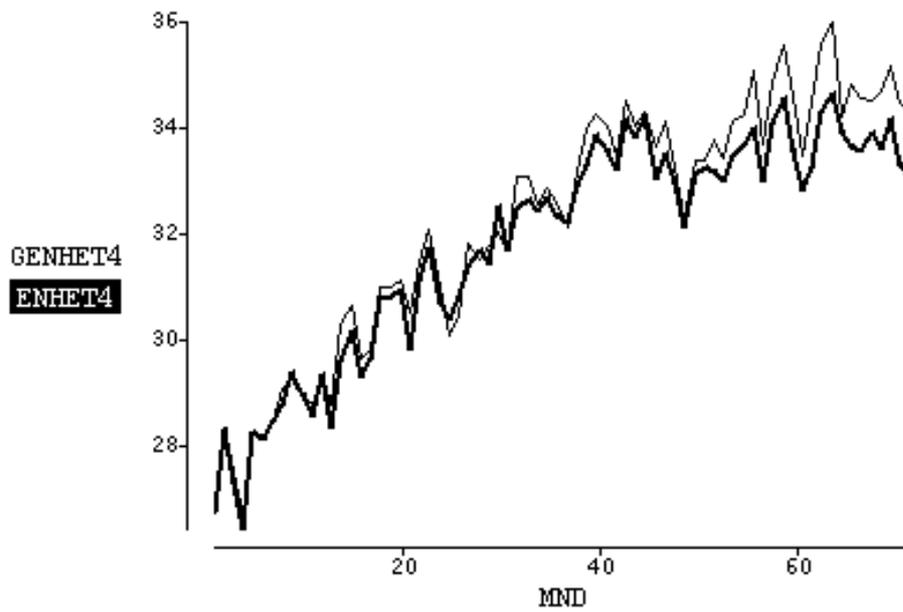
Figur 13. Varegruppe 2 kjøtt



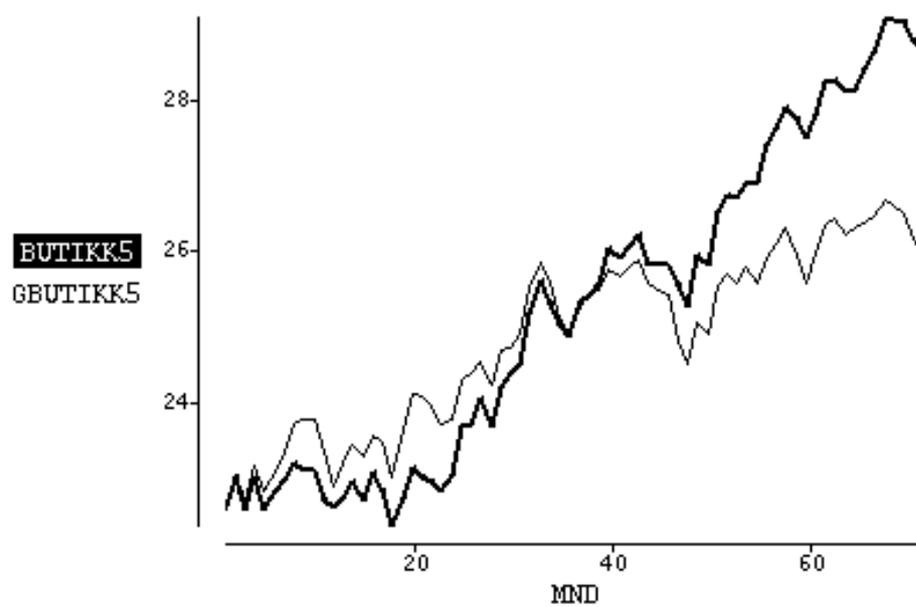
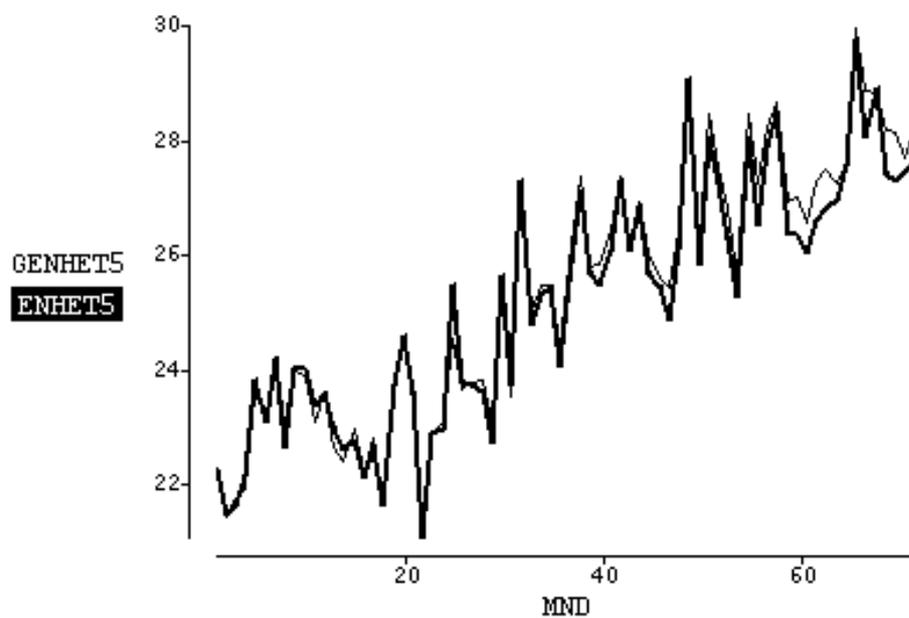
Figur 14. Varegruppe 3 fisk



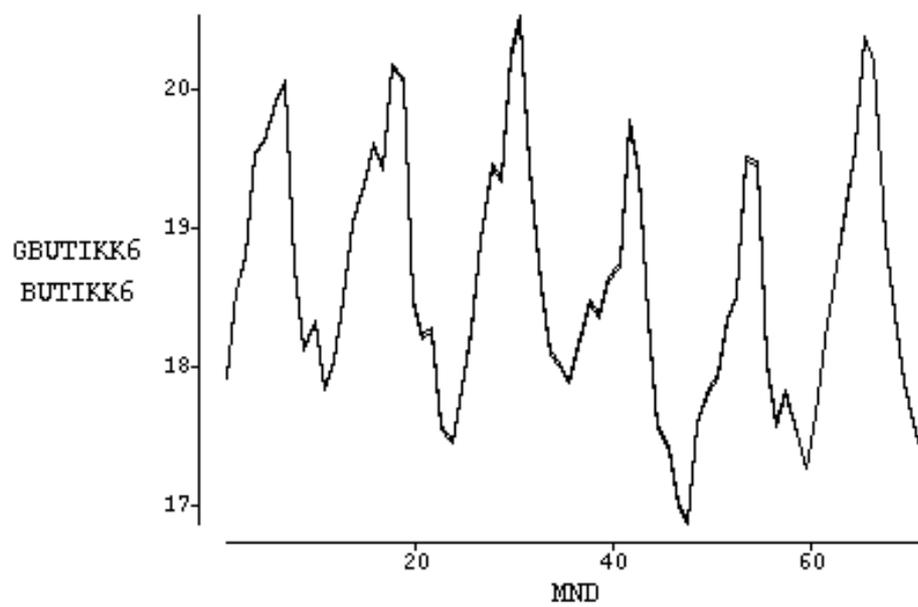
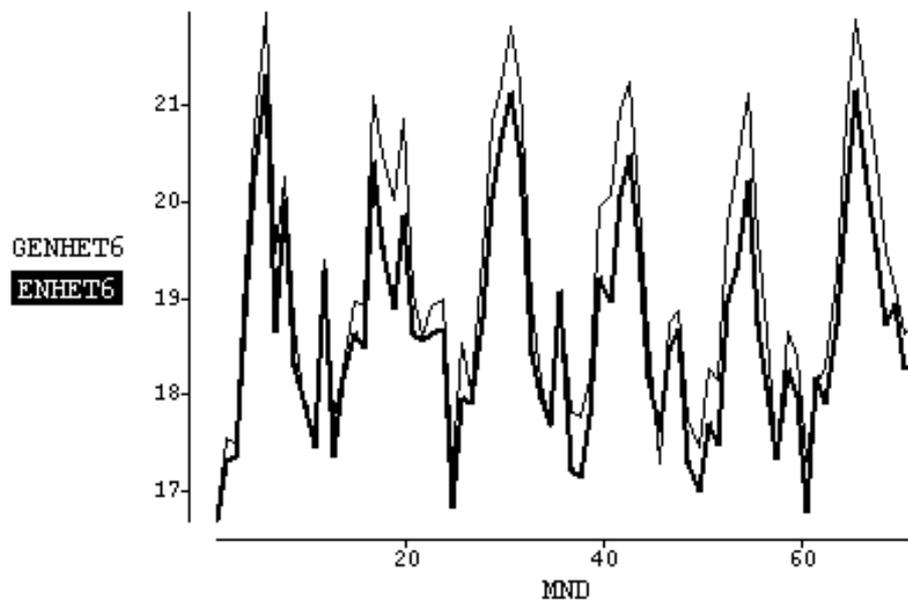
Figur 15. Varegruppe 4 melk og ost



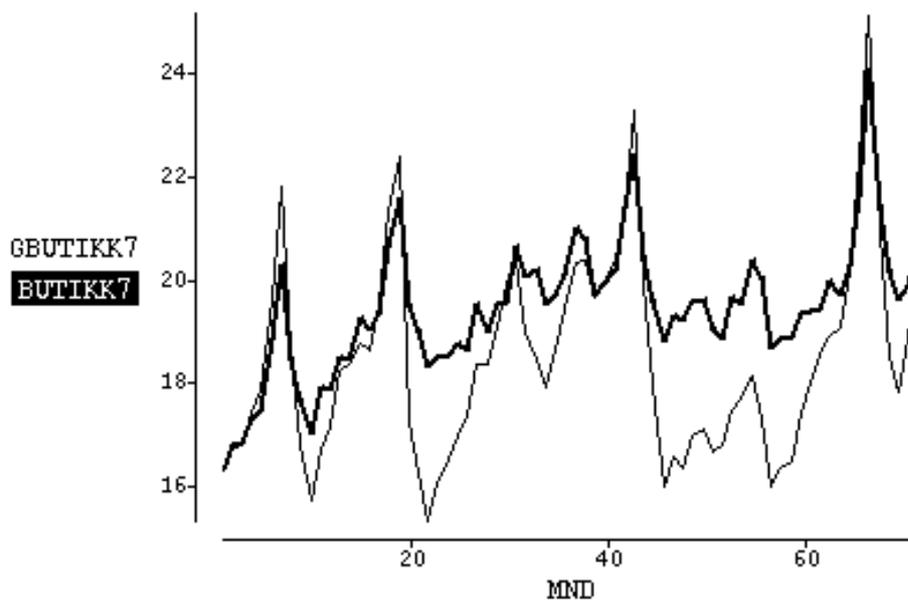
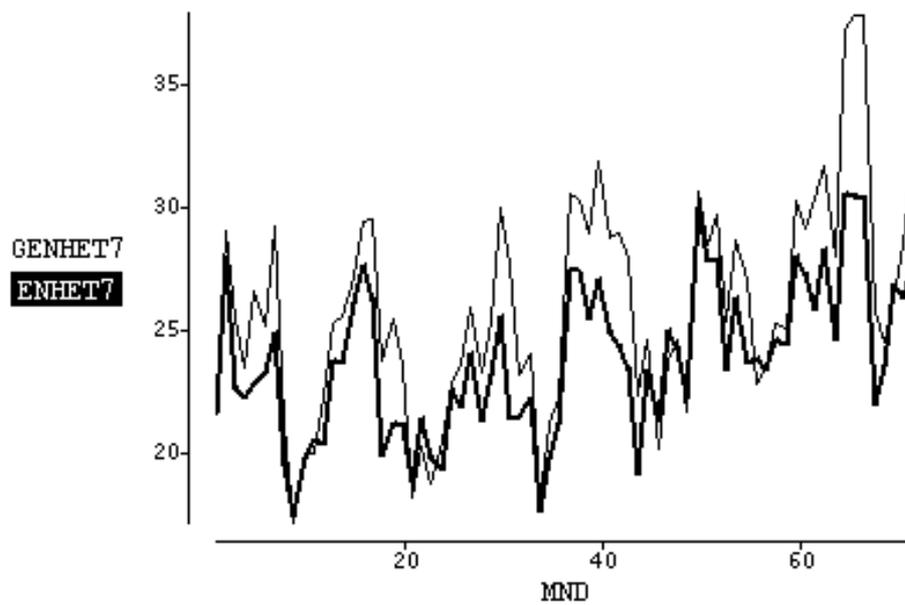
Figur 16. Varegruppe 5 smør og spiseoljer



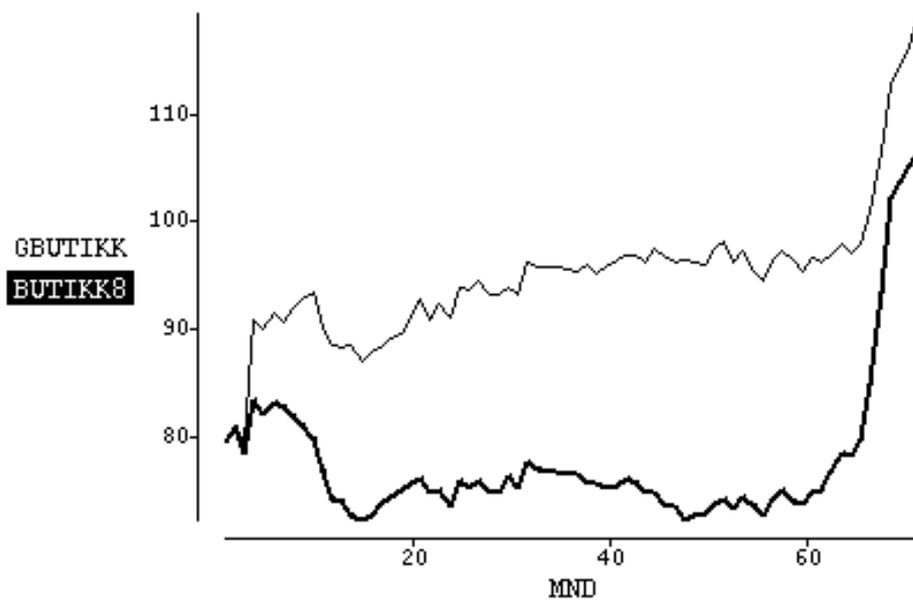
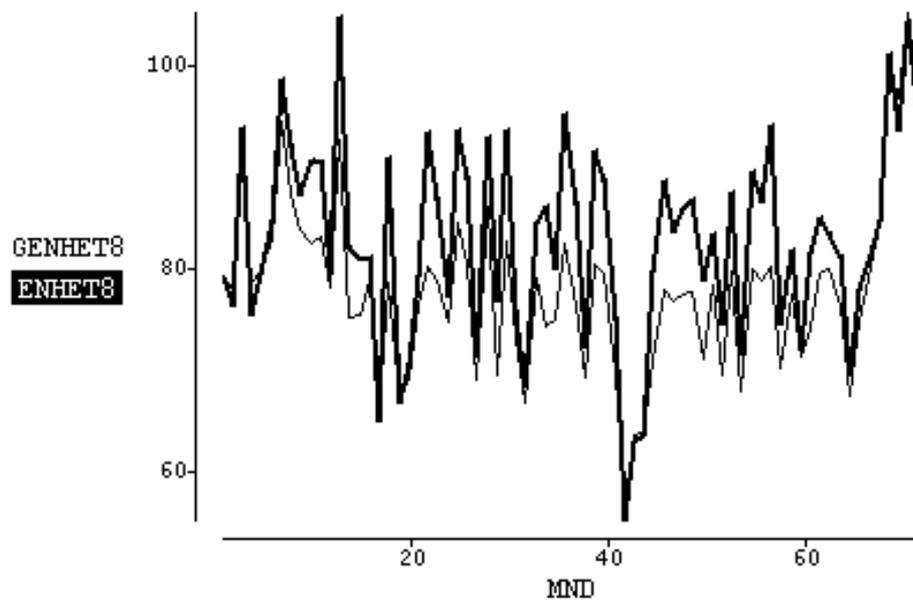
Figur 17. Varegruppe 6 frukt og grønnsaker



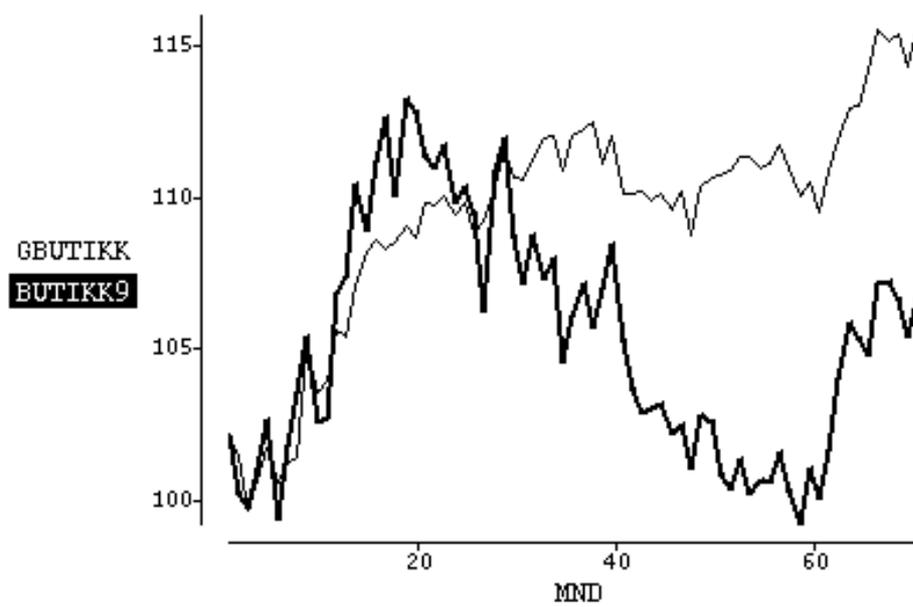
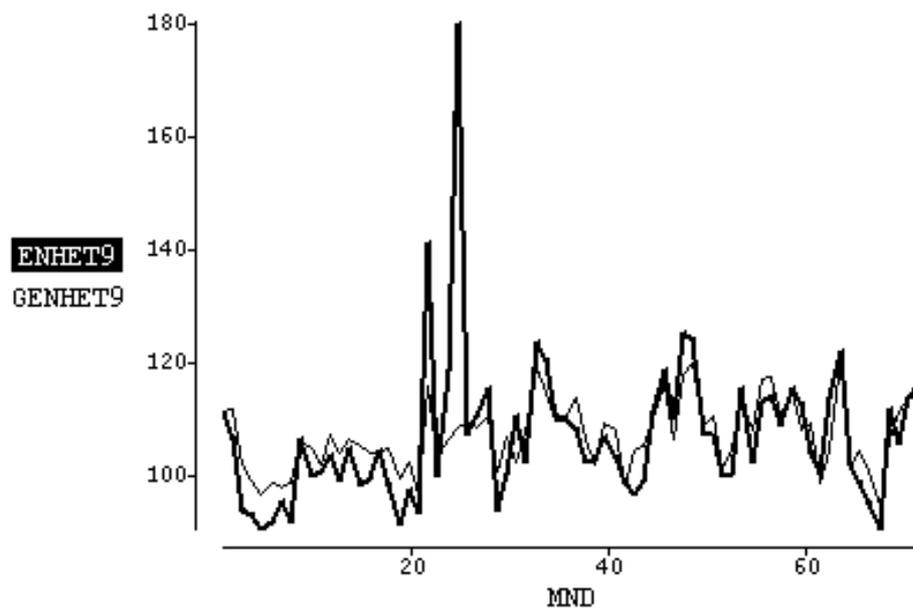
Figur 18. Varegruppe 7 poteter og varer laget av poteter



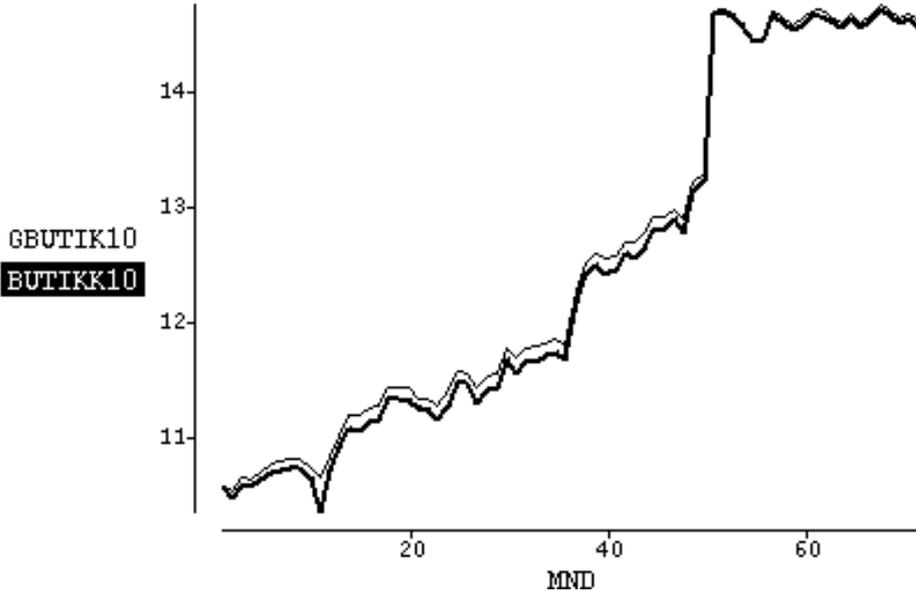
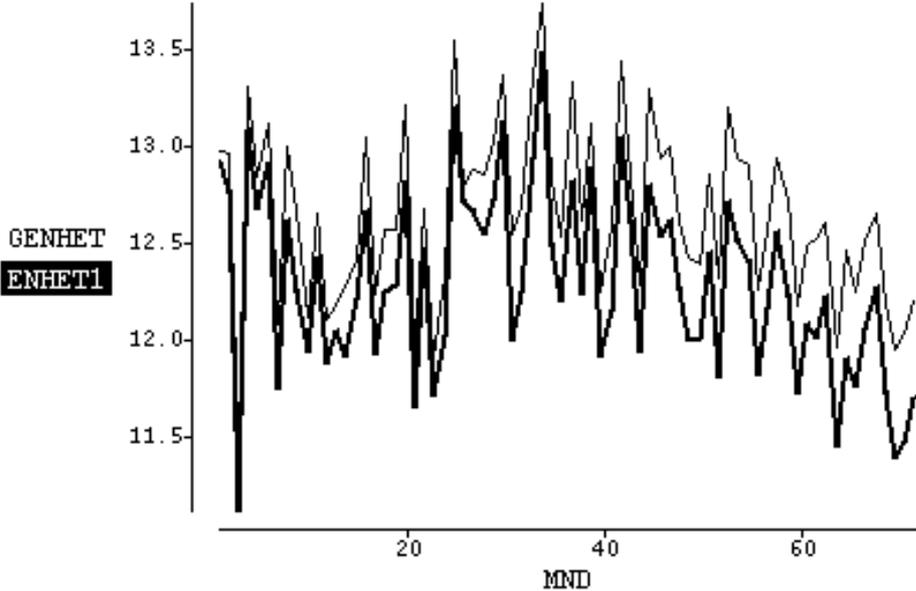
Figur 19. Varegruppe 8 Kaffe, te, kakao



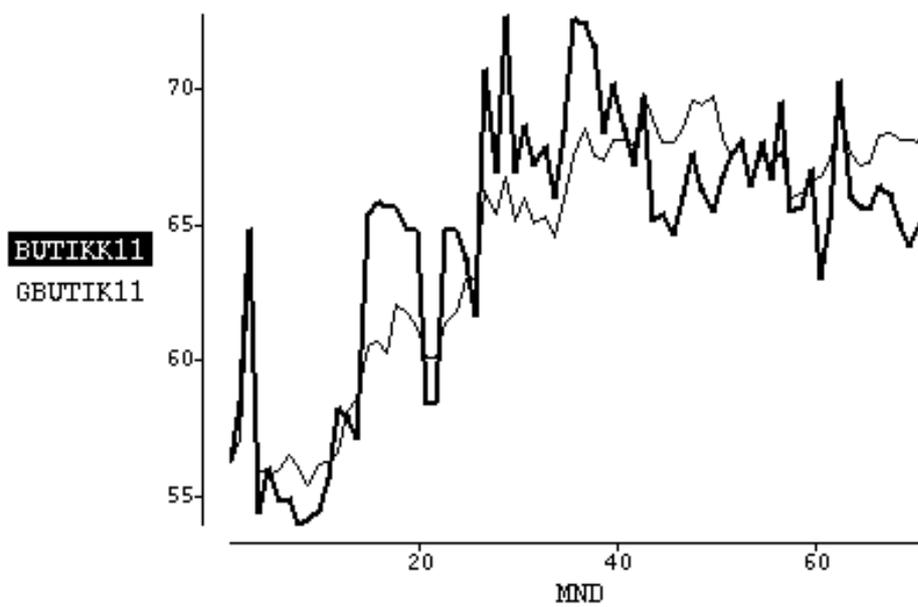
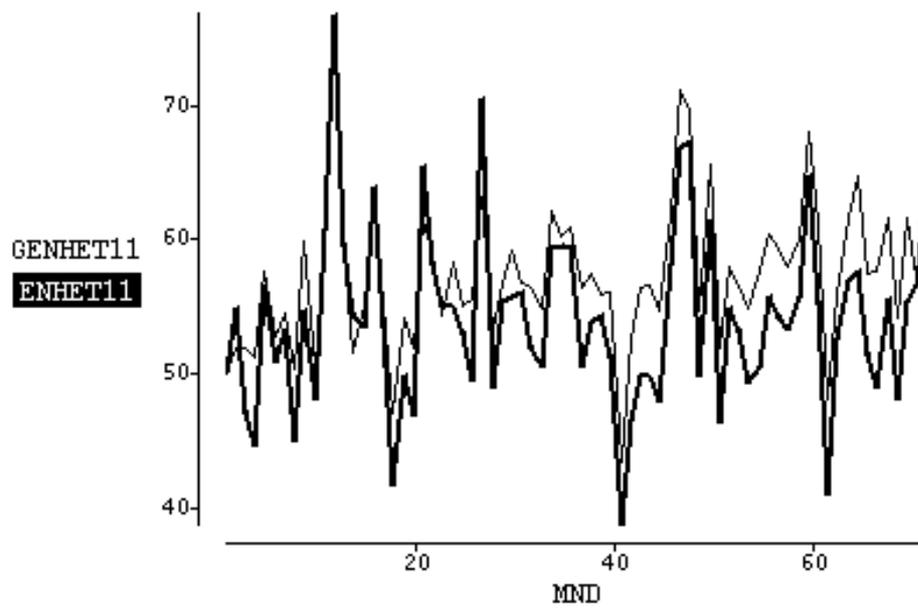
Figur 20. Varegruppe 9 andre matvarer



Figur 21. Varegruppe 10 mineralvann



Figur 22. Varegruppe 11 alkohol



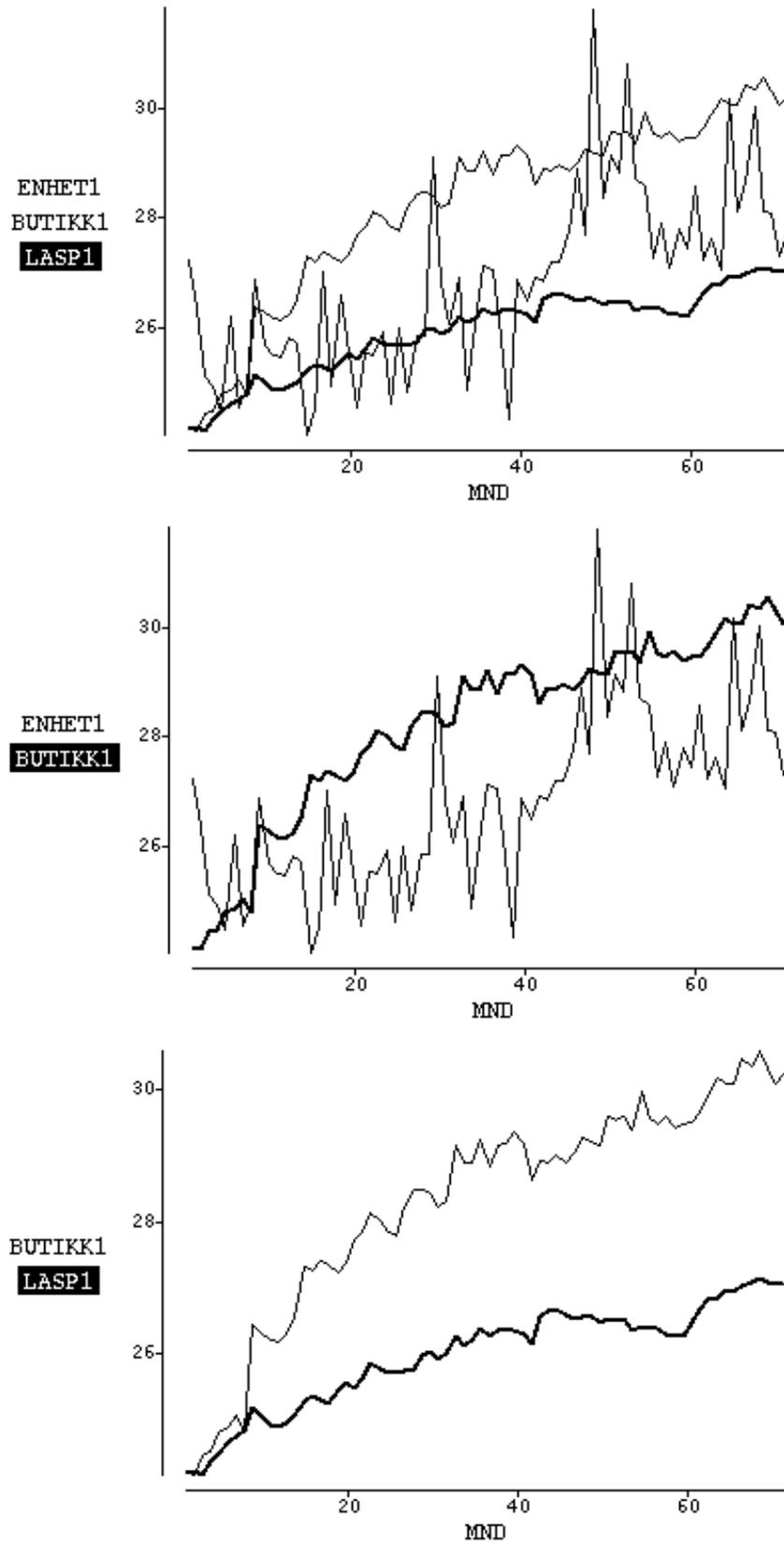
Referanser:

Dagsvik, J.K. og L. Brubakk (1998a): Price Indexes for Elementary Aggregates Derived from Behavioral Assumptions. *Discussion Papers*, no. **234**, Statistisk sentralbyrå.

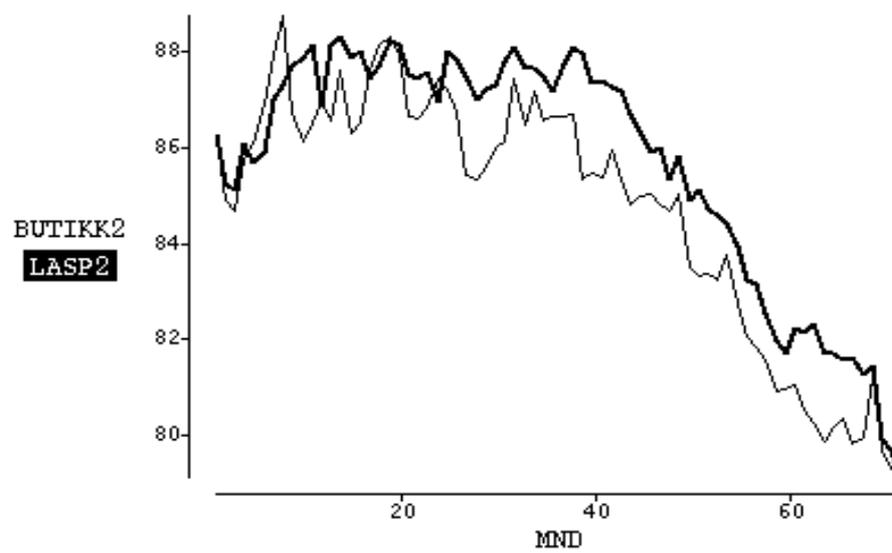
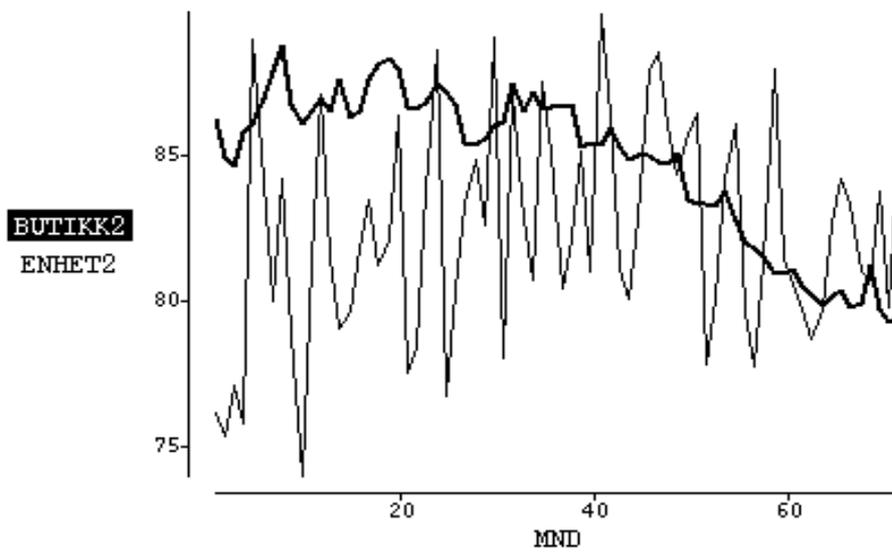
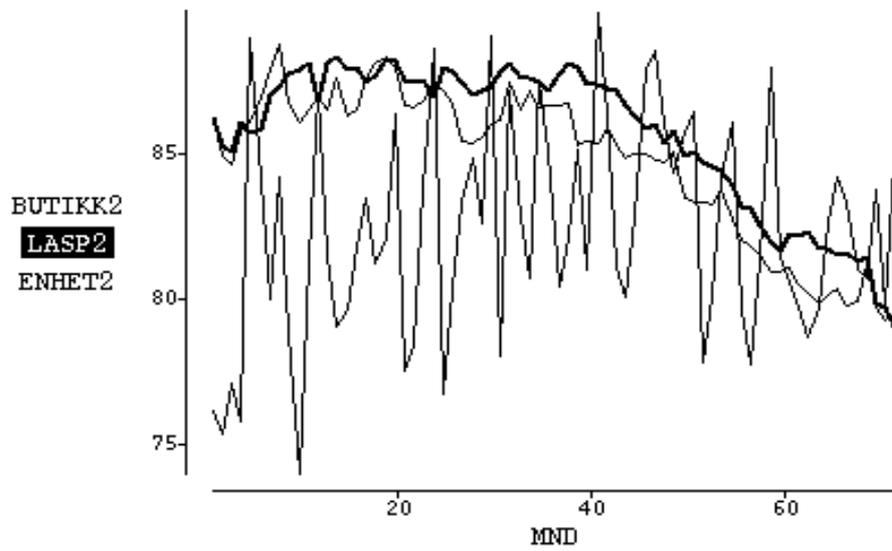
Brubakk, L. og J.K. Dagsvik (1998b): Consumer Demand and Unobservable Product Attributes. *Discussion Papers*, no. **223**, Statistisk sentralbyrå.

Vedlegg A: Originale enhetsprisindekser sammen med butikkprisindekser og Laspeyres indeks.

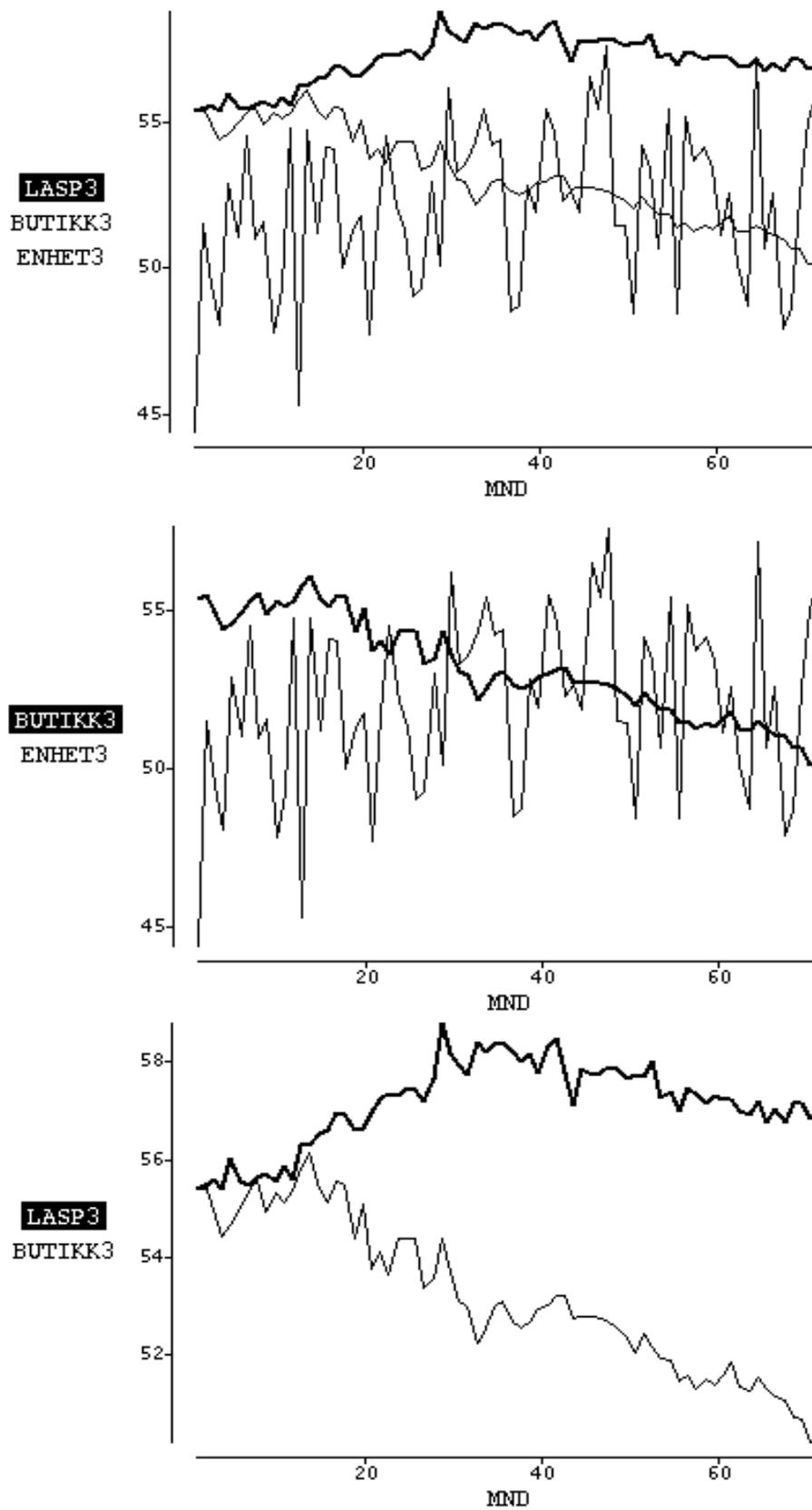
Figur A1. Varegruppe 1 brød, mel, osv



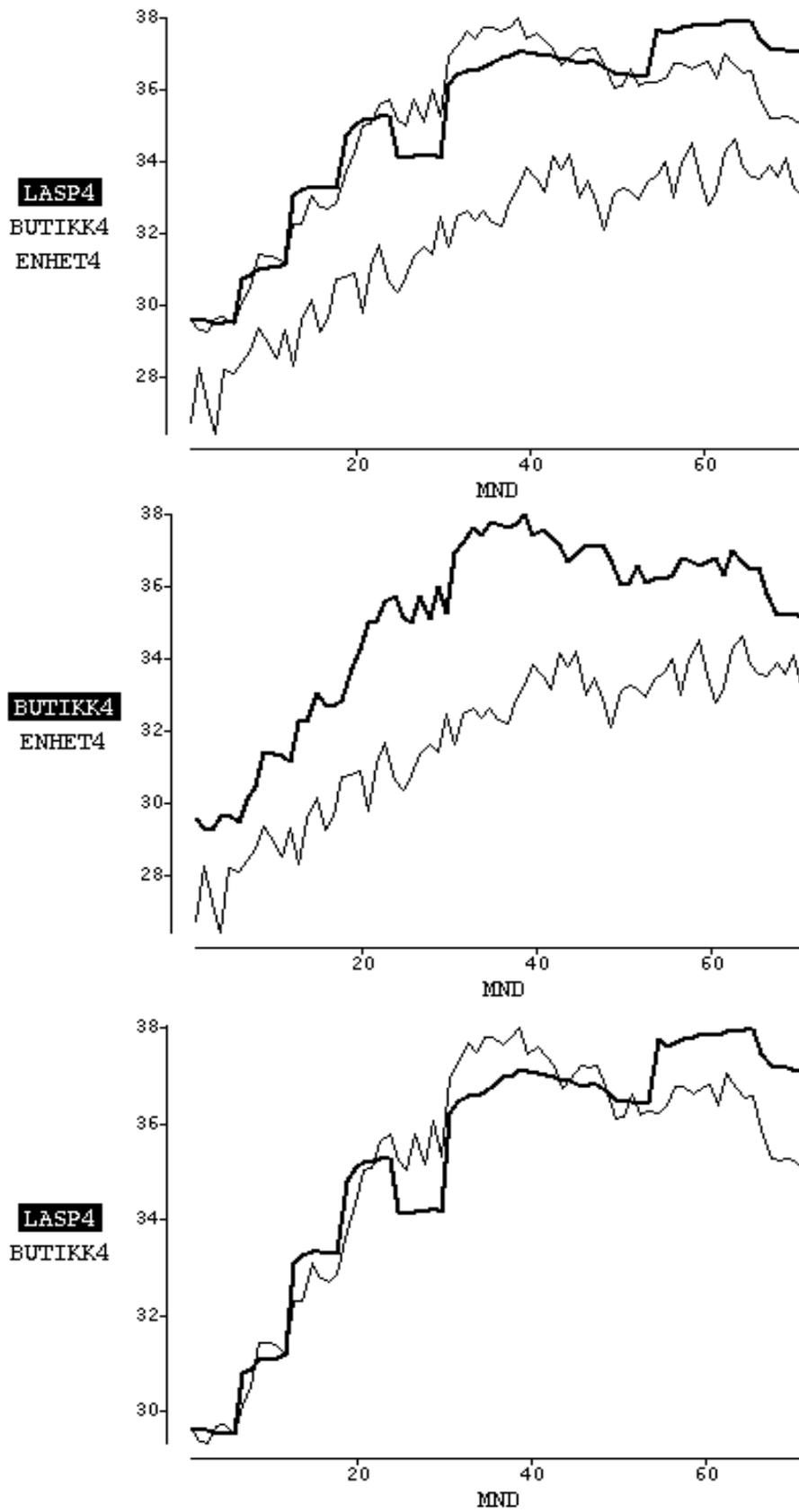
Figur A2. Varegruppe 2 kjøtt



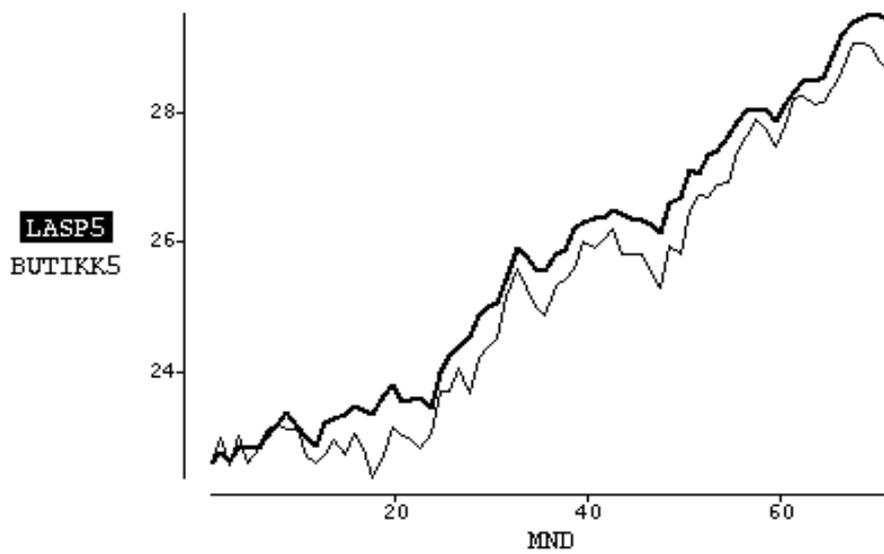
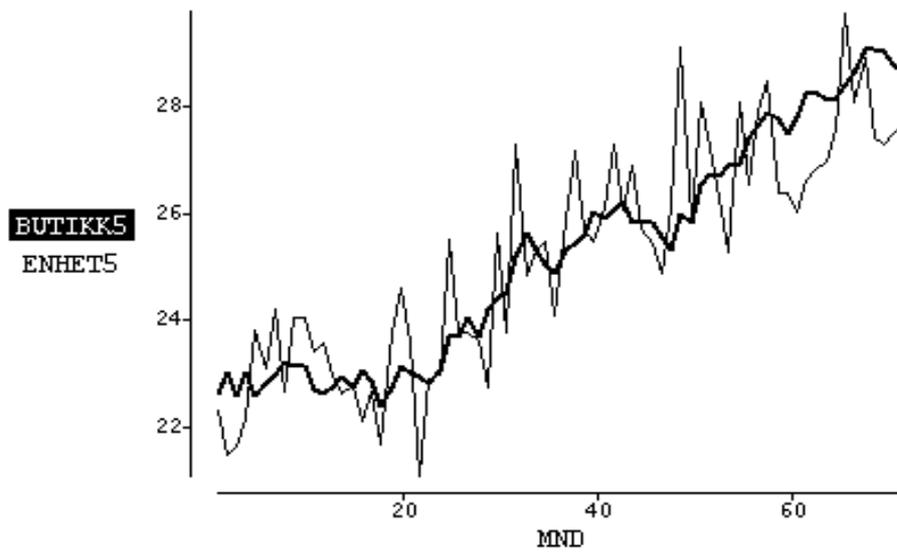
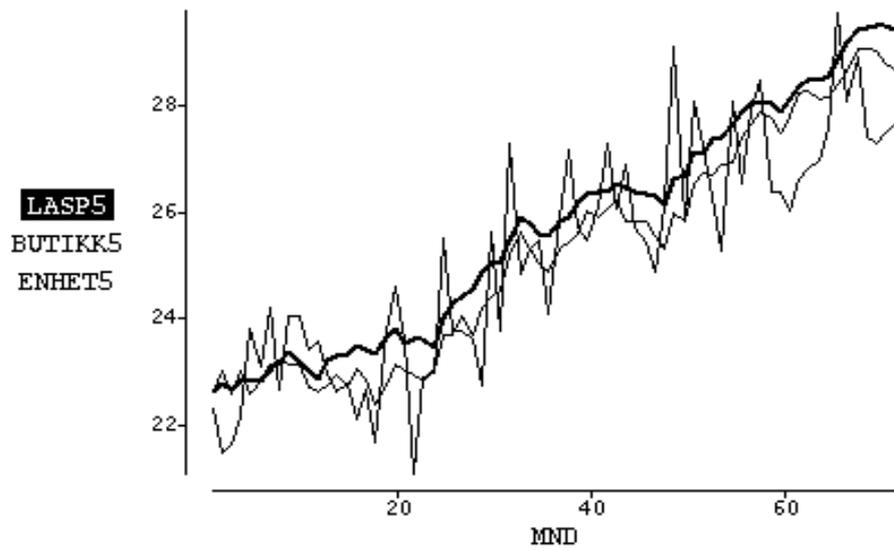
Figur A3. Varegruppe 3 fisk



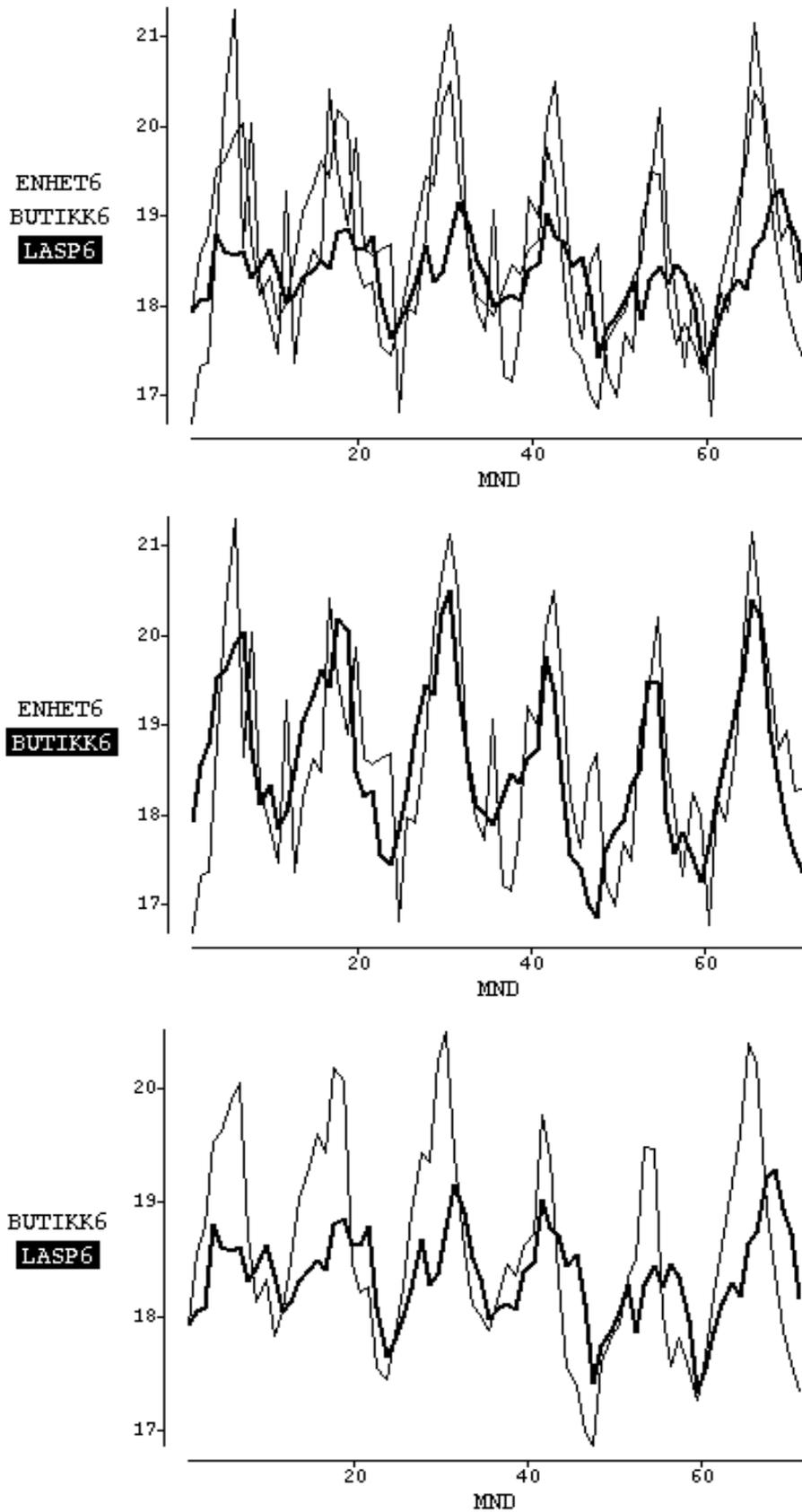
Figur A4. Varegruppe 4 melk og ost



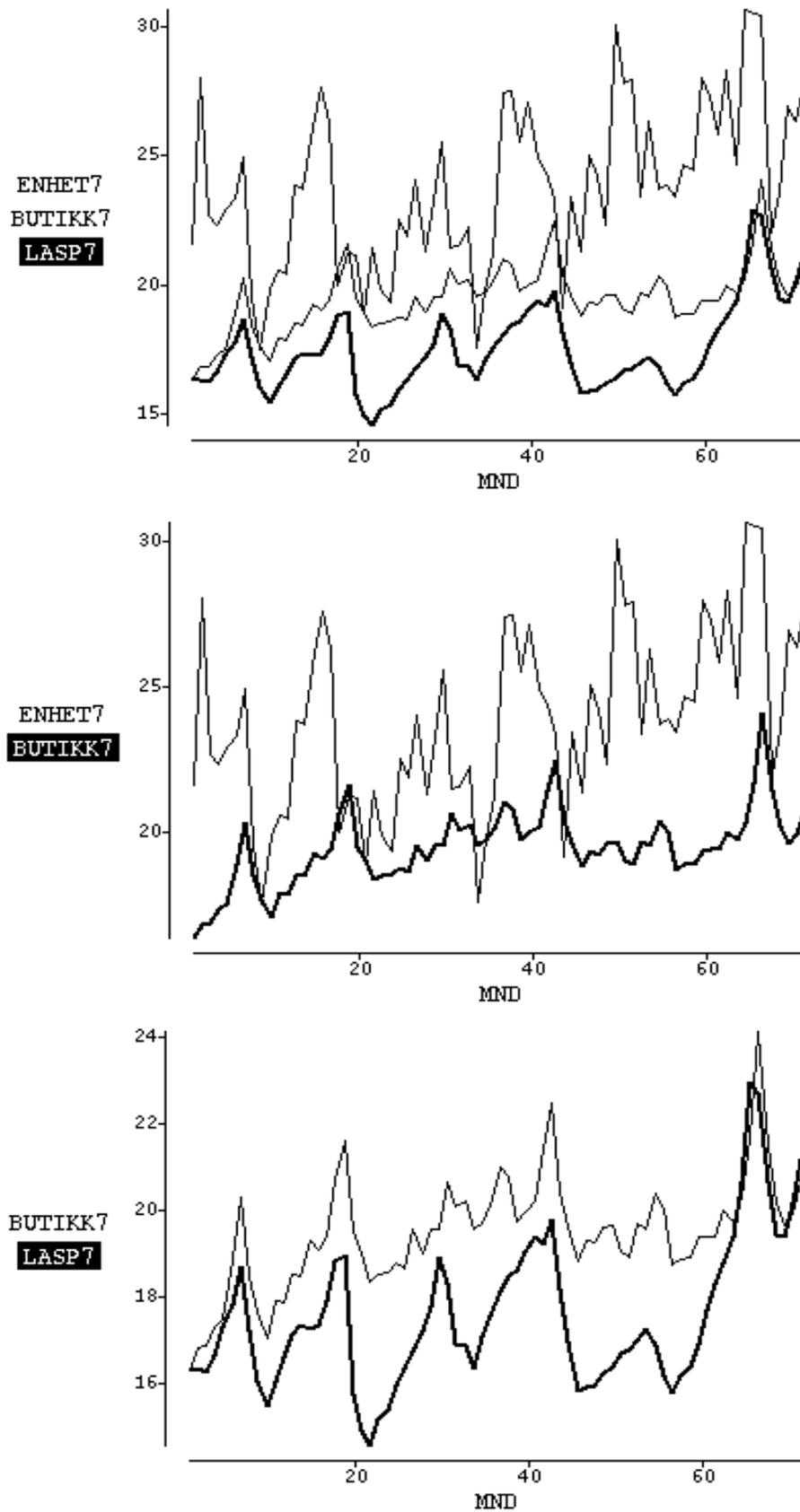
Figur A5. Varegruppe 5 smør og spiseoljer



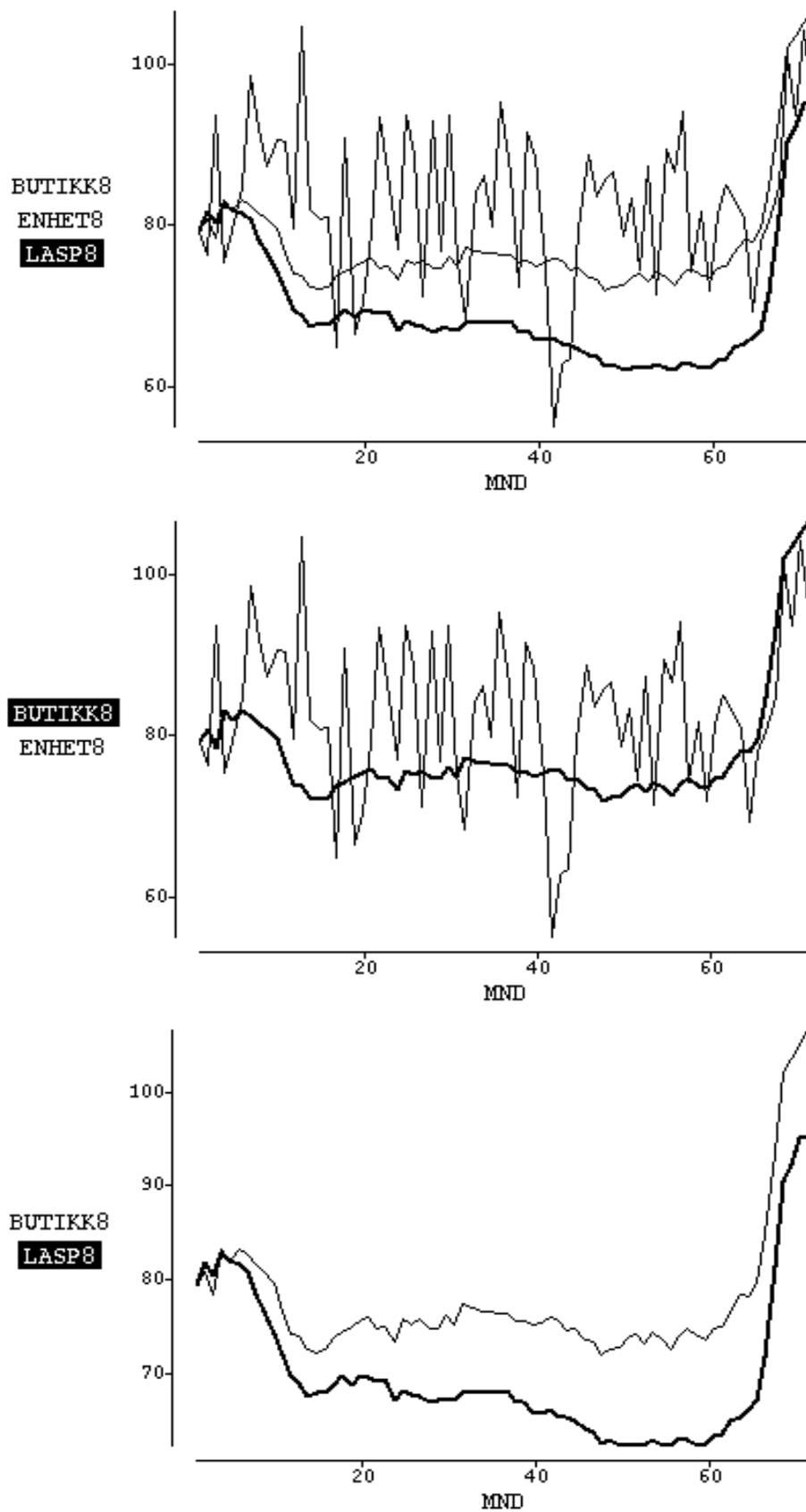
Figur A6. Varegruppe 6 frukt og grønnsaker



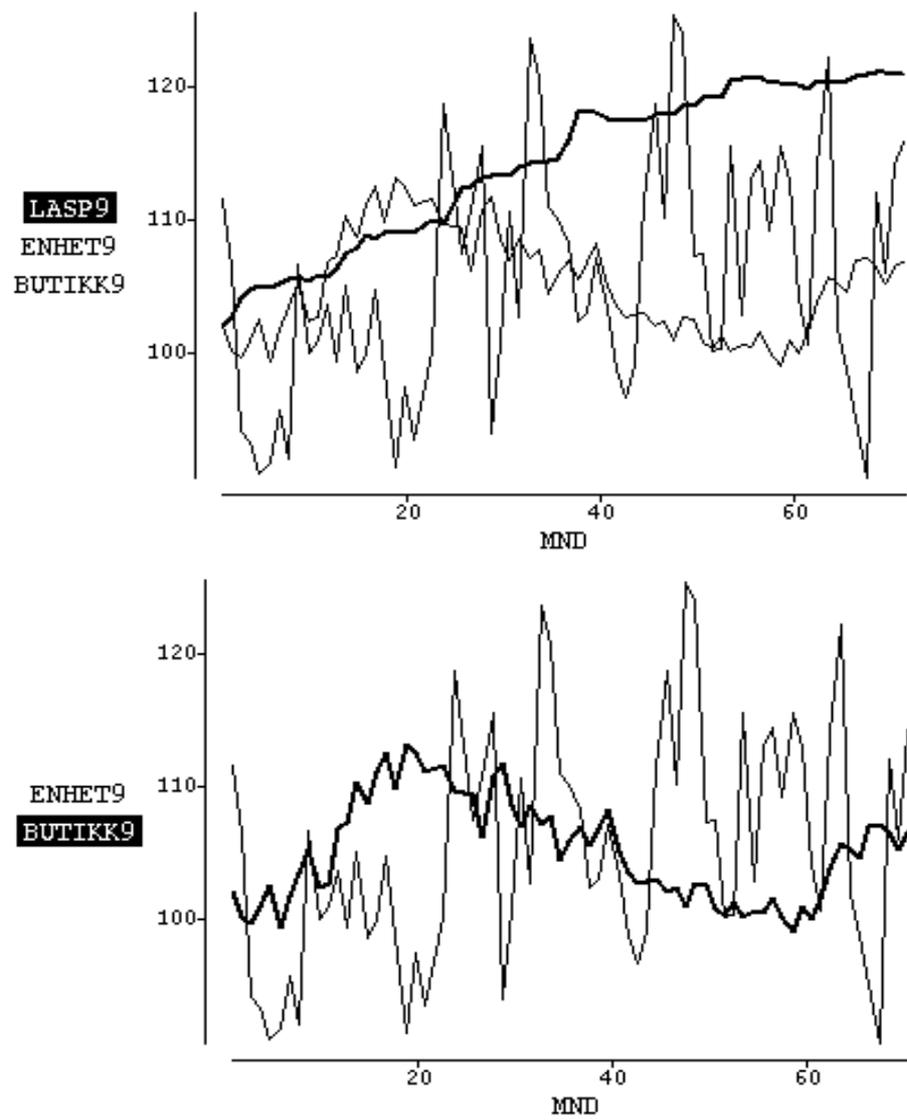
Figur A7. Varegruppe 7 poteter og varer laget av poteter

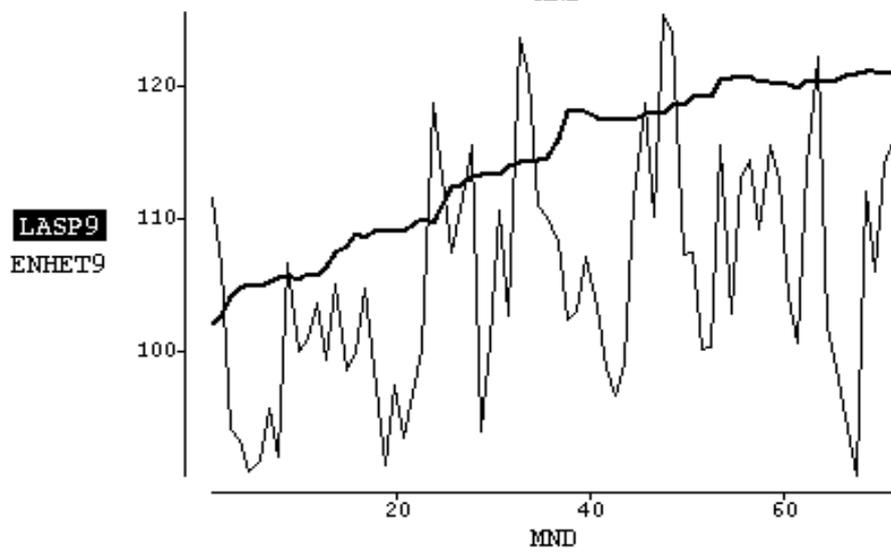
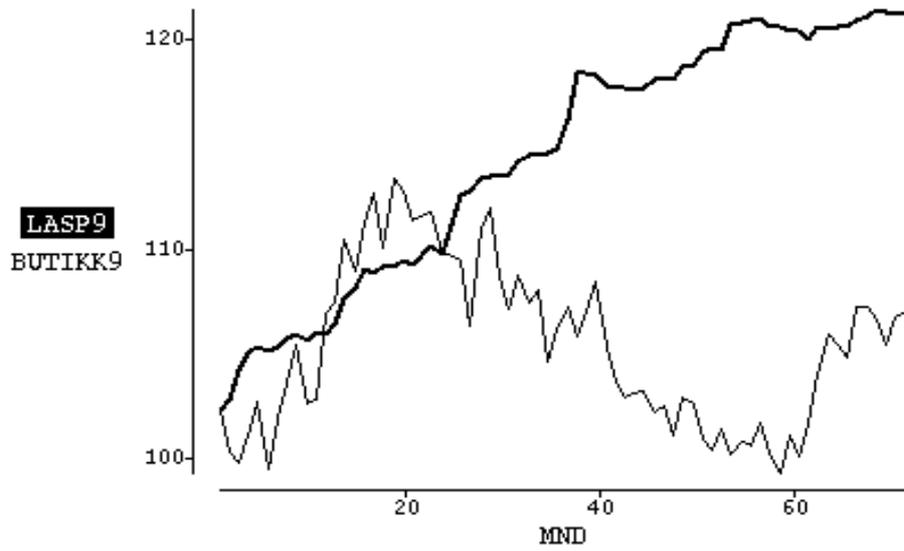


Figur A8. Varegruppe 8 kaffe, te, kakao

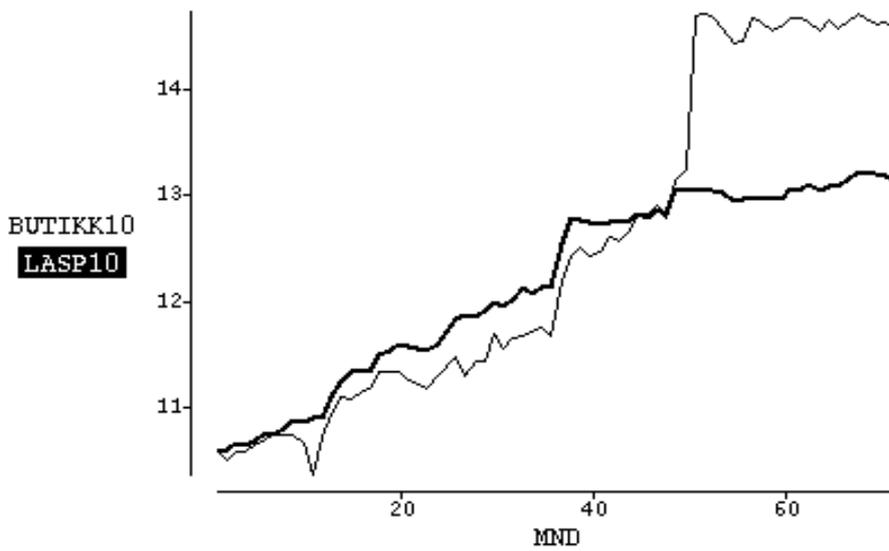
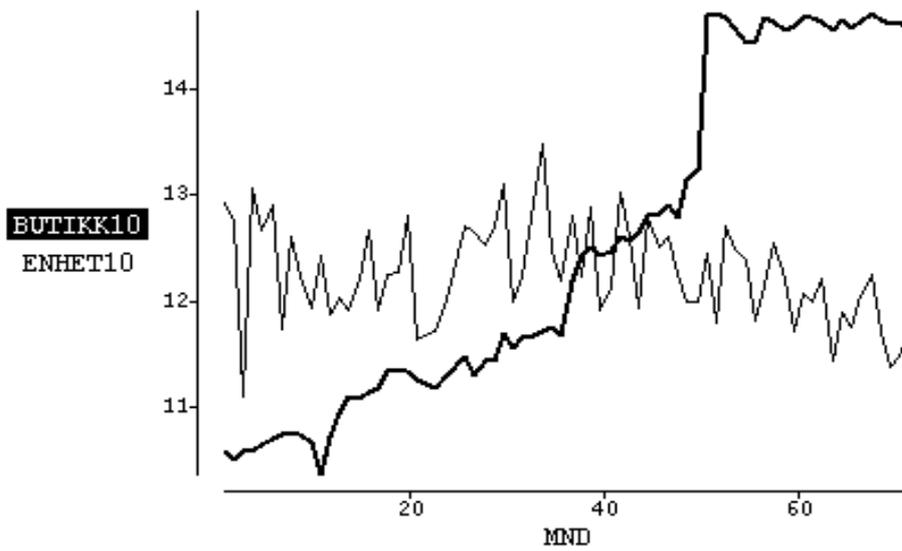
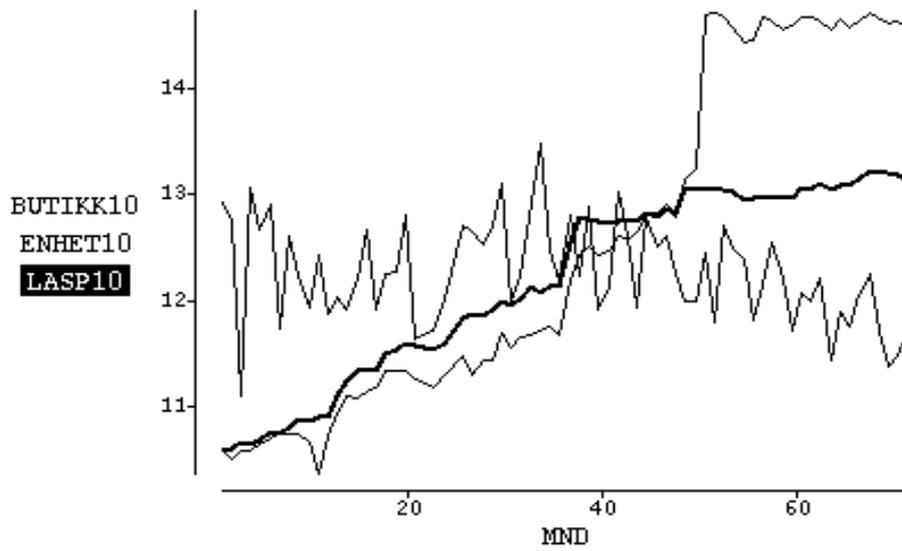


Figur A9. Varegruppe 9 andre matvarer

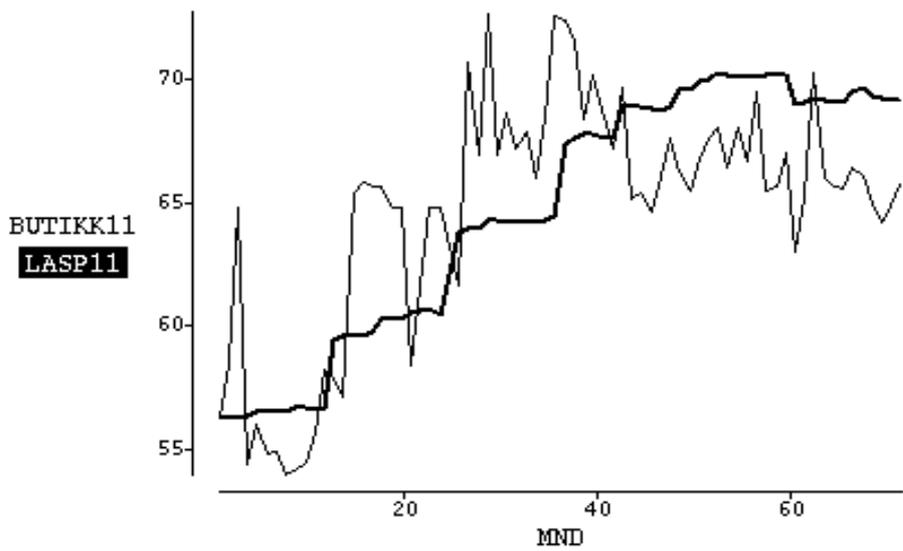
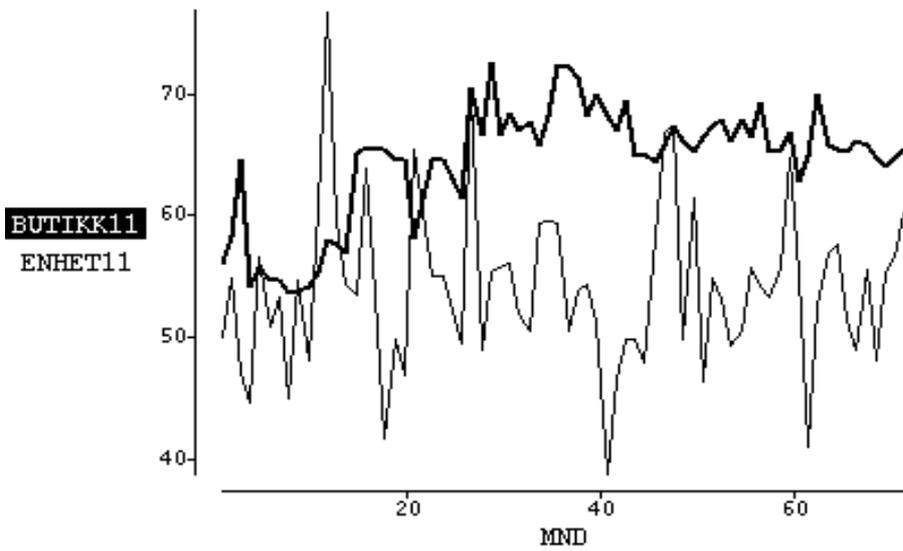
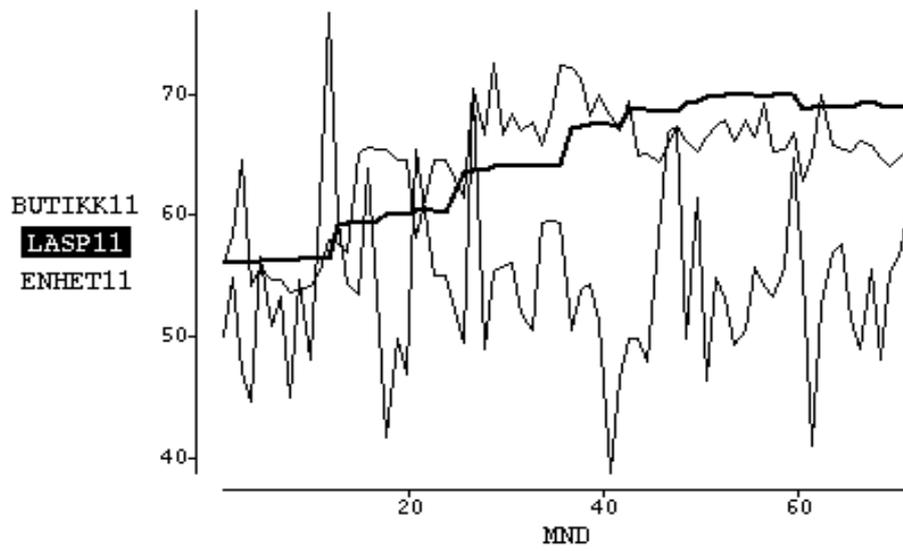




Figur A10. Varegruppe 10 mineralvann

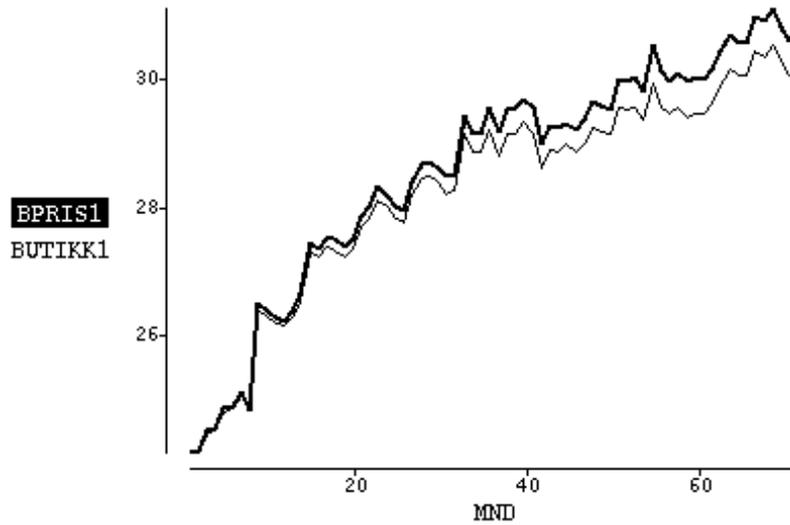


Figur A11. Varegruppe 11 alkohol

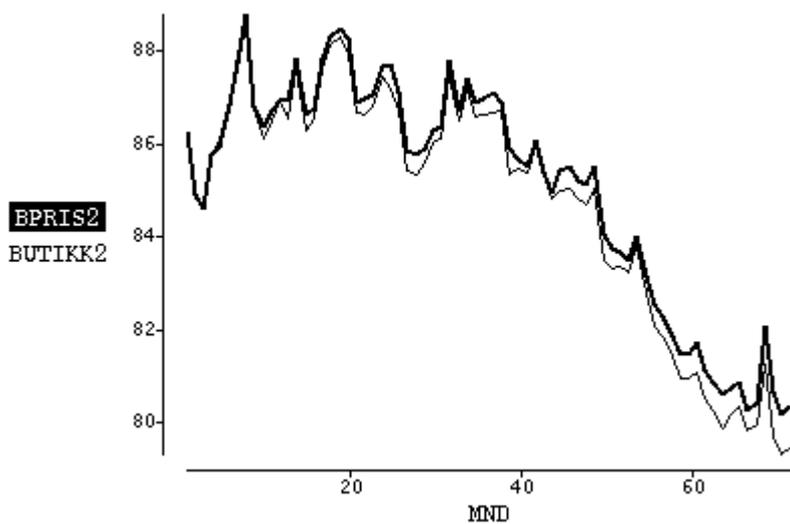


Vedlegg B: Indekser basert på butikkpriser når n_j er lik henholdsvis 0 og estimerer fra Brubakk og Dagsvik (1998). Bemerk at α er lik 0,63 her.
“BPRIS” og “BUTIKK” svarer til $I_{jt}^*(\alpha, 0)$ og $I_{jt}^*(\alpha, n_j)$ henholdsvis.

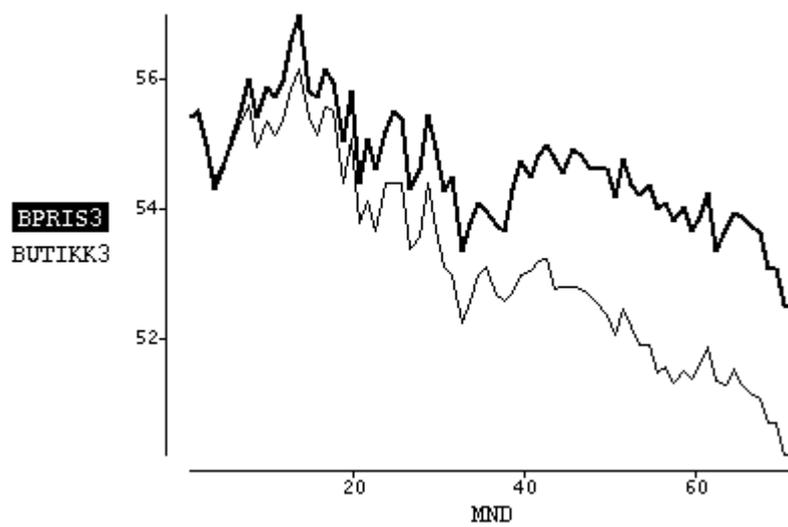
Figur B1. Varegruppe 1 Brød, mel, osv



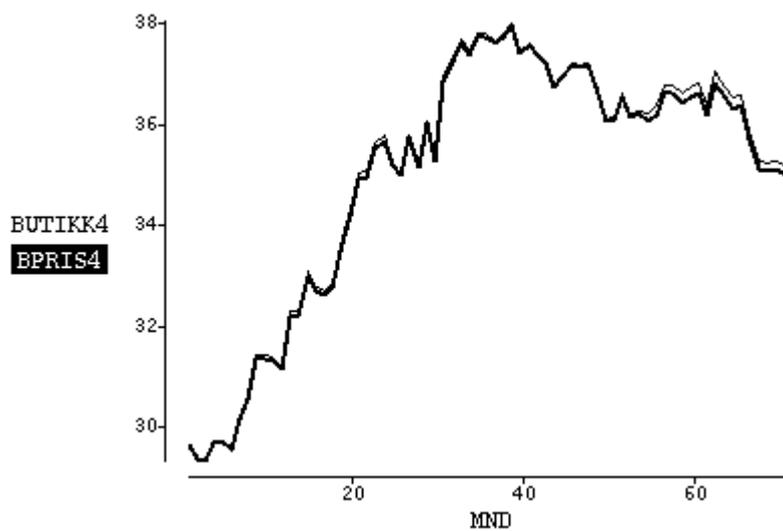
Figur B2. Varegruppe 2 Kjøtt



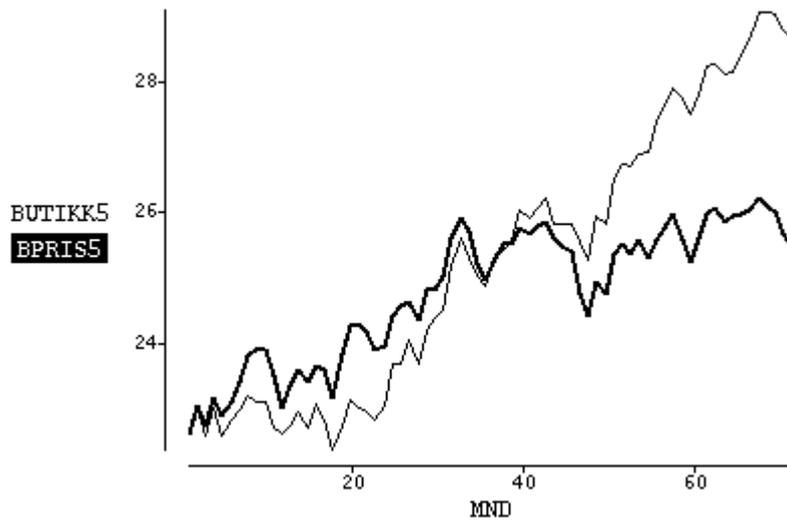
Figur B3. Varegruppe 3 Fisk



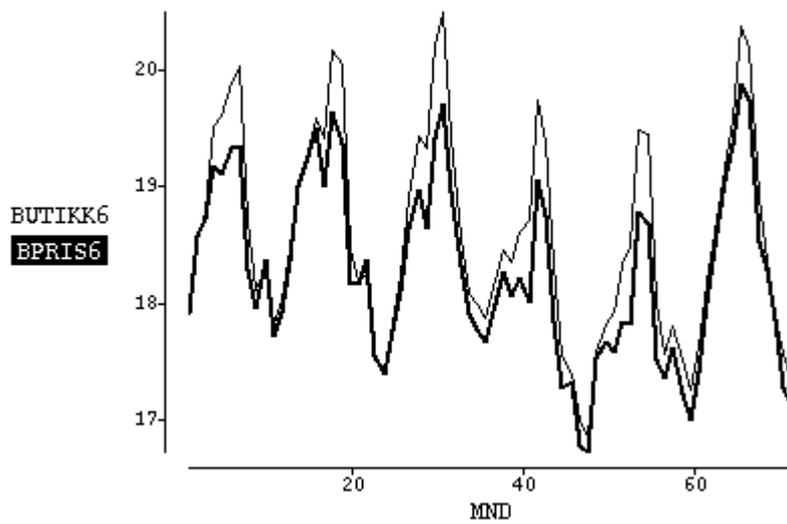
Figur B4. Varegruppe 4 Melk og ost



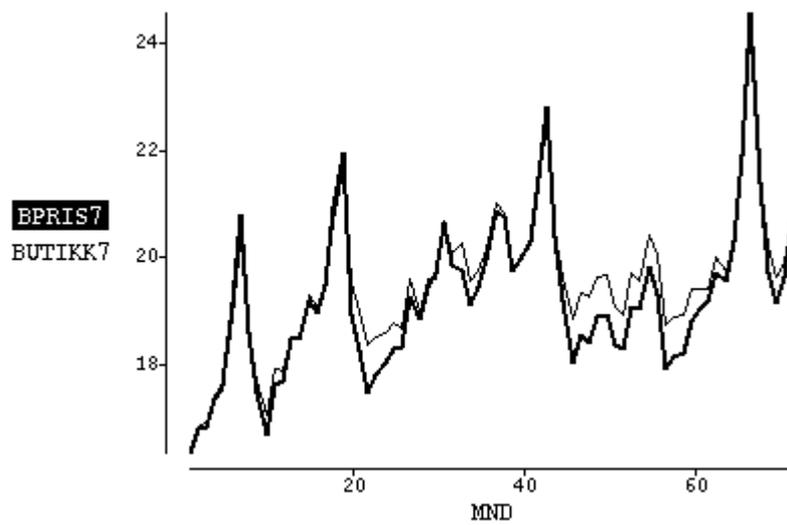
Figur B5. Varegruppe 5 Smør og spiseoljer



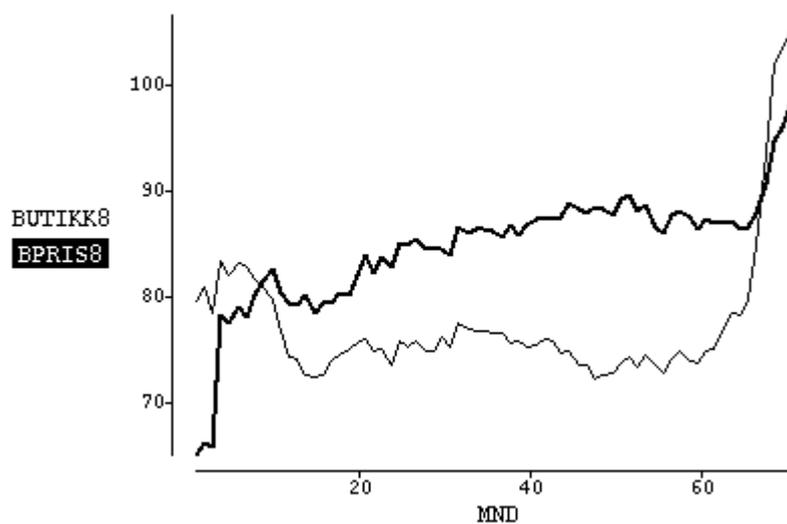
Figur B6. Varegruppe 6 Frukt og grønnsaker



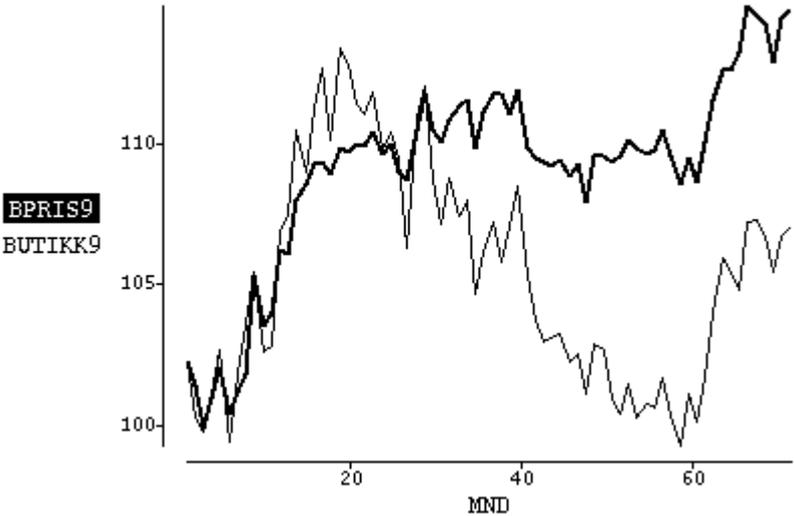
Figur B7. Varegruppe 7 Poteter og varer laget av poteter



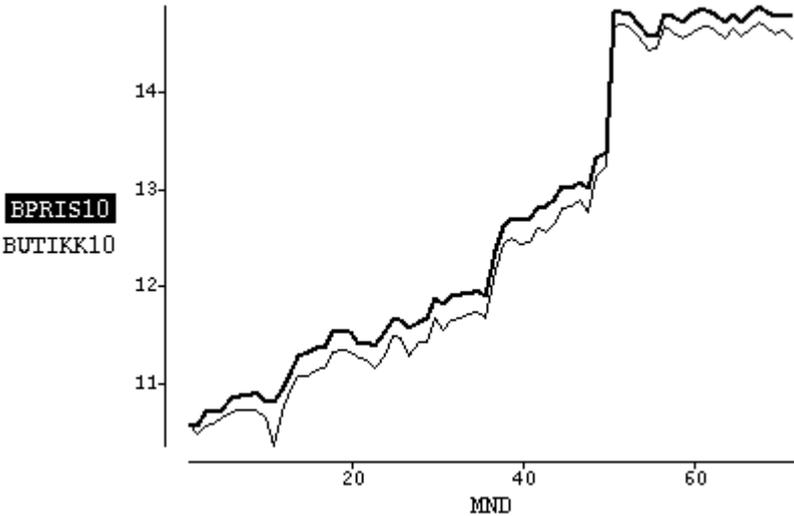
Figur B8. Varegruppe 8 Kaffe, te, kakao



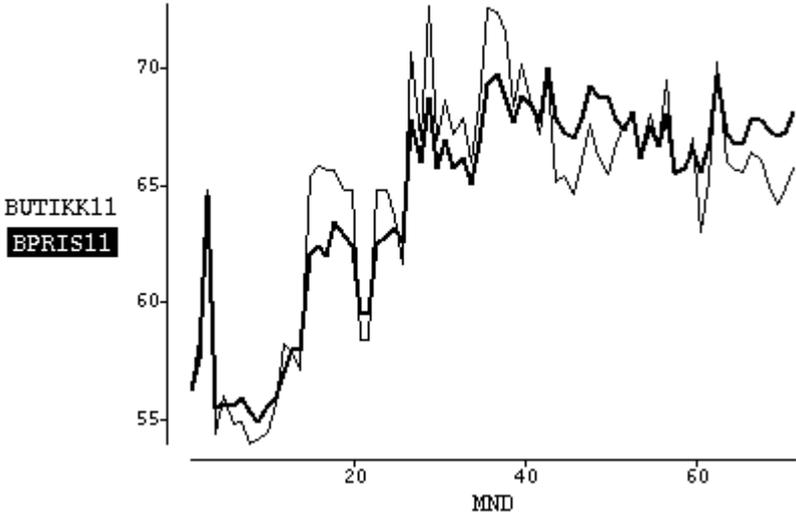
Figur B9. Varegruppe 9 Andre matvarer



Figur B10. Varegruppe 10 Mineralvann



Figur B11. Varegruppe 11 Alkohol



De sist utgitte publikasjonene i serien Notate

- 1999/55 P.M. Holt og L. Wiker: Inntekts- og formuesundersøkelsen for aksjeselskaper 1996: Dokumentasjon. 30s.
- 1999/56 B.O. Lagerstrøm: Små og mellomstore bedrifters vurdering av kostnader ved lover og regelverk: Hovedresultater. 129s.
- 1999/57 L.H. Thingstad: Regnskapsstatistikk for varehandel 1996: Dokumentasjon av produksjonsrutiner. 36s.
- 1999/58 P.E. Tønjum: Teknisk dokumentasjon av det årlige realregnskapets FAME-databaser og rutiner. 53s.
- 1999/59 E.J. Fløttum: Konsumgrupperinger i offisiell statistikk. 103s.
- 1999/60 R. Johannessen: Kvalitetssikring av korttidsstatistikk. 26s.
- 1999/61 S. Blom: Holdning til innvandrere og innvandringspolitikk: Spørsmål i SSBs omnibus i mai/juni 1999. 47s.
- 1999/62 L.-C. Zhang: Opplegg til en statistikk over familie- og husholdningsfordelingen i den norske befolkningen - Mot et bedre grunnlag for undersøkelsesbasert personstatistikk. 15s.
- 1999/63 P.E. Lilleås: Foreldrebetalingundersøkelse: Rapport om betaling for heldagsopphold i kommunale og private barnehager. August 1999. 36s.
- 1999/64 A. Sundvoll: Undersøkelse om kosthold blant 12-måneder gamle spedbarn. 45s.
- 1999/65 A. Sundvoll: Undersøkelse om kosthold blant 2-åringer. 39s.
- 1999/66 A. Sundvoll: Samordnet levekårsundersøkelse 1999 - panelundersøkelsen. Dokumentasjonsrapport. 127s.
- 1999/67 J. Carling: Sentraliseringstendenser i innenlandsk flytting mellom økonomiske regioner: Utviklingen 1977-1998 og forutsetninger om framskrivingsperioden 1999-2050. 39s.
- 1999/68 I. Øyangen: Inntekts- og formuesundersøkelsen 1998: Dokumentasjonsrapport. 22s.
- 1999/69 R. Eriksen: Inntekts- og formuesundersøkelsen for selskaper skattlagt med hjemmel i petroleumsskatteloven for årene 1994, 1995 og 1996: Dokumentasjon. 19s.
- 1999/70 B.O. Lagerstrøm: Bostøtteordningen i Husbanken: Dokumentasjonsrapport. 20s.
- 1999/71 L. Wiker og E. Knutsen: Inntekts- og formuesundersøkelsen for aksjeselskaper 1997: Dokumentasjon. 30s.
- 1999/72 K. Ibenholt: Framskrivning av avfall og tilhørende utslipp ved bruk av MSG6: Teknisk dokumentasjon. 45s.
- 1999/73 A. Langørgen og R. Aaberge: Like kommuner. 19s.
- 1999/74 S. Kristoffersen: Aksjestatistikk 1995, 1996 og 1997: Dokumentasjon. 15s.
- 1999/75 B. Halvorsen og M.I. Hansen: Dokumentasjon av utdrag fra skattestatistikken 1974-1994 for kobling mot forbruksundersøkelsen. 38s.
- 1999/76 H.P. Dahlslett og E. Engeliën: Sentrumsstatistikk for Oslo og Akershus: Et pilotprosjekt. 50s.
- 1999/77 R. Eriksen og B. Haveråen: Inntekts- og formuesundersøkelsen for personlig næringsdrivende 1996: Dokumentasjon. 52s.
- 1999/78 P.M. Holt, S. Kristoffersen og V. Pedersen: Beregning av vektorer til inntekts- og formuesundersøkelsene 1997. 26s.
- 1999/79 P.M. Holt og T. Vevele: Skattestatistikk for rederier 1996 og 1997: Dokumentasjon. 26s.
- 1999/80 T. Bye, Ø. Døhl og J. Larsson: Klimagass-kvoter i kraftintensive næringer. Konse-kvenser for utslipp av klimagasser, produksjon og sysselsetting. Regionale konsekvenser. 11s.