

NILF-rapport 2006–4

**En prognosemodell for engrossalg av kjøtt, fjørfe og egg**  
*A forecast model for the wholesale of meat, poultry and egg*

Geir Wæhler Gustavsen

---

<b>Tittel</b>	En prognosemodell for engrossalg av kjøtt, fjørfe og egg
<b>Forfatter</b>	Geir Wæhler Gustavsen
<b>Prosjekt</b>	Utvikling av prognosemodell for kjøtt, fjørfe og egg (K034)
<b>Utgiver</b>	Norsk institutt for landbruksøkonomisk forskning (NILF)
<b>Utgiversted</b>	Oslo
<b>Utgivelsesår</b>	2006
<b>Antall sider</b>	43
<b>ISBN</b>	82-7077-654-8
<b>ISSN</b>	0805-7028
<b>Emneord</b>	prognosemodell, engrossalg, kjøtt, fjørfe, egg, økonometri, elastisiteter, visual basic applikasjon i Excel

---

## Litt om NILF

- Forskning og utredning angående landbrukspolitikk, matvaresektor og -marked, foretaksøkonomi, nærings- og bygdeutvikling.
- Utarbeider nærings- og foretaksøkonomisk dokumentasjon innen landbruket; dette omfatter bl.a. sekretariatsarbeidet for Budsjettnemnda for jordbruket og de årlige driftsgranskingene i jord- og skogbruk.
- Gir ut rapporter fra forskning og utredning. Utvikler hjelpemidler for driftsplanlegging og regnskapsføring.
- Finansieres av Landbruks- og matdepartementet, Norges forskningsråd og gjennom oppdrag for offentlig og privat sektor.
- Hovedkontor i Oslo og distriktskontor i Bergen, Trondheim og Bodø.

# Forord

---

Prognoseutvalget for kjøtt og prognoseutvalget for egg og fjørfe utarbeider korttidsprognoser for produksjon og salg av storfe, svin, sau/lam, kylling og egg. Disse prognosene blir brukt av Budsjettnemnda for jordbruket i forbindelse med jordbruksforhandlingene, og av Gilde Norsk Kjøtt og Prior Norge i forbindelse med markedsregulering og salgsarbeid.

Prosjektet er finansiert av Norsk Landbrukssamvirke som har ansvar for prognoseutvalgene. Formålet med prosjektet har vært å utarbeide et verktøy for å gi sikrere etterspørselsprognoser. Etterspørselsfunksjoner for varegruppene er estimert ved økonometriske metoder. Basert på elastisitetene er så prognoseverktøyet programmert som en Visual Basic applikasjon for regnearket Excel. Geir Wæhler Gustavsen har både estimert og programmert modellen. I programmeringsarbeidet har han fått god hjelp av Knut Skarsem. En referansegruppe bestående av Leif Sørensen (Norsk Landbrukssamvirke), Thomas Randem (Gilde) og Hilde Bryhn (Prior) har bidratt til gjennomføringen av prosjektet og lest rapporten.

Oslo, mai 2006

Ivar Pettersen  
Direktør



# Innhold

---

	Side
SAMMENDRAG .....	1
SUMMARY .....	3
1 INNLEDNING .....	5
2 DATA .....	7
3 OM KONSUMPRISER OG ENGROSPRISER .....	9
3.1 Spredning i prisendringer .....	12
3.2 Test for gjennomslag av engrosprisendringer i konsumpriser.....	15
4 MODELL OG ELASTISITETER .....	19
5 FRA ETTERSPORSELSSYSTEM TIL PROGNOSEMODELL.....	21
6 EN BESKRIVELSE AV DEN OPERATIVE PROGNOSEMODELLEN .....	23
7 DISKUSJON OG KONKLUSJON.....	29
REFERANSER .....	31
VEDLEGG .....	33



# Sammendrag

---

Etterspørselen etter kjøtt, fjørfe og egg blir som de fleste ikke-varige forbruksgoder bestemt hovedsaklig av utviklingen i priser og inntekter. Når prisen på en kjøttvare går ned i forhold til andre varer som konsumentene ser på som alternativer, vil etterspørselen etter denne kjøttvaren øke. Når konsumentenes inntekter går opp, vil det totale private konsumet gå opp, og dermed vil normalt etterspørselen etter kjøtt, fjørfe og egg stige.

I dette prosjektet er to systemer av etterspørselsfunksjoner estimert og koblet sammen. På øverste nivå er etterspørselen etter kjøtt, drikkevarer, andre matvarer samt andre ikke-varige forbruksgoder modellert. På nivået under er etterspørselen etter storfekjøtt, svin, sau/lam og kylling modellert. Egg er modellert for seg selv. Betingede pris- og inntektselastisiteter for de to nivåene er estimert. Så er systemene bundet sammen for å finne de ubetingede elastisitetene man trenger for å lage prognoser. Elastisitetene er kalibrert for å tilpasses salgstallene i den nærmeste fortid. Ut fra de kalibrerte elastisitetene er det konstruert en prognosemodell på tertialnivå som er programmert som en Visual Basic applikasjon i Excel. Prognosemodellen er enkel å bruke. En bruker av modellen må legge inn anslåtte verdier for en del variabler i hvert tertial i prognoseperioden. Disse variablene er engrospriser for de ulike varene, totalt privat konsum, konsumprisindeks, sats for merverdiavgift og innbyggertall samt periodelengde. Programmet henter så opp de ulike variablene i prognoseperioden og lager prognoser eller simuleringer ut fra hvilke varegrupper som har blitt valgt. I utskriften får man også partielle effekter på prognosert kvantum av de ulike variablene.

Modellen skal brukes i Landbrukssamvirkets prognoseutvalg. Prognoseutvalget for kjøtt og prognoseutvalget for egg- og fjørfe utarbeider korttidsprognoser for produksjon og salg av storfe, svin, sau/lam, kylling og egg. Disse prognosene blir brukt av Budsjettnemnda for jordbruket i forbindelse med jordbruksforhandlingene, og av Gilde Norsk Kjøtt og Prior Norge i forbindelse med markedsregulering og salgsarbeide. I forbindelse med prognosearbeidet er det også interessant å finne ut i hvilken grad endringer i engrosprisen på ulike varer har gjennomslag i konsumprisene. Dette er også gjort i prosjektet. Resultatene viser at engrosprisene ikke har fullt gjennomslag i konsumprisene. Og for storfe, svin og egg er det dessuten forskjell på hvor sterkt endringen i engrospriser slår gjennom i konsumprisene når endringen er positiv og når den er negativ. For storfe vil en negativ endring i engrosprisen ha større gjennomslag i konsumprisen enn en positiv endring. Dette kan indikere høy konkurranse i detaljistmarkedet for storfe. For svin og egg er det motsatt. For disse varene vil en økning i engrosprisene slå sterkere ut i konsumprisene enn en nedgang i engrosprisene. Dette kan indikere liten konkurranse i detaljistmarkedet for svin og egg. For lam og kylling var det ingen signifikant forskjellig effekt mellom positive og negative endringer i engrosprisene. Ingen av engrosprisene hadde fullt gjennomslag i konsumprisene i samme periode.





# Summary

---

As for most non-durable consumer goods, the demand for meat, poultry and eggs is mainly determined by price and income developments. When the price of a meat product declines relative to other goods that are regarded as alternatives by consumers, the demand for this product increases. When consumer income increases, total private consumption also increases, which usually implies an increase in the demand for meat, poultry and eggs.

This project estimated and linked two systems of demand functions. At the top level, the demand for meat, beverages, other food items as well as other non-durable consumer goods is modelled. At the level below, the demand for beef, pork, mutton/lamb and chicken is modelled. Eggs are modelled separately. Conditional price and income elasticities for the two levels are estimated. Then the two systems are linked to determine the unconditional elasticities needed for making predictions. The elasticities are calibrated to be adaptable to sales figures in the near future. Based on the calibrated elasticities, a prediction model was designed at the tertiary level – programmed as a Visual Basic application in Excel. The prediction model is easy to use. A model user must enter estimated values for certain variables for each four-month period of the prediction period. These variables are wholesale prices for the various goods, total private consumption, consumer price index, value added tax rate, population and the length of the period. The programme then uses the entered variables to generate simulations or predictions for the selected product groups. The results also present the various variables' partial effects on the forecasted sales volume.

The model is to be used by the prediction committees of the Federation of Norwegian Agricultural Cooperatives. The prediction committees for meat and eggs & poultry issue short-term forecasts for the production of beef, pork, mutton/lamb, chicken and eggs. These forecasts are used by the Budget Committee for Agriculture in connection with the Norwegian agricultural negotiations, and by Gilde Norsk Kjøtt and Prior Norge for market regulation and sales. In connection with the forecasts, another issue of interest is finding out how strongly changes of wholesale prices affect the retail prices of various products. The project has studied this, and the results show that wholesale price changes are not fully reflected in retail prices. Furthermore, for beef, pork and eggs, the effect of wholesale prices on retail prices varies, depending on whether price changes are positive or negative. For beef, falling wholesale prices have a greater effect on retail prices than a price increase. This could be an indication of a competitive retail market for beef. For pork and eggs it is the opposite, i.e., increasing wholesale prices have a stronger effect on retail prices than decreasing wholesale prices do. This could be an indication of less severe competition on the pork and egg retail market. For lamb and chicken, there was no significant difference between the effect of increasing and

decreasing wholesale prices. None of the wholesale price changes were fully reflected in the retail prices within the same period.

# 1 Innledning

---

Etterspørselen etter kjøtt, fjørfe og egg blir som de fleste ikke-varige forbruksgoder bestemt hovedsaklig av utviklingen i priser og inntekter. Når prisen på en kjøttvare går ned i forhold til andre varer som konsumentene ser på som alternativer, vil etterspørselen etter denne kjøttvaren øke. Når konsumentenes inntekter går opp, vil det totale private konsumet gå opp, og dermed vil normalt etterspørselen etter kjøtt, fjørfe og egg stige.

I dette prosjektet er det estimert etterspørselsfunksjoner for storfe, svin, sau/lam, kylling og egg på engrosnivå. Det er funnet ut hvordan omsetningen av disse varene påvirkes av prisendringer på de samme produktene, av prisendringer på andre varer, av endringer i husholdningenes private konsum og av trender. Ut fra etterspørselsmodellene er elastisitetene kalibrert for å tilpasses salgstallene i den nærmeste fortid. Ut fra de kalibrerte elastisitetene er det konstruert en prognosemodell på tertialnivå som er programmert som en Visual Basic applikasjon i Excel.

Til hjelp for å lage etterspørselsprognoser har Landbrukssamvirkets prognoseutvalg benyttet prognosemodeller konstruert av NILF. Den første økonometriske modellen er dokumentert i Eriksen (1991). Denne modellen ble programmert i Pascal og ble brukt i perioden fra 1992–1995 for å lage etterspørselsprognoser. I 1996 ble det konstruert en ny modell dokumentert i Gustavsen og Sørensen (1996). Denne modellen ble gjort operativ og programmert i Visual Basic. Modellen har blitt brukt fra 1996 til 2006, og den har blitt justert ved flere anledninger for å ta hensyn til endringer i husholdningenes forbruksmønster. Men modellen har allikevel gitt for store utslag av endringer i priser og inntekter. Dette prosjektet søker å bøte på dette ved å lage en ny modell. I den nye modellen er det prøvd å ta hensyn til faktorer som ikke har blitt godt nok ivaretatt i de foregående modellene. Økonomisk teori er bedre ivaretatt ved at to systemer av etterspørselsfunksjoner er estimert og koblet sammen. På øverste nivå er etterspørselen etter kjøtt, drikkevarer, andre matvarer samt andre ikke-varige forbruksgoder modellert. På

nivået under er etterspørselen etter storfekjøtt, svin, sau/lam og kylling modellert. Egg er modellert for seg selv. Betingede pris- og inntektselastisiteter for de to nivåene er estimert. Så er systemene bundet sammen for å finne de ubetingede elastisitetene man trenger for å lage prognoser. Den estimerte modellen hadde ikke gode prognoseegenskaper, og ulike andre varianter ble forsøkt uten hell. Løsningen ble at modellen, som i utgangspunktet gav prognoser fra et tertial til det etterfølgende tertial, ble endret for å gi prognoser fra et tertial til tilsvarende tertial året etter. Men da måtte også de estimerte elastisitetene kalibreres for å tilpasses denne nye periodiseringen. Endringer i folketall er tatt eksplisitt inn i modellen.

I neste kapittel beskrives data som er brukt til estimeringen. Deretter kommer et kapittel om konsumpriser og engrospriser. Modellen er på engrosnivå, mens den reelle etterspørselen kommer fra konsumentene. Derfor er det viktig at det er en viss sammenheng mellom prisene på engrosnivå og de tilsvarende prisene på detaljistnivå. Dette kapitlet handler om i hvilken grad endringer i engrospriser blir overført til konsumentpriser. Deretter er modell og elastisiteter beskrevet, og til slutt kommer et kapittel om bruken av den operative prognosemodellen. I appendikset er den teoretiske modellen beskrevet samt estimeringsresultater og tester for detaljistpris mot engrospris.

## 2 Data

---

Engrospriser og salgskvantum er skaffet til veie av Gilde, Prior og Norsk Landbrukssamvirke.

Salgsdata er korrigert for ulik periodelengde. Data for utgifter og kvanta til husholdningenes utgifter til ikke-varige goder, matvarer og drikkevarer, samt konsumprisindeks og innbyggertall er hentet fra Statistisk sentralbyrå. For storfe, svin og sau/lam er det benyttet priser for helt slakt på de representantvarene som inngår i jordbruksavtalen. For egg og kylling er noteringspriser på vektklasser som utgjør mellom 70 % til 100 % av salget brukt. Alle prisene er inklusive momskompensasjon samt forskningsavgift, kjøttkontrollavgift og matproduksjonsavgift. Merverdiavgift legges til engrosprisene. Det vil si at vi antar at engrosprisendringer overføres til detaljistpriser. Alle data er gjort om til tertialtall. Dataseriene går fra 1. tertial 1980 til og med 3. tertial 2004. Følgende varer inngår i prisene:

- Storfe: Ung okse: Veiet snitt av klassene O-, O, O+, R- og R, fettgruppe 2-, 2 og 2+.
- Lam: Veiet snitt av klassene O-, O, O+, R- og R, fettgruppe 2-, 2 og 2+. Ferske lam.  
I perioden 1. juli til 1. september er unntatt
- Gris: Slaktegris klasse E, uten hode og forlabb. Veiet snitt av noteringer inntil 90 kg.
- Egg: Over 70 gram, 65–70 gram, 60–65 gram, 55–60 gram, 50–55 gram.
- Kylling: 750 gram, 800 gram, 850 gram, 900 gram, 950 gram, 950 gram, 1000 gram.

Salgstallene for alle varene beregnes på følgende måte:

Total salgsproduksjon  
+ Samvirkets lagerendring i markedsreguleringen  
+ Import  
- Eksport  
= Engrossalg.

For egg inngår også en korreksjon for markedsbalanse på eggprodukter.

Opp gjennom årene har det skjedd en del endringer i hvordan priser og kvantum måles/beregnes. Når endringer har skjedd, har hele dataserien blitt korrigert prosentvis for endringen. Endringer i dataseriene:

Fra 01.01.96 ble jordbruksavtalens representantvarer for storfe, svin og sau/lam endret. Før dette var representantvarene:

Storfe: okse kl.1 og bedre (fettgruppe 6 %)

Svin: slaktegris kl \* ( inntil 90 kg)

Sau/lam: lam kl.1 og bedre ( fettgruppe 6 og 9 prosent).

Momskompensasjon var innbakt i prisene. Denne ble innført i juli 1993 og var da på 290 øre per kg for alt kjøtt. Den ble redusert noe opp gjennom årene før den falt bort i juli 1996.

I juli 1997 ble det ny vektklasseinndeling for egg medførte en endring av målprisen opp med 18 øre per kg.

I juli 1999 ble representantvare for kylling endret fra frossen til fersk vare. Dette medførte en justering opp i målprisen på 50 øre per kg.

Noteringspunkt for målpriser for egg og kylling ble flyttet i 2001, og det ble foretatt en teknisk justering på 1,74 kr/kg for egg og 2,72 kr/kg for kylling.

Før 01.07.2001 var det klassene O- og bedre (alle) som gjaldt for storfe og lam. Dette ble endret i jordbruksavtalen 2001/2002.

Før 2002 ble kvantum av svin notert med full vekt. Fra og med 2002 ble kvantumet målt uten hode og forlabb. Både kvantum og priser er korrigert for dette. Vekt uten hode/labbe innebar en reduksjon i vekt på 7,2 % for totalkvantumet på gris. Engrosprisen har alltid vært for gris uten hode/labbe – men i måling mot målpris hadde denne tidligere en korreksjon på kr 2,10.

Representantvarene på kylling ble endret fra juli 2005 fra 750–1000 gram til 900–1200 gram. Prisene ble da justert ned med kr 1,24 per kg

# 3 Om konsumpriser og engrospriser

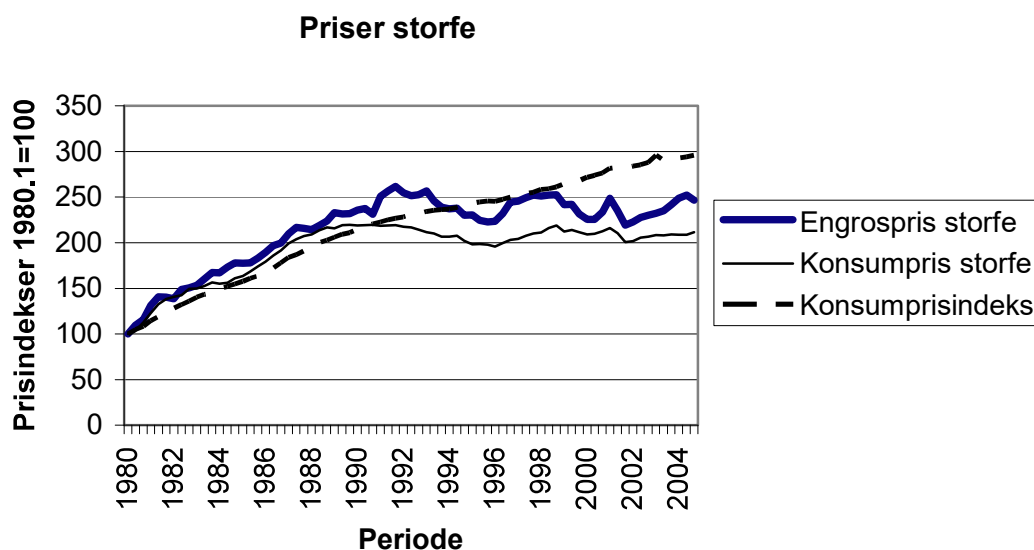
---

I økonomisk teori er konsumpriser sentrale for å forklare husholdningers etter-spørsel etter ulike varer. Her opererer vi ikke med konsumpriser, men med engrospriser. Grunnen til dette er for det første at vi opererer med kjøtt, egg og fjørfe på engrosnivå, så det er naturlig å bruke priser knyttet til de samme varene. Dernest er det at samvirkeforetakene ønsker seg en modell der de kan påvirke de ulike variablene, det vil si de kan bruke noen av variablene som styringsverktøy. For eksempel, hvor mye må de sette ned prisene på svin for å få solgt et visst antall tonn fra fryselager. En sentral teoretisk forutsetning for modellen er da at endringer i engrosprisene slår gjennom i konsumprisene. Det vil si at når engrosprisene settes opp fører dette til at konsumprisene for de samme varene settes opp i samme takt. På samme måte forutsettes det at når engrosprisene settes ned vil konsumprisene settes ned i samme takt. I Figur 3.1 til Figur 3.5 vises utviklingen i engrospriser for de ulike varene, konsumpriser for de samme varene og konsumprisindeksen fra 1980 til og med 2004. Figur 3.6 til Figur 3.10 viser boxplott for prosentvise endringer i de ulike prisene. Konsumprisene er Statistisk sentralbyrås delindekser for de ulike varene. Tabell 3.1 viser de mest sentrale resultatene for en statistisk test for å finne ut om prisendringer på engrosnivå slår ut på samme måte for konsumprisene når prisene går opp som når de går ned.

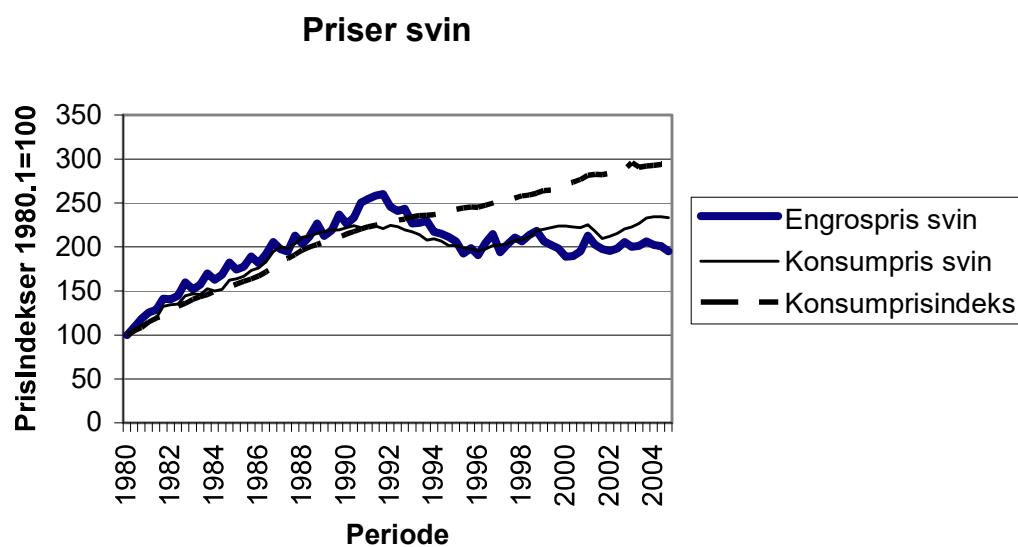
I Figur 3.1 til Figur 3.5 er engrospris for de ulike varene, konsumpris for de samme varene, samt den generelle konsumprisindeksen, alle på tertialnivå, plottet inn fra 1. tertial 1980 til og med 3. tertial 2004. For å lett kunne sammenligne prisutviklingen er den første perioden vi har data for, 1. tertial 1980, satt lik 100 for alle prisene.

Figur 3.1 viser at både konsumpris og engrospris for storfe vokste i samme takt, eller noe raskere enn konsumprisindeksen fra 1980 og frem til 1991/92. Da begynte engrospris og konsumpris for storfe å avta, og vokste siden svakere enn konsumprisindeksen. Figur 3.2 viser noenlunde det samme mønsteret for svin, men her

er det større forskjell mellom konsumprisindeksen og prisene for svin. Engrosprisen for sau/lam vokser om lag i samme takt som konsumprisindeksen, men med større spredning. Både kylling og egg har en mye flatere utvikling en konsumprisindeksen. Mens konsumprisindeksen har steget med om lag 200 prosent på 24 år, har engrosprisen for henholdsvis kylling og egg bare steget med 50 prosent og 36 prosent siden 1980. Konsumprisen for disse varene har steget med 80 og 63 prosent.

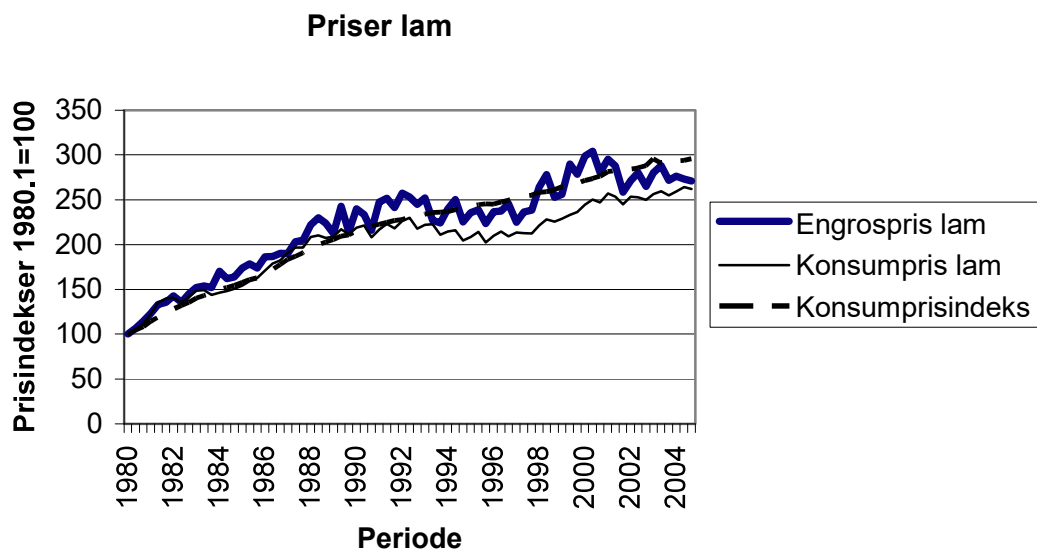


Figur 3.1 Tertiårlige engrospriser og konsumpriser for storfe fra 1980–2004. (Prisindekser i 1. tertial 1980 er satt lik 100.)

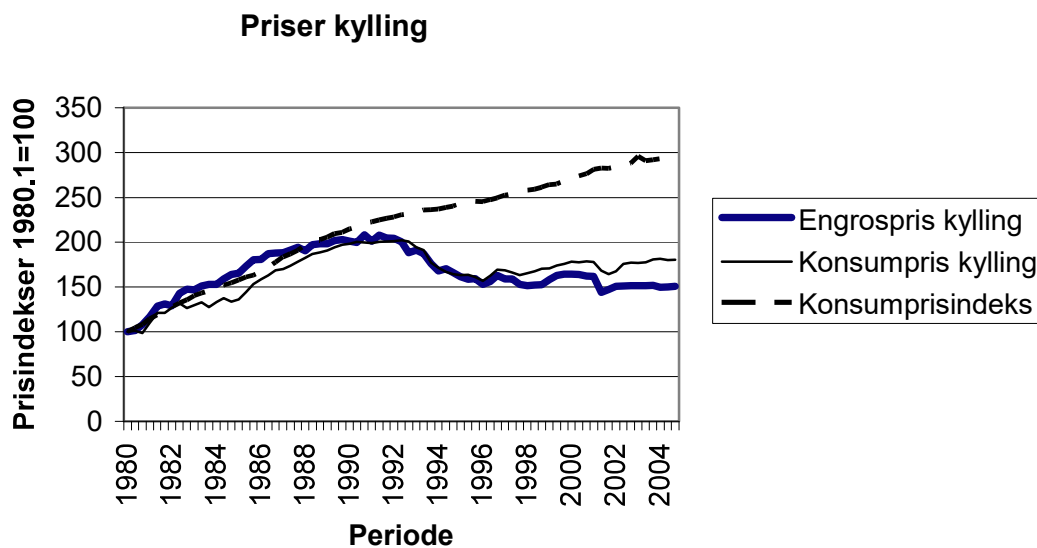


Figur 3.2 Tertiårlige engrospriser og konsumpriser for svin fra 1980–2004. (Prisindekser i 1. tertial 1980 er satt lik 100.)

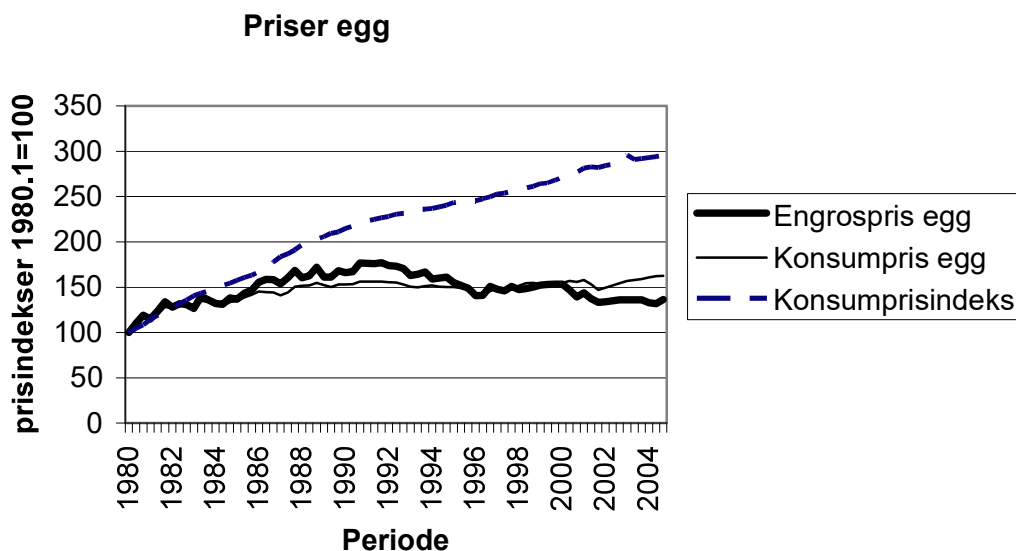




Figur 3.3 Tertialsvisse engrospriser og konsumpriser for lam fra 1980–2004. (Prisindekser i 1. tertial 1980 er satt lik 100.)



Figur 3.4 Tertialsvisse engrospriser og konsumpriser for kylling fra 1980–2004. (Prisindekser i 1. tertial 1980 er satt lik 100.)



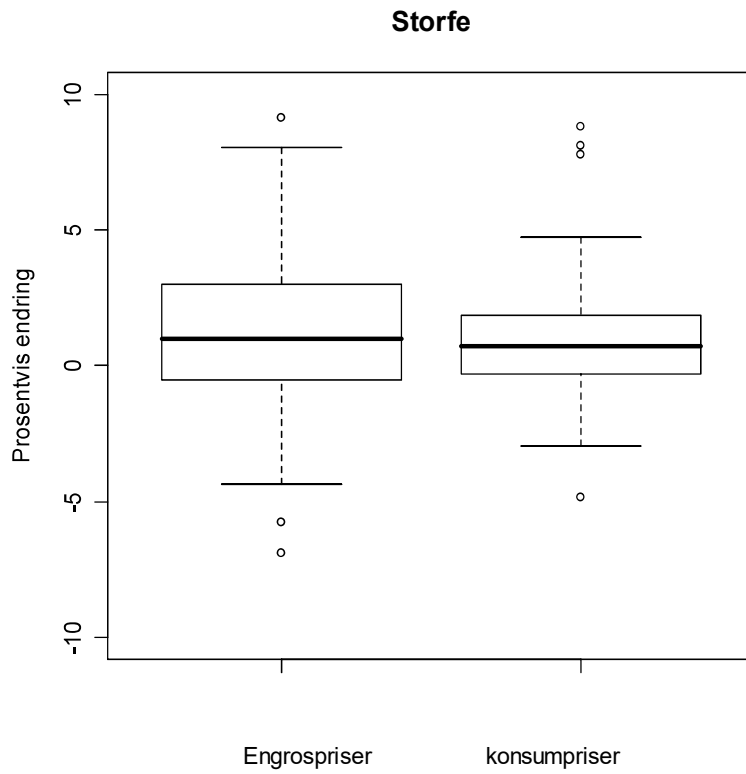
Figur 3.5 Tertiårsvisse engrospriser og konsumpriser for egg fra 1980–2004. (Prisindekser i 1. tertiårl 1980 er satt lik 100.)

### 3.1 Spredning i prisendringer

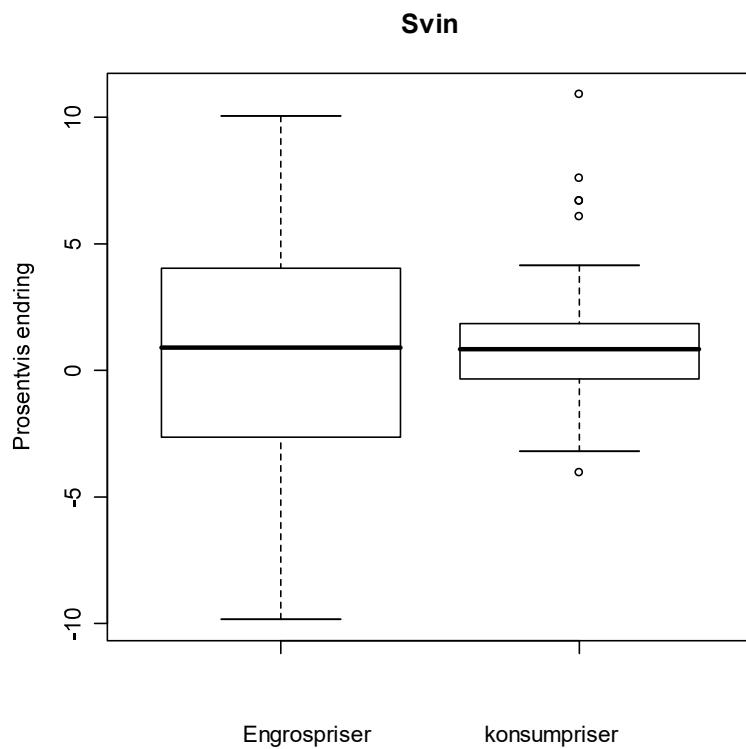
Figurene 1.6–1.10 viser såkalte boxplot av prosentvise prisendringer for engrospriser og konsumpriser av de ulike varene i perioden 1980–2004. Boxplot er enkel grafisk representasjon som viser senter og spredning av frekvensfordelingen til de ulike variablene samt ekstreme observasjoner, såkalte «outliers», populært kalt uteliggere. Streken i midten av boksen er medianen eller midtpunktet i dataserien. Høyden på boksen tilsvarer interkvartildistansen. Det vil si at alle data fra 25 prosentilen til 75 prosentilen, det vil si de 50 prosent av dataene i midten, er lokalisert inne i boksen. Interkvartildistansen indikerer da spredningen i data. De 25 prosent høyeste og de 25 prosent laveste er da lokalisert henholdsvis ovenfor og nedenfor boksen. Prikkene ovenfor og nedfor strekene er de ekstreme observasjonene.

Felles for de fleste av Figur 3.6–1.10 er at det er større spredning i prisendringer på engrosnivå enn på konsumentnivå. Engrosprisene både stiger mer enn tilsvarende vares konsumpriser og de går mer ned. Unntaket her er kylling hvor engrospriser og konsumpriser har omtrent lik spredning.

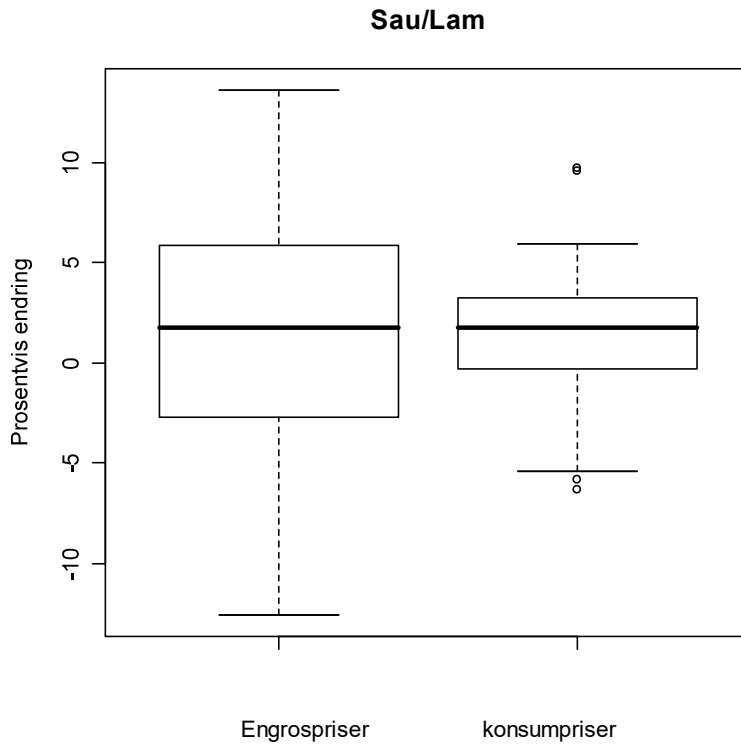
At engrosprisene varierer mer enn konsumprisene både oppover og nedover kan indikere at en endring i engrosprisen får mindre prosentvis gjennomslag i konsumprisen på samme vare i samme tidsperiode.



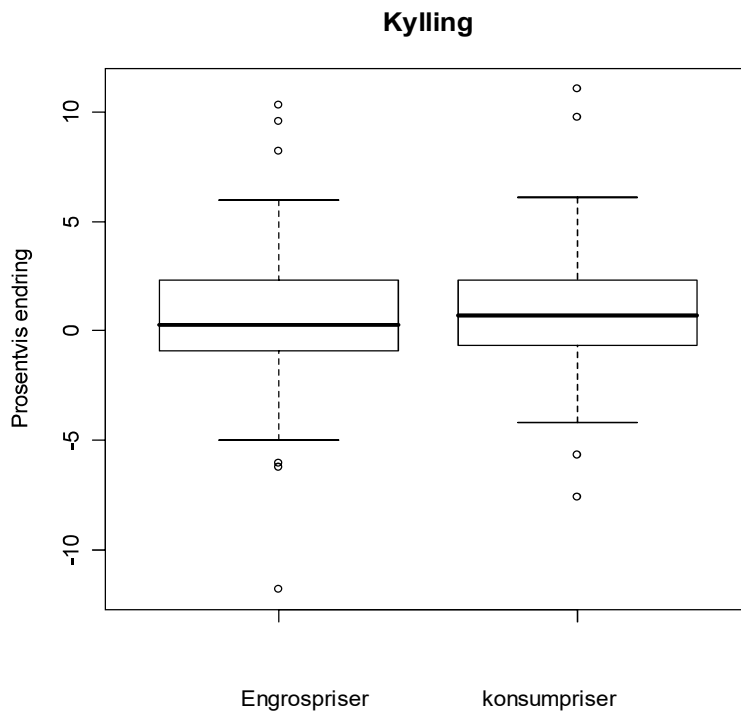
Figur 3.6 *Boxplot for endringer i storfepriser.*



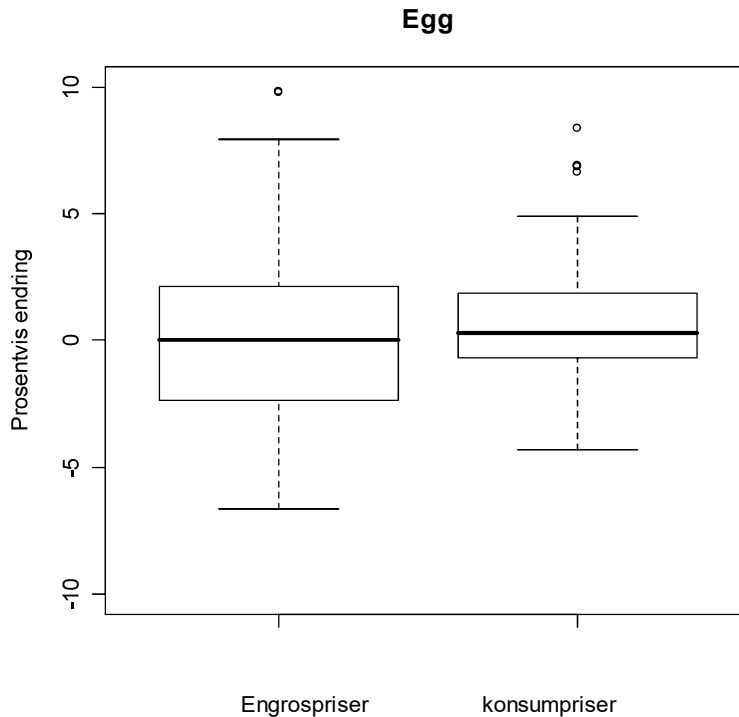
Figur 3.7 *Boxplot for endringer i svinepriser.*



Figur 3.8 *Boxplot for endringer i lammepriser*



Figur 3.9 *Boxplot for endringer i kyllingpriser.*



Figur 3.10 Boxplot for endringer i eggpriser.

### 3.2 Test for gjennomslag av engrosprisendringer i konsumpriser

Det har vært hevdet at negative prisendringer på engrosleddet ikke slår ut i konsumprisene på samme måte som positive prisendringer. Det vil si at de lavere prisene som skulle ha kommet forbrukeren til gode har forsvunnet som høyere marginer i handelsnæringen. For å finne ut i hvilken grad dette er tilfellet har vi postulert en statistisk modell. Denne er beskrevet i vedlegget. Det er en såkalt feiljusteringsmodell som er estimert for alle vareslagene. En feiljusteringsmodell er en kortsiktsmodell der endringer i en variabel er avhengig av endringer i en annen variabel samt en lineærkombinasjon av de to variablene som ivaretar den langsiktige (kointegrerte) sammenhengen mellom dem. Vi har her delt opp endringer i engrospriser i en negativ del og en positiv del slik at vi kan teste om de er like. Videre har vi inkludert tilbakedaterte ledd, trendledd og sesongledd for å luke bort autokorrelasjon og trender. Vi har estimert modellen med minste kvadraters metode i programpakken R og foretatt en F-test for å finne ut om positive endringer gir likt utslag som negative endringer. Ved siden av å gi oss nyttig informasjon om graden av gjennomslag av prisendringer, kan dette si oss noe om graden av konkurranse i detaljistleddet. Hvis detaljister er raskere til å sette opp prisene ved positive endringer i engrosprisene enn å sette ned prisene ved negative endringer i engrosprisene, kan dette indikere liten konkurranse. Det motsatte vil også være tilfelle. Hvis detaljistene er raskere til å sette ned prisene ved prisnedgang i engrosprisen

enn de er til å sette prisene opp ved en prisoppgang, indikerer dette sterk konkurranse på detaljistleddet for vedkommende vare.

**Tabell 3.1** Parameterestimater (standardavvik i parentes. \* indikerer signifikans på 5 % niva)

	<b>Storfe</b>	<b>Svin</b>	<b>Lam</b>	<b>Kylling</b>	<b>Egg</b>
$\beta_0^+$	0.20 (0.07)*	0.43 (0.10)*	0.25 (0.08)*	0.55 (0.18)*	0.61 (0.08)*
$\beta_0^-$	0.52 (0.10)*	0.03 (0.13)	0.29 (0.09)*	0.52 (0.15)*	0.32 (0.10)*
$\theta_1$	-0.07 (0.04)	-0.08 (0.05)	-0.15 (0.06)*	-0.10 (0.06)	-0.16 (0.07)*
H0: $\beta_0^+ = \beta_0^-$	0.024*	0.048*	0.768	0.906	0.049*
-pverdi					

$\beta_0^+$  angir forventet prosentvis endring i konsumprisen i inneværende periode når engrosprisen på tilsvarende vare øker med én prosent, og alt annet er uendret. På samme måte angir  $\beta_0^-$  forventet prosentvis endring i konsumprisen når engrosprisen på samme vare avtar med én prosent og alt annet er uendret.  $\theta_1$  er et feiljusteringsledd som bør være negativt hvis det skal være en langsiktig sammenheng mellom engrospriser og konsumpriser. H0:  $\beta_0^+ = \beta_0^-$  angir p-verdien til en F-test (t-test) der det testes om positive og negative endringer i engrosprisen gir samme utslag i konsumprisen. Nullhypotesen er at utslagene er like. P-verdien angir da den laveste verdi forkastningsgrensen har gitt at H0-hypotesen er sann. Det vil si at når vi som vanlig setter en grense på 5 %, så vil en p-verdi lavere en 0.05 angi at H0-hypotesen forkastes.

H0-hypotesen forkastes for storfe, svin og egg, men med forskjellig fortegn. For storfe er den negative parameteren høyere enn den positive. Når engrosprisen på storfe øker med én prosent, er det forventet at dette får gjennomslag i konsumprisen på storfe med 0,20 prosent i samme periode. Når prisen på storfe avtar med én prosent, derimot, er det forventet at konsumprisen på storfe går ned med 0,52 prosent alt annet likt. Den negative engrosprisendringen får altså sterkere gjennomslag i konsumprisen enn den positive endringen. Dette indikerer høy konkurranse på detaljistleddet for storfekjøtt. Dette virker plausibelt sett i lys av at for storfe konkurrerer norskprodusert vare i høy grad med billige importerte biffer og fileter. For svin er det motsatt. Her er det forventet en oppgang i konsumprisen på 0,43 prosent når engrosprisen øker med én prosent, alt annet likt. Men når engrosprisen på svin går ned er det ingen signifikant sammenheng mellom engrospris og konsumpris i samme periode. H0-hypotesen forkastes altså for svin, men motsatt vei enn for storfepriiser. Dette kan tyde på liten konkurranse i detaljistmarkedet for svinekjøtt. Også for egg er det større endring i konsumprisene når engrosprisene stiger enn når de synker. Når engrosprisene for egg stiger med én prosent, er det forventet at konsumprisene stiger med 0,61 prosent i samme periode. Når engrosprisen for egg avtar derimot, er det bare forventet en nedgang i konsumprisen for egg med 0,32 prosent, alt annet uendret.

For lam og kylling forkastes ikke H0-hypotesen om forskjellig endringstakt på konsumprisen når engrosprisen stiger og når den synker. For lam er det forventet en oppgang i konsumprisen på 0,25 prosent når engrosprisen stiger med én prosent og en nedgang med 0,29 prosent når engrosprisen avtar med en prosent, alt annet likt. Konsumprisen for kylling er forventet å stige med 0,55 prosent i samme fire-måneders periode når engrosprisen stiger med én prosent og avta med 0,52 prosent i samme periode når engrosprisen avtar med én prosent, alt annet likt.

Vi har her bare testet for prosentvis gjennomslag av engrosprisendringer i konsumprisene i samme periode. Vi har ikke sett på hvor mye av prisendringene i en periode som går videre til de etterfølgende periodene. Men vi kan se av modellen at det er en del av prisendringene som videreføres, både som endringer i perioden etter, og som en del av den langsiktige sammenhengen.

Hva er så grunnen til at engrosprisene ikke får fullt gjennomslag i engrosprisene? Og hva er grunnen til at endringene i positiv og negativ retning er forskjellige når de er forskjellige? Grunnen til at engrosprisendringer og konsumprisendringer ikke er perfekt korrelerte er først og fremst bearbeidingsnivået. På engrosnivå er prisene på helt slakt av de ulike varene. På konsumentnivå inngår gjerne en del andre faktorer også. Når bearbeidingsnivået er større inngår også arbeidskraft som en større andel av verdien på varen. Innpakning, transport, reklame og lignende tar også en større andel av verdien av varen på konsumnivå enn på engrosnivå. Når bare engrosprisen endres, men ikke prisen på arbeidskraft eller innpakning endres, vil derfor ikke en endring i engrosprisen få fullt gjennomslag i konsumprisen. En annen grunn kan være at det er treghet i systemet. Spesielt for prisene på bearbeidede produkter som inngår i konsumprisene. Siden det tar tid å bearbeide produkter må man regne med at prisene kan endres på forskjellig tidspunkt. En tredje faktor kan være om konsumprisene for de ulike varene er fullt ut sammenlignbare med engrosprisene på de samme varene. Inne i konsumprisene er bare et utvalg av varer, mens engrosprisene regnes på helt slakt. Prisene på mat konsumert på restauranter, gatekjøkken og så videre er ikke med.





## 4 Modell og elastisiteter

---

Den teoretiske modellen er beskrevet i vedlegget. Denne modellen er estimert med økonometriske metoder i programpakken TSP i to ulike steg: Først er et etterspørselssystem bestående av kjøttvarer, drikkevarer, andre matvarer og andre ikke-varige goder og tjenester estimert og de ubetingede priselastisiteter, utgiftselastisiteter, trendelastisiteter og sesongelastisiteter funnet. Så ble et etterspørselssystem bestående av storfekjøtt, svinekjøtt, sau/lam og kylling estimert og betingede etterspørselsetlastisiteter funnet. Deretter ble de to systemene koblet sammen ved at de betingede elastisitetene for de ulike kjøttvarene ble gjort om til ubetingede ved hjelp av systemet for kjøtt, drikkevarer, andre matvarer og andre ikke-varige goder og tjenester. Den teoretiske modellen er beskrevet i vedlegget mens koblingen mellom ulike etterspørselssystem er beskrevet i Gustavsen og Rickertsen (2003). Estimerte modellresultater for både betingede og ubetingede elastisiteter finnes i vedlegget. Etterspørselen etter egg ble estimert som en enkel ligning på tredjedifferanse form.

De ubetingede elastisitetene ble brukt til å lage prognoser ved bruk av metoden beskrevet i neste kapittel. Men denne modellen hadde ikke bra prognoseegenskaper. Den gav store avvik mellom predikerte og estimerte verdier av salget av de ulike varene. Det ble da først forsøkt å estimere andre modellformuleringer. Det ble prøvd med AID-modellen på differanseform og tredje-differanseform, men disse gav heller ikke gode resultater. Disse modellene gav både ikke-plausible elastisiteter og dårlige prognoseegenskaper. Deretter ble det prøvd ulike varianter av kointegrasjonsmodellen basert på den forrige prognosemodellen beskrevet i Gustavsen og Sørensen (1996), samt ulike ligninger på differanseform. Men heller ikke disse modellene ble bra.

Det ble da tatt utgangspunkt i elastisitetene i den opprinnelige AID-modellen og disse ble kalibrert med hensyn på data fra 1999–2004. Det ble også lagt vekt på homogenitetsbetingelsen

$$\sum_{j=1}^k e_{i,j} + E_i = 1$$

Der  $e_{ij}$  er krysspriselasititeter mellom varene  $i$  og  $j$  og  $E_i$  er inntektselasititeten og  $k$  er antall varer i systemet. Matrisen med de kalibrerte elastisitetene er fremstilt i Tabell 4.1. Det ble lagt større vekt på å minimere avviket mellom år enn på tertialnivå. Utgangspunktet er de estimerte ubetingede elastisitetene i tabell A1 i vedlegget.

Tabell 4.1 Kalibrerte elastisiteter

	Priselastisiteter							
	Storfe	Svin	Sau/lam	Kylling	Egg	Andre varer	Privat konsum	Trend
Storfe	-0,3	0,1	0,05*	0,05	-	0,05	0,3	-0,04
Svin	0,1	-0,3	0,05*	0,05	-	0,05	0,3	-0,03
Sau/lam	0,05	0,05	-0,5	0,05	-	0,05	0,7	0,09
Kylling	0,05	0,05	0,05*	-0,8	-	0,05	0,5	2,67
Egg	-	-	-	-	-0,07	0,05	0,2	0,08

\* Virker bare i 3. tertial

Ved å kalibrere elastisitetene har vi oppnådd en del ting: Vi har fått luket bort en del urealistiske effekter. Noen av krysspriselasititetene var store i absoluttverdi, mens andre hadde opplagte gale fortegn og de fleste var statistisk ikke-signifikant forskjellig fra null. Vi har også tatt utgangspunkt i noen andre variabler som input til prognosemodellen enn de som var brukt i den estimerte modellen. I prognosemodellen er det brukt konsumprisindeks og ikke priser på drikkevarer, andre matvarer og ikke-varige goder og tjenester. Konsumprisindeks er brukt som en «proxyvariabel» for disse andre prisene. Dette fordi det lages prognoser for konsumprisutviklingen med jevne mellomrom av Statistisk sentralbyrå. Disse vil da være mer egnet til bruk i prognosemodellen enn priser som det er vanskelig å få anslag for. For å kunne bruke den estimerte AID-modellen til prognoseformål var vi nødt til å legge om fra 1. differens til 3. differens form. Det vil si at vi bruker modellen til å lage prognoser fra et tertial et år til tilsvarende tertial året etter. Vi får dermed tatt hensyn til sesongvariasjon på en mer naturlig måte enn ved bruk av dummyvariabler. Ved å kalibrere med hensyn på de seneste årene har vi også fått inn i modellen at de siste årene er de viktigste med hensyn på prognoseformål.

Modellen er estimert med etterspørsel per innbygger. Når vi da skal beregne den totale etterspørselen, må vi ta hensyn til vekst i folkemengden. Vi regner med at tilveksten har like stort forbruk av storfekjøtt, svinekjøtt, lammekjøtt, kylling og egg som de innbyggerne som allerede befinner seg i landet. Så for å få total etterspørsel multipliserer vi salg per innbygger med antall innbyggere. I prognoseperioden får vi da prognosert etterspørsel ved prognosert etterspørsel per innbygger multiplisert med anslått innbyggertall i prognoseperioden. Under kalibreringen har vi lagt størst vekt på å få minst avvik over året.

# 5 Fra etterspørselssystem til prognosemodell

---

Vi tar utgangspunkt i en generell etterspørselsfunksjon

$$(1) \quad q_i = f(p_1, p_2, \dots, p_n, x)$$

der  $q_i$  betegner etterspurt mengde av vare  $i$ ,  $p_i$  betegner prisen på vare  $i$  og  $x$  betegner totalutgiften (inntekten) for kjøp av varene  $i=1, \dots, n$ .

Tar vi det totale differensialet av (1) får vi

$$(2) \quad \Delta q_i = \sum_j \frac{\partial f_i}{\partial p_j} \Delta p_j + \frac{\partial f_i}{\partial x} \Delta x$$

Ved å skrive om ligning (2) til relativ endring samt å multiplisere med  $\frac{p_j}{p_j}$  og  $\frac{x}{x}$  får vi

$$(3) \quad \frac{\Delta q_i}{q_i} = \sum_j \frac{\partial f_i}{\partial p_j} \frac{p_j}{q_i} \frac{\Delta p_j}{p_j} + \frac{\partial f_i}{\partial x} \frac{x}{q_i} \frac{\Delta x}{x}$$

Ved å gjøre om (3) til diskret tid samt å sette inn for pris- ( $\epsilon_{ij}$ ) og utgiftselastisiteter ( $E_i$ ) får vi

$$(4) \quad \frac{q_{i,t} - q_{i,t-1}}{q_{i,t-1}} = \sum_j e_{ij} \left( \frac{p_{j,t} - p_{j,t-1}}{p_{j,t-1}} \right) + E_i \left( \frac{x_t - x_{t-1}}{x_{t-1}} \right)$$

Hvis etterspørselen er påvirket av andre faktorer enn priser og utgifter, kan prognosemodellen utvides med disse variablene og deres respektive elastisiteter. Faktorer som sesongvariasjon ( $D_i$ ) og trend ( $t$ ) gav signifikante bidrag for å forklare etterspørselen. Modellen blir da

$$(5) \quad \hat{q}_{i,t} = \left( \sum_j e_{ij} \left( \frac{p_{j,t} - p_{j,t-1}}{p_{j,t-1}} \right) + E_i \left( \frac{x_t - x_{t-1}}{x_{t-1}} \right) + Et_i \left( \frac{t - t_{t-1}}{t_{t-1}} \right) \right) q_{i,t-1} + q_{i,t-1} + Ed_{i2} q_{i,t-1} D_2 + (Ed_{i3} - Ed_{i2}) q_{i,t-2} D_3 - Ed_{i3} q_{i,t-3} D_1$$

$Et_i$  angir prosentvis endring i konsum av vare  $i$  når trendvariabelen endres med 1 % mens  $Ed_{i2}$  og  $Ed_{i3}$  angir prosentvis forskjell i konsum av vare  $i$  mellom henholdsvis 1. og 2. tertial og 1. og 3. tertial, alt annet likt. For å kunne anvende (5) til å analysere fremtidig etterspørsel trenger vi estimer for elastisitetene. Vi satte derfor inn elastisitetene fra tabell A1 i vedlegget inn i ligning (5), men det gav ikke tilfredsstillende resultater. Spesielt for varer med stor sesongvariasjon som sau/lam gav modellen lite tilfredsstillende resultater. Vi tok da utgangspunkt i de samme elastisitetene og gjorde om modellen til tredje differens. Sesongvariablene ble kuttet ut og modellen omformet til

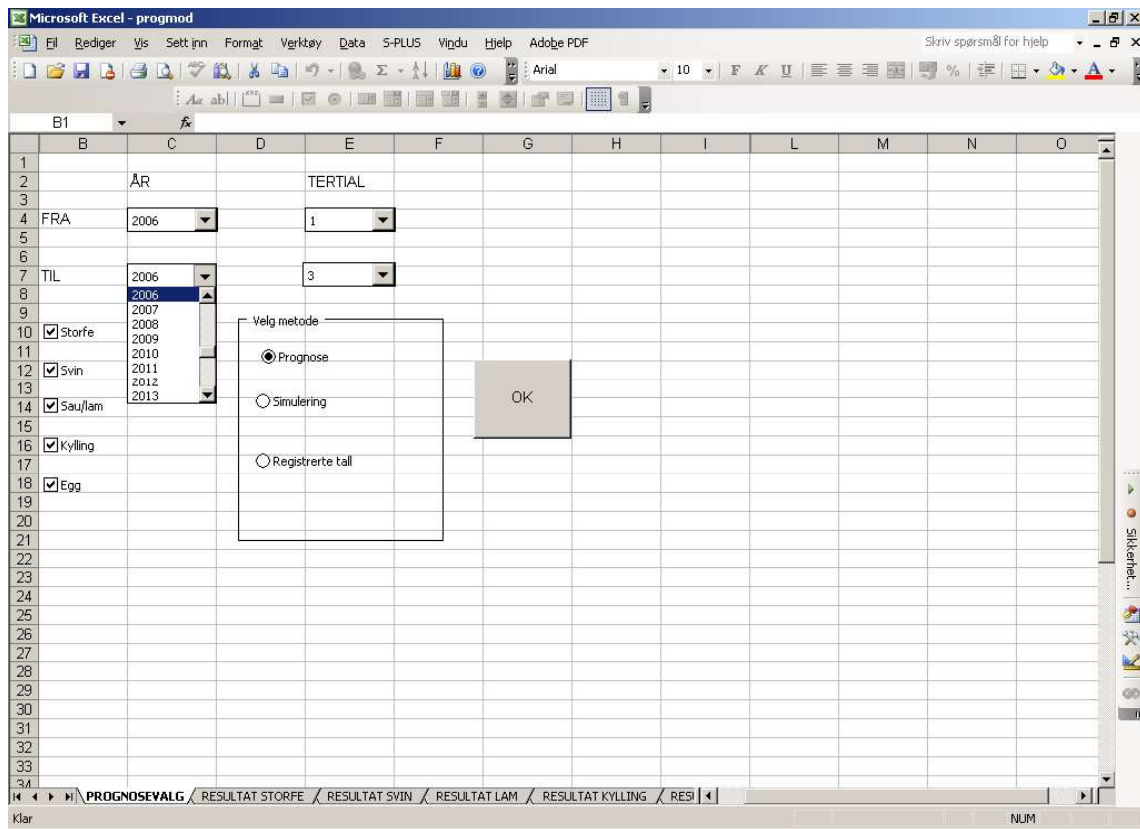
$$(6) \quad \hat{q}_{i,t} = \left( \sum_j e_{ij} \left( \frac{p_{j,t} - p_{j,t-3}}{p_{j,t-3}} \right) + E_i \left( \frac{x_t - x_{t-3}}{x_{t-3}} \right) + Et_i \right) q_{i,t-3} + q_{i,t-3}$$

Dermed måtte også elastisitetene kalibreres for å tilpasses denne nye modellen. Det ble gjort med utgangspunkt i data fra 1999 til og med 2004. De elastisitetene som fremkom var de som er gjengitt i Tabell 4.1.

## 6 En beskrivelse av den operative prognosemodellen

---

Den operative prognosemodellen er programmert som en Visual Basic applikasjon for regnearket Microsoft Excel 2003. Man åpner opp programmet som et vanlig Excel-vindu. Figur 6.1 viser det venstre vinduet i regnearket. Man velger der periode hvor man vil ha utført prognoser, simuleringer eller utskrift av registrerte tall. Man velger år og tertial, fra og til. Man krysser så av for den/de vareslagene man vil ha utført operasjonen for, og velger så om man vil ha utført prognose, simulering eller utskrift av registrerte tall. Forskjellen på prognose og simulering er følgende: Prognose gir ett-års prognoser. Programmet tar utgangspunkt i registrert kvantum i de ulike tertialene i et år og lager prognoser for tilsvarende tertial året etter. Det vil si at man høyst kan lage prognoser ett år fremover i tid, hvis man da ikke har registrert kvantum for fremtiden. Hvis man lager prognoser over datamaterialet, vil programmet da lage ett-års prognoser for hver periode. Velger man simulering vil da første års simulering være likt med første års prognoser. I de etterfølgende periodene vil resultatene bygge på simulerte/prognoserte resultatene i periodene før. Skal man da lage prognoser for flere enn et år fremover i tid, merker man av for simulering. Som man kan se av ligning 6 er denne simuleringsligningen en tredje ordens differensligning med koeffisienter som endres i hver periode. Men som alle differensligninger er den avhengig av initialbetingelsene. Det vil si, hvor vi velger å starte simuleringen fra vil ha meget stor betydning for resultatene. Dessuten, over jo lengre periode simuleringen skjer, jo mer usikre blir resultatene. For at programmet skal virke må man ha registrert data for priser, konsumprisindeks, privat konsum, antall dager i de ulike tertialene for henholdsvis kjøtt, fjørfe og egg, sesongvariabel og innbyggertall. Mangler noe av dette vil man få feilmelding. Videre, for at prognoser og simulering skal virke er man avhengig av at prognoser/simulering starter i et år der man har registrert kvantum for tilsvarende tertial året før.



Figur 6.1 Prognosevindue

Figur 6.2 viser arket der resultater fra prognosene for storfesalg i 2006 er plassert. Øverst er prognosert kvantum fordelt på tertialene samt prosentvis forskjell fra registrert kvantum tilsvarende tertial året før. Hvis metoden er simulering over flere år, er det snakk om prosentvis forskjell mellom prognose og registrert kvantum det første året og forskjell mellom prognosene i de ulike årene resten av perioden.

I rubrikken under står de registrerte prisene for den valgte varen i de ulike tertialene samt endringer fra tilsvarende tertial året før. Prisene for året er et vektet gjennomsnitt av tertialprisene med kvantum som vekter. Når prognose er valgt, er prognosert kvantum brukt som vekter, når simulering er valgt er simulert kvantum brukt som vekter og når utskrift av registrerte tall er brukt er registrert kvantum brukt som vekter. Nedenfor vises de prosentvise effektene av ulike variabler i prognoseperioden.  $p_1$  er effekten av endringer i storfepriis når det er snakk om prognose for storfe, svin, sau/lam eller kylling, mens det er effekter av pris på egg når prognosen gjelder for egg.  $p_2$  er effekter av endringer i prisen på svin på prognosen,  $p_3$  er prosentvise effekter av endringer i prisen på lam på prognosen og  $p_4$  er effekter av endringer i kyllingpris på prognosen.  $K_{pi}$  er effekter av konsumprisindeks (det vil si prisendring på alle andre varer),  $C_p$  er effekter av endringer i privat konsum (inntekt),  $dager$  er effekter av at tertialet har annen lengde enn tilsvarende tertial året før,  $innb$  er effekter av endringer i innbyggertall og  $trend$  er prosentvise effekter på prognosen av en trend.

Et-års prognoser											
STORFE salg											
År	1. Tertial	%	2. Tertial	%	3. Tertial	%	Året	%			
	Tonn		Tonn		Tonn		Tonn				
2006	29093	0.22	31713	1.19	28863	2.33	89669	1.24			
STORFE Priser											
År	1. Tertial	%	2. Tertial	%	3. Tertial	%	Året	%			
	Kr/kg		Kr/kg		Kr/kg		Kr/kg				
2006	39.99	3.36	40.33	2.15	40.22	0.00	40.18	1.84			
Effekter											
År	Tert	p1	p2	p3	p4	kpi	Cp	dager	innb	trend	
2006	1	-1.01	-0.03	0.00	0.08	0.11	1.10	-0.65	0.65	-0.04	
2006	2	-0.65	-0.04	0.00	0.04	0.12	1.10	0.00	0.65	-0.04	
2006	3	0.00	-0.14	-0.02	0.03	0.12	1.10	0.60	0.65	-0.04	

Figur 6.2 Vindu for prognoseresultater.

I Figur 6.3 og Figur 6.4 vises arket for inputvariabler til modellen. De to kolonnene lengst til venstre er årstall og tertial. Deretter følger konsumprisindeksen, der verdien for gjennomsnittet for 1998 er satt til 100. Så følger engrossalg av storfe, svin sau/lam, kylling og egg. Alle er målt i tonn per tertial. Deretter følger engrospriser for storfe, svin, lam, kylling og egg, alle i kr/kg per tertial. Disse prisene er nærmere beskrevet under kapittelet om data. Når prognoser eller simulering skal utføres, må alle kolonnene være utfylt for perioden man vil lage prognoser for, unntatt kolonnene for kvantum. Men kvantum i året før første prognoseperiode må være registrert. Programmet henter variablene fra de fastsatte kolonnene for valgt prognoseperiode, så hvis disse endres på en eller annen måte, vil prognosene også endres.

1	A	B	C	D	E	F	G	H	I	J	K	L
	ar	tertialet	KPI	q storfe	q svin	q lam	q kylling	q egg	p storfe	p svin	p lam	p kylling
60	1999	2	102.05	27610	27523	2137	10205	14032	34.59	25.54	43.34	24.37
61	1999	3	103.20	29557	34226	16878	9865	15533	33.11	24.98	41.57	24.60
62	2000	1	104.63	30878	30056	3542	10272	14099	32.26	23.78	44.63	24.60
63	2000	2	105.38	29653	30841	2595	11324	13963	32.23	23.90	45.44	24.45
64	2000	3	106.50	29802	34703	17484	10690	15305	33.38	24.63	41.90	24.25
65	2001	1	108.43	28747	30115	3202	11903	14793	35.26	26.65	43.70	24.07
66	2001	2	108.90	29107	34577	2660	13443	15665	34.97	26.64	44.81	22.46
67	2001	3	108.73	31127	36523	16264	10792	14925	34.38	27.33	42.39	24.27
68	2002	1	109.43	29510	32326	4154	12719	14657	34.97	27.08	44.51	24.77
69	2002	2	109.90	27117	35358	3380	13706	15229	35.74	27.47	46.01	24.87
70	2002	3	110.93	30974	38075	17235	11464	15030	36.10	28.43	43.47	24.97
71	2003	1	113.95	28150	31783	3649	13821	14932	36.47	27.72	46.01	24.97
72	2003	2	111.95	28882	36184	3425	14235	15990	36.85	27.87	47.23	24.97
73	2003	3	112.53	32660	40008	17388	13735	15771	37.94	28.60	44.56	24.97
74	2004	1	112.85	27950	32929	3956	15234	14587	39.06	28.00	45.34	24.60
75	2004	2	113.28	29344	35756	4419	14671	15339	39.54	27.81	44.83	24.66
76	2004	3	113.88	33127	41307	17412	14301	15850	38.68	27.04	44.43	24.66
77	2005	1	113.98	29029	36203	4526	15809	14656	38.69	26.17	39.28	24.67
78	2005	2	115.09	31339	38488	3521	17190	16102	39.48	26.66	46.20	24.80
79	2005	3	115.93	28206	38777	18885	15879	16354	40.22	27.65	45.22	24.80
80	2006	1	116.60						39.99	26.09	44.93	25.07
81	2006	2	117.74						40.33	26.56	46.98	25.07
82	2006	3	118.60						40.22	27.27	45.07	25.07
83	2007	1										
84	2007	2										
85	2007	3										
86	2008	1										
87	2008	2										
88	2008	3										
89	2009	1										
90	2009	2										
91	2009	3										
92	2010	1										

Figur 6.3 Vindu for inputvariabler.

Figur 6.4 viser den delen av vinduet for inputvariablene som ikke fikk plass i Figur 6.3. Her er priser på egg, satsen på merverdiavgift, løpende verdi av nominelt privat konsum av ikke-varige forbruksvarer (Når nye tall skal legges inn, så bare legg på prosentvis endring fra tilsvarende tertial året før). Antall dager i tertialet (fra Gilde og Prior sine kalendre). D1, D2 og D3 er indikatorer for sesong. D1 har verdien 1 i første tertial og 0 ellers. D2 har verdien 1 i 2. tertial og 0 ellers og D3 har verdien 1 i tredje tertial og 0 ellers. Helt til høyre skal innbyggertall skrives inn.



Microsoft Excel - progmod

Rediger Vis Sett inn Formgt Verktøy Data S-PLUS Viduo Hjelp Adobe PDF Skriv spørsmål for hjelp

Arial 10

L86

1	A	B	M	N	O	P	Q	R	S	T	U	V
	ar	tertia	p egg	moms	Konsum	dagerkjøtt	dageregg	dagerkylling	d1	d2	d3	innbyggertal
60	1999	2	13.87	0.23	184279.33	114.64	120.28	119.48	0	1	0	446191
61	1999	3	13.90	0.23	199675.00	123.52	123.36	123.76	0	0	1	446191
62	2000	1	13.90	0.23	188460.00	115.68	121.00	121.00	1	0	0	449096
63	2000	2	13.33	0.23	199454.66	125.28	120.24	119.56	0	1	0	449096
64	2000	3	12.63	0.23	210432.33	125.04	124.76	125.44	0	0	1	449096
65	2001	1	12.94	0.24	198558.34	113.84	119.34	119.16	1	0	0	451375
66	2001	2	12.99	0.18	206609.34	125.31	124.98	125.52	0	1	0	451375
67	2001	3	13.26	0.12	218051.34	125.85	120.68	120.32	0	0	1	451375
68	2002	1	13.33	0.12	206875.34	113.16	118.66	118.26	1	0	0	453815
69	2002	2	13.45	0.12	215284.64	125.28	125.01	125.61	0	1	0	453815
70	2002	3	13.57	0.12	227228.57	126.56	121.33	121.13	0	0	1	453815
71	2003	1	13.57	0.12	217741.08	112.50	117.99	117.54	1	0	0	456485
72	2003	2	13.57	0.12	226609.59	125.25	125.01	125.46	0	1	0	456485
73	2003	3	13.57	0.12	239199.70	127.25	122.00	122.00	0	0	1	456485
74	2004	1	13.23	0.12	227440.51	112.00	122.34	122.64	1	0	0	457745
75	2004	2	13.14	0.12	236737.32	125.25	120.32	119.72	0	1	0	457745
76	2004	3	13.14	0.12	249924.01	128.75	123.34	123.64	0	0	1	457745
77	2005	1	12.66	0.11	234946.05	115.50	122.34	122.64	1	0	0	460636
78	2005	2	13.16	0.11	251888.51	125.25	120.32	119.72	0	1	0	460636
79	2005	3	13.21	0.11	268418.39	124.25	123.34	123.64	0	0	1	460636
80	2006	1	13.60	0.13	249512.71	114.75	122.34	122.64	1	0	0	463653
81	2006	2	13.60	0.13	267505.60	125.25	120.32	119.72	0	1	0	463653
82	2006	3	13.60	0.13	285060.33	125.00	123.34	123.64	0	0	1	463653
83	2007	1							1	0	0	
84	2007	2							0	1	0	
85	2007	3							0	0	1	
86	2008	1							1	0	0	
87	2008	2							0	1	0	
88	2008	3							0	0	1	
89	2009	1							1	0	0	
90	2009	2							0	1	0	
91	2009	3							0	0	1	
92	2010	1							1	0	0	

RESULTAT SVIN / RESULTAT LAM / RESULTAT KYLLING / RESULTAT EGG / DATAARK

Klar NUM

Start Novell Group... 2 Microsoft... Clue Prior - Micros... Adobe Reader Microsoft Ek... 15:32

Figur 6.4 Resten av vinduet for inputvariabler.



## 7 Diskusjon og konklusjon

---

Hensikten med dette prosjektet har vært å lage en operativ modell som kan brukes til prognoser og scenarieanalyse for Landbrukssamvirkets prognoseutvalg. Modellen er programmert som en Visual Basic applikasjon for regnearket Excel, og den kan lage prognoser og simuleringer for engrossalg av storfekjøtt, svinestorfekjøtt, sau/lam, kylling og egg. En bruker av modellen må legge inn anslåtte verdier for en del variabler i hvert tertial i prognoseperioden. Disse variablene er engrospriser per kg for storfe, svin, lam, kylling og egg, totalt privat konsum, konsumprisindeks, sats for merverdiavgift og innbyggertall. For prisene vil jordbruksavtalens målpris virke som en øvre grense. Dessuten vil samvirkeorganisasjonene vite hvilket nivå de vil legge seg på. Man kan også foreta en scenarieanalyse med ulike prisalternativer for å finne ut hvilket nivå som er det optimale, gitt forhåndsbestemte kriterier. Man må videre legge inn antall dager per tertial. Statistisk sentralbyrå foretar prognoser for utviklingen i norsk økonomi med jevne mellomrom, og anslag for totalt privat konsum, konsumprisindeks og innbyggertall kan hentes fra deres publikasjon Økonomiske Analyser. Programmet henter så opp de ulike variablene i prognoseperioden og lager prognoser eller simuleringer ut fra hvilke varegrupper som har blitt valgt. I utskriften får man også partielle effekter på prognosert kvantum av de ulike variablene.

Modellen er en ren økonomisk modell, og den tar ikke hensyn til andre faktorer. Det er priser og inntekter som har størst påvirkning på etterspørselen etter aggregerte matvarer. Konsumentenes etterspørsel er påvirket av konsumprisene, men i modellen inngår prisene som engrospriser. Dette fordi det er disse prisene samvirkeorganisasjonene har kontroll over. De kan da bruke modellen som et styringsverktøy ved siden av å være en prognosemodell.

Men engrosprisene har ikke fullt gjennomslag i konsumprisene. Og for storfe, svin og egg er det dessuten forskjell på hvor sterkt endringen i engrospriser slår gjennom i konsumprisene når endringen er positiv og når den er negativ. For storfe

vil en negativ endring i engrosprisen ha større gjennomslag i konsumprisen enn en positiv endring. Dette kan indikere høy konkurranse i detaljistmarkedet for storfe. For svin og egg er det motsatt. For disse varene vil en økning i engrosprisene slå sterkere ut i konsumprisene enn en nedgang i engrosprisene. Dette kan indikere liten konkurranse i detaljistmarkedet for svin og egg. For lam og kylling var det ingen signifikant forskjellig effekt mellom positive og negative endringer i engrosprisene. Ingen av engrosprisene hadde fullt gjennomslag i engrosprisene i samme periode.

Andre faktorer enn de økonomiske, som det gjerne er vanskelig å få relevante data for, kan også påvirke etterspørselen. Dette er ting som ikke vil være tilfredsstillende ivaretatt av modellen. For eksempel kan informasjon om en matskandale påvirke etterspørselen etter de ulike produktene. Slik informasjon vil ha negativ påvirkning på salget av produktet som blir rammet og positiv påvirkning på salget av substitutter til produktet. Helseinformasjon kan påvirke matvarene på ulike måter avhengig av om det er positiv eller negativ informasjon, og hva slags informasjon det er snakk om. Videre vil produktutvikling kunne ha stor betydning for utviklingen i salget. Disse faktorene har inngått som en del av et stokastisk restledd under estimeringen, eller de har inngått i modellen som et trendledd. Videre finnes det mange andre utenforliggende momenter. Dette er det viktig å være klar over når man bruker modellen. Modellen vil aldri gi helt riktige prognoser. Den er bare ment for å være et hjelpemiddel for å lage mer treffsikre prognoser.

# Referanser

---

- Borenstein, S. Cameron, A.C. and R. Gilbert. 1997. «Do gasoline prices respond asymmetrically to crude oil price changes?» *Quarterly Journal of Economics* 112: 305–339.
- Carpentier, A. and H. Guyomard. 2001. «Unconditional elasticities in two-stage demand systems: An approximate solution». *American Journal of Agricultural Economics* 83: 222–229.
- Deaton, A. and J. Muellbauer. 1980. «An Almost Ideal Demand System». *American Economic Review* 70: 312–326.
- Engle, R.F. and C.W.F. Granger. 1987. «Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing.» *Econometrica* 55: 251–276.
- Eriksen, H. 1991. *En modell for etterspørselen etter kjøtt og egg*. NILF Forskningsmelding B-014-91.
- Gustavsen G.W. and K. Rickertsen. 2003. «Forecasting Ability of Theory Constrained Two-Stage Demand Systems». *European Review of Agricultural Economics* 30(4) (2003): 539–558.
- Gustavsen G.W. og A.-C. Sørensen. 1996. *En prognosemodell for salg av kjøtt, fjørfe og egg*. NILF-rapport 1996:4.



# Vedlegg

---

## Teoretisk modell

Deaton og Muellbauers(1980) almost ideal demand (AID) system er mye brukt i empiriske etterspørselsanalyser. I et system med  $n$  varer, er budsjettandelen for vare  $i$  i periode  $t$ ,  $w_{it}$ , gitt ved

$$(7) \quad w_{it} = \alpha_i + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \ln p_{jt} + \beta_i \ln \left( \frac{x_t}{P_t} \right) + u_{it}$$

Her er  $u_{it}$  et stokastisk restledd som er antatt å være hvitt støy, og  $\ln P_t$  er en prisindeks definert ved ligningen

$$(8) \quad \ln P_t = \alpha_0 + \sum_{k=1}^n \alpha_k \ln p_{kt} + \frac{1}{2} \sum_{k=1}^n \sum_{j=1}^n \gamma_{kj} \ln p_{kt} \ln p_{jt}$$

Her betegner  $p_{jt}$  den nominelle enhetsprisen på vare  $j$ , og  $x_t$  er totalutgiftene pr. innbygger på varene som er inkludert i systemet. I henhold til mikroøkonomisk teori har vi

$$\sum_i \alpha_i = 1, \sum_i \beta_i = 0, \sum_i \gamma_{ij} = 0 \quad \forall j \quad \text{Oppsummering}$$

$$(9) \quad \sum_j \gamma_{ij} = 0 \quad \forall i \quad \text{Homogenitet}$$

$$\gamma_{ij} = \gamma_{ji} \quad \forall i, j \quad \text{Symmetri}$$

Disse restriksjonene er pålagt begge systemene våre. Trender og sesongmessige effekter er inkorporert i modellen ved at «skiftvariabler» blir inkludert i konstantleddet. Konstantleddet vårt blir da modifisert til

$$(10) \quad \alpha_i = \alpha_{0i} + \phi_i \ln t + \varphi_{i2} D_{2t} + \varphi_{i3} D_{3t}$$

hvor  $t$  er en trendvariabel som har verdien 1 i 1980 1. tertial, 2 i 1980 2. tertial, 3 i 1980 3. tertial, 4 i 1981 1. tertial osv. Denne trendvariabelen er enten brukt på logaritmisk form i modellen.  $D_2$  og  $D_3$  er dummyvariabler som tar hensyn til sesongmessige etterspørselsvariasjoner.  $D_2$  har verdien 1 i 2. tertial og 0 ellers.  $D_3$  har verdien 1 i 3. tertial og 0 ellers.

For at oppsummeringsbetingelsen skal holde må

$$(11) \quad \sum_i \alpha_{i0} = 1 \quad \text{og} \quad \sum_i \phi_i = \sum_i \varphi_{i2} = \sum_i \varphi_{i3} = 0$$

Ved å totaldifferensiere ligningene (7), (8) og (10) er priselastisitetene ( $e_{ij}$ ), utgiftselastisitetene ( $E_i$ ), trendelastisitetene ( $Et_i$ ) og dummi-«elastisitetene» ( $Ed_{ir}$ ) kalkulert som

$$(12) \quad e_{ij} = \theta + \frac{\gamma_{ij}}{w_{it}} - \frac{\beta_i}{w_{it}} (\alpha_{0j} + \phi_j \ln t + \varphi_{j2} D_{2t} + \varphi_{j3} D_{3t} + \sum_k \gamma_{jk} \ln p_{kt})$$

$$(13) \quad E_i = 1 + \frac{\beta_i}{w_{it}}$$

$$(14) \quad Et_i = \frac{1}{w_{it}} (\phi_i - \beta_i \sum_k \phi_k \ln p_{kt})$$

$$(15) \quad Ed_{ir} = \frac{1}{w_{it}} (\varphi_{ir} - \beta_i \sum_k \varphi_{kr} \ln p_{kt}), \quad r=2,3$$

og  $\theta = -1$  når  $i = j$  og  $\theta = 0$  ellers.

$Ed_{i2}$  er den prosentvise partielle forskjellen i konsum av vare  $i$  mellom 1. tertial og 2. tertial, *ceteris paribus*. På samme måte er  $Ed_{i3}$  den partielle prosentvise forskjellen i konsum av vare  $i$  mellom 1. tertial og 3. tertial.

Vi har antatt svak separabilitet, og bør derfor korrigere elastisitetene før vi bruker dem til analyseformål. Gitt svak separabilitet, så vil priser og utgifter i en gruppe bli påvirket når priser eller utgifter i en gruppe på et høyere nivå endres. For eksempel, hvis prisen på kjøttvarer (steg 1) endres, så vil dette påvirke de totale utgiftene til kjøttvarer (steg 2), og dermed etterspørselen etter storfekjøtt, svinestekjøtt, sau/lam og kylling (steg 2). Preiseffekten er altså kanalisert gjennom utgiftene fra en gruppe til en annen gruppe på et lavere nivå.

På grunn av den valgte flerstegs estimeringsmåten skiller vi mellom betingede og ubetingede elastisiteter. De betingede elastisitetene er estimert innenfor et under-system som bare inneholder noen nært beslektede varer. Disse elastisitetene måler effekten av endringene i priser og utgift innenfor dette systemet. For eksempel, hva er effektene av en prisendring på kylling på etterspørselen etter svin gitt at samlet forbruksutgift til kjøtt er uendret? De betingede elastisitetene blir i vår sammenheng et hjelpemiddel for å beregne de mer interessante ubetingede elastisitetene som vi bruker i scenarieanalysene. Disse måler den totale effekten på etterspørselen av pris- og inntektsendringer. Carpentier og Guyomard (2001) har utledet korreksjonsformler for overgangen fra betingede til ubetingede elastisiteter. Disse er beskrevet i Gustavsen og Rickertsen (2003), der også ubetingede formler for trend og sesongelastisiteter er utledet.



## Empiriske resultater

To systemer med funksjonsform beskrevet i kapitlet over er estimert i program-pakken TSP: Først er et system bestående av kjøtt, drikkevarer, andre matvarer og andre ikke-varige goder og tjenester estimert. På nivået under er et system bestående av engrossalg per innbygger av storfe, svin, sau/lam og kylling estimert. I begge systemene er restriksjoner fra teorien pålagt. Siden begge systemene er singulære er de tre første ligningene i hvert system er estimert og parametrene i fra den fjerde ligningen er rekonstruert ved hjelp av adding up-betingelsen. De betingede elastisitetene i hvert system er konstruert og ved hjelp av disse er de ubetingede elastisitetene funnet ved hjelp av formlene beskrevet i Carpentier og Guyomard (2001) og Gustavsen og Rickertsen (2003). Det er anvendt 1000 bootstrap-replikasjoner for å finne standardavvikene til de ubetingede elastisitetene. I tabell A1 presenteres de ubetingede pris-, inntekts-, trend- og sesongelastisiteter for storfe, svin, sau/lam og kylling. Nedenfor presenteres utskrift av estimerte parametre. For egg ble en enkel ligning på tredje differanseform estimert.

**Tabell A1      Ubetingede elastisiteter fra 1000 bootstrap repetisjoner.  
Periode 1980.1–2004.3. t-verdier i parentes**

	Storfe	Svin	Sau/Lam	Kylling	Drikke	Mat	Andre varer
Storfe	-0,33 (-1,94)	0,12 (1,13)	0,04 (0,46)	-0,09 (-1,50)	-0,34 (-3,28)	0,13 (0,71)	-0,02 (-0,18)
Svin	0,14 (1,12)	-0,33 (-2,41)	-0,10 (-1,57)	-0,02 (-0,39)	-0,40 (-3,82)	0,16 (0,73)	-0,04 (-0,26)
Sau/lam	0,13 (0,43)	-0,34 (-1,58)	-1,07 (-4,68)	0,77 (6,48)	-0,64 (-3,79)	0,27 (0,75)	-0,06 (-0,27)
Kylling	-0,47 (-1,51)	-0,10 (-0,40)	1,07 (7,26)	-1,06 (-5,62)	-0,71 (-3,81)	0,29 (0,73)	-0,07 (-0,27)

	Inntekt	Trend	2. tertial	3. tertial
Storfe	0,50 (3,80)	-0,03 (-3,28)	-0,08 (-6,06)	-0,29 (-6,70)
Svin	0,60 (4,14)	-0,02 (-2,92)	0,07 (6,75)	-0,06 (-1,51)
Sau/lam	0,94 (4,41)	0,06 (3,60)	-0,04 (-1,10)	1,59 (11,86)
Kylling	1,04 (4,07)	0,15 (4,94)	0,15 (4,02)	-0,44 (-5,41)

Steg 1: Relatert til teorikapittelet over tilsvarende de estimerte parametrene følgende teoretiske parametre:

$$E_i = \alpha_i, E_{i0} = \phi_i, T_{i2} = \varphi_{i2}, T_{i3} = \varphi_{i3}, G_{ij} = \gamma_{ij}, B_i = \beta_i$$

i=1,2,3,4, j=1,2,3,4

vare1= kjøtt, vare 2=ikke-alkoholholdige drikkevarer, vare 3= andre matvarer, vare 4= andre ikke varige goder og tjenester

Stage 1: Homogeneity and symmetry restricted model

Number of observations = 75      Log likelihood = 1160.51  
Schwarz B.I.C. = -1103.64

Parameter	Estimate	Standard Error	t-statistic	P-value
E1	.095573	.018373	5.20170	[.000]
E10	-.100205E-02	.465331E-03	-2.15341	[.031]
T12	-.207447E-02	.266059E-03	-7.79702	[.000]
T13	.345516E-02	.323607E-03	10.6770	[.000]
G11	.012732	.198169E-02	6.42492	[.000]
G12	-.010003	.132809E-02	-7.53152	[.000]
G13	.717017E-03	.350705E-02	.204450	[.838]
B1	-.714158E-02	.178324E-02	-4.00484	[.000]
E2	.197589	.018840	10.4880	[.000]
E3	.404166	.035794	11.2914	[.000]
E20	-.696579E-03	.275838E-03	-2.52532	[.012]
E30	-.579445E-02	.107045E-02	-5.41308	[.000]
T22	.251227E-02	.234655E-03	10.7062	[.000]
T23	.216593E-02	.324606E-03	6.67247	[.000]
T32	.441684E-02	.843410E-03	5.23689	[.000]
T33	.401343E-02	.904773E-03	4.43584	[.000]
G22	.827044E-02	.222729E-02	3.71322	[.000]
G23	-.014789	.336508E-02	-4.39472	[.000]
G33	.069417	.966362E-02	7.18337	[.000]
B2	-.016588	.182129E-02	-9.10810	[.000]
B3	-.026915	.343434E-02	-7.83692	[.000]

Standard Errors computed from heteroscedastic-consistent matrix (Robust-White)

Equation: EQ1

Dependent variable: W1

Mean of dep. var. = .019767  
Std. dev. of dep. var. = .409609E-02  
Sum of squared residuals = .908530E-04  
Variance of residuals = .121137E-05  
Std. error of regression = .110062E-02  
R-squared = .926883  
LM het. test = 3.80831 [.051]  
Durbin-Watson = 2.60937

Equation: EQ2

Dependent variable: W2

Mean of dep. var. = .020466  
Std. dev. of dep. var. = .162784E-02  
Sum of squared residuals = .631190E-04  
Variance of residuals = .841587E-06  
Std. error of regression = .917380E-03  
R-squared = .679371  
LM het. test = .081365 [.775]  
Durbin-Watson = 1.32223

Equation: EQ3

Dependent variable: W3

Mean of dep. var. = .108599  
Std. dev. of dep. var. = .015279  
Sum of squared residuals = .551964E-03  
Variance of residuals = .735953E-05  
Std. error of regression = .271284E-02  
R-squared = .968049  
LM het. test = 2.82547 [.093]  
Durbin-Watson = 1.65300

Current sample: 1980:1 to 2004:3

Betingede elastisiteter steg 1: Eij=priselastisiteter, EXP=utgiftselastisiteter,  
 V1=trendelastisitet, Zij=sesong"elastisitet"

Elasticities calculated at mean values  
 =====

Results of Parameter Analysis  
 =====

Parameter	Estimate	Standard Error	t-statistic	P-value
E11	-.321684	.089123	-3.60946	[.000]
E12	-.435804	.065570	-6.64638	[.000]
E13	.177457	.192297	.922829	[.356]
E14	-.058675	.105946	-.553816	[.580]
EXP1	.638706	.090214	7.07986	[.000]
V1	-.050936	.023571	-2.16091	[.031]
Z12	-.104927	.013479	-7.78459	[.000]
Z13	.175248	.016428	10.6674	[.000]
E21	-.412029	.061600	-6.68879	[.000]
E22	-.438347	.125983	-3.47941	[.001]
E23	-.405857	.162522	-2.49724	[.013]
E24	1.06677	.095835	11.1313	[.000]
EXP2	.189468	.088990	2.12908	[.033]
V2	-.034578	.013521	-2.55724	[.011]
Z22	.122799	.011496	10.6823	[.000]
Z23	.106841	.015937	6.70394	[.000]
E31	.030057	.033533	.896336	[.370]
E32	-.088002	.030888	-2.84906	[.004]
E33	-.263951	.093015	-2.83771	[.005]
E34	-.430271	.061643	-6.98009	[.000]
EXP3	.752167	.031624	23.7848	[.000]
V3	-.053522	.988131E-02	-5.41646	[.000]
Z32	.040685	.777733E-02	5.23123	[.000]
Z33	.037265	.836539E-02	4.45471	[.000]
E41	-.968031E-02	.299899E-02	-3.22785	[.001]
E42	.784394E-02	.190878E-02	4.10940	[.000]
E43	-.088274	.795838E-02	-11.0920	[.000]
E44	-.969390	.848178E-02	-114.291	[.000]
EXP4	1.05950	.427614E-02	247.770	[.000]
V4	.884307E-02	.167800E-02	5.27001	[.000]
Z42	-.570692E-02	.104621E-02	-5.45484	[.000]
Z43	-.011393	.117217E-02	-9.71994	[.000]

Wald Test for the Hypothesis that the given set of Parameters are jointly zero:

CHISQ(20) = 7396.5517 ; P-value = 0.00000

Current sample: 1980:1 to 2004:3

Steg 2:

Steg 2: Relatert til teorikapittelet over tilsvarende de estimerte parametrene følgende teoretiske parametre:

$$E_i = \alpha_i, E_{i0} = \phi_i, T_{i2} = \varphi_{i2}, T_{i3} = \varphi_{i3}, G_{ij} = \gamma_{ij}, B_i = \beta_i$$

i=1,2,3,4, j=1,2,3,4

vare1= storfe, vare 2=svin, vare 3= sau/lam, vare 4= kylling

Current sample: 1980:1 to 2004:3

Stage 2: Homogeneity and symmetry restricted model

=====

Number of observations = 75            Log likelihood = 698.000  
 Schwarz B.I.C. = -641.131

Parameter	Estimate	Standard Error	t-statistic	P-value
E1	.731968	.137695	5.31585	[.000]
E10	-.011905	.253118E-02	-4.70318	[.000]
T12	-.037081	.579189E-02	-6.40225	[.000]
T13	-.108507	.013106	-8.27943	[.000]
G11	.123659	.051873	2.38387	[.017]
G12	-.076113	.038229	-1.99101	[.046]
G13	-.471952E-02	.031962	-.147658	[.883]
B1	-.085896	.054390	-1.57927	[.114]
E2	.493945	.104656	4.71971	[.000]
E3	-.110187	.063154	-1.74474	[.081]
E20	-.817391E-02	.200213E-02	-4.08260	[.000]
E30	.792049E-02	.184125E-02	4.30170	[.000]
T22	.029052	.392963E-02	7.39313	[.000]
T23	-.018055	.010058	-1.79512	[.073]
T32	-.526097E-02	.389503E-02	-1.35069	[.177]
T33	.156533	.599359E-02	26.1167	[.000]
G22	.153957	.046230	3.33027	[.001]
G23	-.056590	.025839	-2.19012	[.029]
G33	-.016460	.024667	-.667265	[.505]
B2	-.023332	.041368	-.564000	[.573]
B3	.054360	.025035	2.17141	[.030]

Standard Errors computed from heteroscedastic-consistent matrix  
 (Robust-White)

Parameter	Estimate	Standard Error	t-statistic	P-value
E1	.731968	.092964	7.87366	[.000]
E10	-.011905	.388978E-02	-3.06048	[.002]
T12	-.037081	.610285E-02	-6.07604	[.000]
T13	-.108507	.932050E-02	-11.6418	[.000]
G11	.123659	.052480	2.35633	[.018]
G12	-.076113	.036964	-2.05911	[.039]
G13	-.471952E-02	.028092	-.168002	[.867]
B1	-.085896	.037155	-2.31187	[.021]
E2	.493945	.071916	6.86838	[.000]
E3	-.110187	.056941	-1.93509	[.053]
E20	-.817391E-02	.278488E-02	-2.93511	[.003]
E30	.792049E-02	.224642E-02	3.52584	[.000]
T22	.029052	.448213E-02	6.48180	[.000]
T23	-.018055	.733323E-02	-2.46209	[.014]
T32	-.526097E-02	.369127E-02	-1.42524	[.154]
T33	.156533	.580799E-02	26.9513	[.000]
G22	.153957	.040242	3.82581	[.000]
G23	-.056590	.021094	-2.68280	[.007]
G33	-.016460	.023069	-.713508	[.476]
B2	-.023332	.028621	-.815185	[.415]
B3	.054360	.022722	2.39245	[.017]

Standard Errors computed from quadratic form of analytic first  
 derivatives (Gauss)

Equation: EQ1  
 Dependent variable: W1

Mean of dep. var. = .429097  
 Std. dev. of dep. var. = .059167  
 Sum of squared residuals = .026836  
 Variance of residuals = .357813E-03  
 Std. error of regression = .018916  
 R-squared = .896413  
 LM het. test = 4.43171 [.035]  
 Durbin-Watson = 1.70384

Equation: EQ2  
 Dependent variable: W2

Mean of dep. var. = .373763  
 Std. dev. of dep. var. = .031209  
 Sum of squared residuals = .013386

Variance of residuals = .178478E-03  
 Std. error of regression = .013360  
 R-squared = .814295  
 LM het. test = 5.60276 [.018]  
 Durbin-Watson = 1.74851

Equation: EQ3  
 Dependent variable: W3

Mean of dep. var. = .114774  
 Std. dev. of dep. var. = .081922  
 Sum of squared residuals = .919468E-02  
 Variance of residuals = .122596E-03  
 Std. error of regression = .011072  
 R-squared = .981487  
 LM het. test = .099362 [.753]  
 Durbin-Watson = 2.41659

Current sample: 1980:1 to 2004:3

Betingede elastisiteter steg 2: Eij=priselastisiteter, EXP=utgiftselastisiteter,  
 V1=trendelastisitet, Zij=sesong"elastisitet"

Elasticities calculated at mean values  
 =====

Results of Parameter Analysis  
 =====

Parameter	Estimate	Standard Error	t-statistic	P-value
E11	-.578611	.162266	-3.56582	[.000]
E12	-.089711	.086592	-1.03602	[.300]
E13	-.017963	.069154	-.259750	[.795]
E14	-.113535	.046445	-2.44451	[.015]
EXP1	.799819	.126755	6.30995	[.000]
V1	-.027677	.595292E-02	-4.64928	[.000]
Z12	-.088098	.013992	-6.29611	[.000]
Z13	-.249033	.033174	-7.50686	[.000]
E21	-.162101	.137681	-1.17737	[.239]
E22	-.560756	.102742	-5.45791	[.000]
E23	-.153575	.065494	-2.34488	[.019]
E24	-.061146	.047868	-1.27738	[.201]
EXP2	.937578	.110678	8.47121	[.000]
V2	-.021848	.533818E-02	-4.09281	[.000]
Z22	.077204	.010853	7.11349	[.000]
Z23	-.047107	.028777	-1.63698	[.102]
E31	-.356297	.254405	-1.40051	[.161]
E32	-.700517	.187380	-3.73849	[.000]
E33	-1.12694	.186645	-6.03788	[.000]
E34	.710099	.082855	8.57042	[.000]
EXP3	1.47365	.218132	6.75580	[.000]
V3	.068855	.015956	4.31528	[.000]
Z32	-.041864	.034804	-1.20285	[.229]
Z33	1.35481	.055353	24.4756	[.000]
E41	-.963163	.310574	-3.10124	[.002]
E42	-.549762	.236654	-2.32306	[.020]
E43	.967314	.133221	7.26095	[.000]
E44	-1.12050	.173307	-6.46542	[.000]
EXP4	1.66611	.217496	7.66044	[.000]
V4	.147380	.023235	6.34297	[.000]
Z42	.166935	.036822	4.53354	[.000]
Z43	-.376640	.059879	-6.28998	[.000]

Wald Test for the Hypothesis that the given set of Parameters are jointly zero:

CHISQ(20) = 51587.229 ; P-value = 0.00000

## Modellen for egg

For egg var modellene som ble brukt som utgangspunkt for kalibreringen følgende:

$$16) \quad \ln(q_{egg,t}) - \ln(q_{egg,t-3}) = \alpha + \beta_1(\ln(p_{egg,t}) - \ln(p_{egg,t-3})) + \beta_2(\ln(Cp_t) - \ln(Cp_{t-3})) + \beta_3 \ln(t) + \varepsilon_t \text{ og}$$

$$17) \quad \ln(q_{egg,t}) = \alpha + \beta_1 \ln(p_{egg,t}) + \beta_2 \ln(Cp_t) + \beta_3 \ln(t) + \varepsilon_t$$

Og resultatene fra estimering av disse ligningene i programpakken R er følgende:

```
Coefficients:
      Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)  0.056382   0.021327   2.644  0.01017 *
d3p5        -0.075860   0.108967  -0.696  0.48869
d3cp         0.354197   0.161171   2.198  0.03138 *
lnt2        -0.017047   0.006146  -2.774  0.00714 **
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.03657 on 68 degrees of freedom
Multiple R-Squared:  0.1329,    Adjusted R-squared:  0.09465
F-statistic: 3.474 on 3 and 68 DF,  p-value: 0.02065

#####
Call:
lm(formula = lnq5 ~ lnp5 + lncp + lnt)

Residuals:
    Min       1Q   Median       3Q      Max
-0.072079 -0.021568  0.004769  0.022922  0.088860

Coefficients:
      Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) -0.324288   0.400940  -0.809  0.42132
lnp5         0.211040   0.044716   4.720 1.15e-05 ***
lncp         0.197805   0.065293   3.029  0.00341 **
lnt          0.066776   0.008688   7.686 6.38e-11 ***
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.03434 on 71 degrees of freedom
Multiple R-Squared:  0.6262,    Adjusted R-squared:  0.6104
F-statistic: 39.65 on 3 and 71 DF,  p-value: 3.642e-15
```

## Tester for asymmetriske prisendringer

Jeg tar utgangspunkt i Borenstein et al (1997). Jeg antar en langsiktig sammenheng mellom engrospriser og konsumpriser på følgende form  $Pk_{it} = \phi_0 + \phi_1 Pe_{it} + \varepsilon_{it}$  der  $Pk_{it}$  er logaritmen til konsumprisen for vare  $i$  i periode  $t$ ,  $Pe_{it}$  er logaritmen til engrosprisen for vare  $i$  i periode  $t$ ,  $\varepsilon_{it}$  er et stokastisk restledd. Men priser har ofte en trend i seg, slik at å foreta en analyse av hvilken effekt endringer av engrospriser har på endringer av konsumpriser ved hjelp av en slik modell kan gi et feilaktig inntrykk. Når den avhengige variabelen er trendet, oppfyller den ikke lenger regresjonstekniske forutsetninger om uavhengig, identisk fordelte endogene variabler (og restledd). De estimerte parametrene vil da få en annen fordeling enn den vanlige t-fordelingen (ved asymptotisk tilnærming).

For å trekke ut trenden kan vi operere på endringsrater. Vi definerer  $\Delta Pk_{i,t} = Pk_{i,t} - Pk_{i,t-1}$  og  $\Delta Pe_{i,t} = Pe_{i,t} - Pe_{i,t-1}$ . Vi kan da modellere prisendringen som  $\Delta Pk_{i,t} = \beta \Delta Pe_{i,t}$  hvis all prisendring fra engrosprisen blir overført til konsumprisen i samme periode. Men denne ligningen er også avhengig av at endringer i negativ retning av engrosprisene blir overført i samme grad som endringer i positiv retning. Det vil si, når engrosprisen for en vare øker i en periode, blir en andel av denne økningen overført til konsumprisen på varen. Hvis den postulerede sammenhengen er riktig, vil konsumprisene gå ned i samme takt når engrosprisene går ned. For å finne ut om dette stemmer kan vi dele opp endringene i positive og negative endringer:  $\Delta Pe_{i,t}^+ = \max\{\Delta Pe_{i,t}, 0\}$  og  $\Delta Pe_{i,t}^- = \min\{\Delta Pe_{i,t}, 0\}$ . En enkel empirisk modell for å teste om endringer nedover gir samme gjennomslag som endringer oppover kan være

$\Delta Pk_{i,t} = \beta^+ \Delta Pe_{i,t}^+ + \beta^- \Delta Pe_{i,t}^- + \varepsilon_{i,t}$ . Her kan man foreta en enkel t-test på parametrene for å finne ut om H0-hypotesen om likhet blir forkastet eller ikke. Men en slik ligning blir ofte for enkel slik at den blir feilspesifisert. På samme måte som i Borenstein et al (1997) utvider vi modellen for å ta hensyn til prisendringer i foregående perioder (både av konsumpris og engrospris) samt at vi inkluderer et feiljusteringsledd, der det er antatt at engrospriser og konsumpriser er kointegrerte, det vil si det er en langsiktig sammenheng mellom dem. Inkludert i dette leddet er også en trendvariabel, T og sesongledd D2 og D3. Modellen blir da

$$18) \quad \Delta Pk_t = \beta_0^+ \Delta Pe_t^+ + \beta_0^- \Delta Pe_t^- + \beta_1^+ \Delta Pe_{t-1}^+ + \beta_1^- \Delta Pe_{t-1}^- + \gamma_1^+ \Delta Pk_{t-1}^+ + \gamma_1^- \Delta Pk_{t-1}^- \\ + \theta_1 \left[ Pk_{t-1} - (\phi_0 + \phi_1 Pe_{t-1} + \phi_2 T_{t-1} + \phi_3 D_{2,t-1} + \phi_4 D_{3,t-1}) \right] + \varepsilon_{i,t}$$

Rent estimeringsteknisk må denne ligningen estimeres i to trinn for å få atskilt parameteren foran feiljusteringsleddet og parametrene inne i feiljusteringsleddet. Dette kan gjøres med 2-trinns Engel-Granger metoden (Engel and Granger, 1986): Først estimer ligningen i klammeparentes med minste kvadraters metode. Trekk ut residualene og test disse for stasjonaritet. Hvis disse er stasjonære og variablene er integrert av orden 1, kan da variablene sies å være kointegrerte. Inkluder da de laggede residualene i modellen som et feiljusteringsledd og estimer modellen. En mer efficient tilnærming er å tilordne modellen for å gjøre den lineær i variablene:

$$19) \quad \Delta Pk_t = \beta_0^+ \Delta Pe_t^+ + \beta_0^- \Delta Pe_t^- + \beta_1^+ \Delta Pe_{t-1}^+ + \beta_1^- \Delta Pe_{t-1}^- + \gamma_1^+ \Delta Pk_{t-1}^+ + \gamma_1^- \Delta Pk_{t-1}^- \\ + \theta_1 Pk_{t-1} - \varphi_0 + \varphi_1 Pe_{t-1} + \varphi_2 T_{t-1} + \varphi_3 D_{1,t-1} + \varphi_4 D_{2,t-1} + \varepsilon_{i,t}$$

der

$$20) \quad \varphi_0 = \theta_1 \phi_0, \varphi_1 = \theta_1 \phi_1, \varphi_2 = \theta_1 \phi_2, \varphi_3 = \theta_1 \phi_3, \varphi_4 = \theta_1 \phi_4$$

Modellen kan da estimeres ved vanlig minste kvadraters metode. En konsistent estimator for  $\phi_i, i = 0, 1, \dots, 4$  er da  $\frac{\varphi_i}{\theta_1}$ .

$\theta_1$  vil da være feiljusteringsparameteren som sørger for å justere ligningen mot langsiktig likevekt. Denne må være negativ for å kunne fungere som en servomekansisme: hvis observasjon i en periode ligger under langsiktsløsningen vil feiljusteringen bidra til et puff oppover i neste periode oppover mot langtidsløsningen.

Man kan teste H0-hypotesen

$$H0: \beta_0^+ = \beta_0^-$$

Ved hjelp av en F-test, Wald-test, t-test eller lignende. Siden det er to variabler som testes, det vil si at H0 hypotesen medfører en pålagt restriksjon, vil observatoren

$T = \frac{\beta_0^+ - \beta_0^-}{stdev(\beta_0^+ - \beta_0^-)}$  være t-fordelt med n-k-1 frihetsgrader, der n = antall observasjoner og k = antall estimerte parametre.

## Resultater

Programpakken R er brukt for å teste variablene for enhetsrøtter samt estimere prismodellen og teste for asymmetriske priser. For å teste for enhetsrøtter er den utvidede Dickey-Fuller testen (adf-testen) brukt. Modellen er estimert med minste kvadraters metode og F-tester er brukt for å teste for asymmetriske priser.

**Tabell A2 Integrasjonsgrad for log(pris) for de ulike varene. Adf-tester**

	storfe	svin	lam	kylling	egg
Konsumpris	0	1	1	1	0
Engrospris	0	1	0	0	1

Testene for enhetsrøtter viste at (log) konsumpris var stasjonær for storfe og egg. Det ble prøvd å estimere enkle ligninger for log-prisen på disse varene der konsumprisen bare var avhengig av engrosprisen, eventuelt et lag av engrospris og konsumpris. Testene viste at denne parametriseringen var alt for enkelt. For høy R2 og for mye autokorrelasjon indikert ved Durbin Watson observatoren viste tydelig at modellen var feilspesifisert.

Feiljusteringsmodellen til Borenstein et al (1997) ble estimert for log-priser for storfe, svin, lam, kylling og egg.

$$21) \quad \Delta Pk_t = -\varphi_0 + \beta_0^+ \Delta P e_t^+ + \beta_0^- \Delta P e_t^- + \beta_1^+ \Delta P e_{t-1}^+ + \beta_1^- \Delta P e_{t-1}^- + \gamma_1^+ \Delta P k_{t-1}^+ + \gamma_1^- \Delta P k_{t-1}^- \\ + \theta_1 P k_{t-1} + \varphi_1 P e_{t-1} + \varphi_2 T_{t-1} + \varphi_3 D_{1,t-1} + \varphi_4 D_{2,t-1} + \varepsilon_{i,t}$$

der

$$22) \quad \varphi_0 = \theta_1 \phi_0, \varphi_1 = \theta_1 \phi_1, \varphi_2 = \theta_1 \phi_2, \varphi_3 = \theta_1 \phi_3, \varphi_4 = \theta_1 \phi_4$$



**Tabell A3 Parameterestimer (standardavvik i parentes. \* indikerer signifikans på 5 % niva)**

	Storfe	Svin	Lam	Kylling	Egg
$-\varphi_0$	0.18 (0.10)	0.34 (0.14)*	0.11 (0.20)	0.11 (0.14)	0.61 (0.25)*
$\beta_0^+$	0.20 (0.07)*	0.43 (0.10)*	0.25 (0.08)*	0.55 (0.18)*	0.61 (0.08)*
$\beta_0^-$	0.52 (0.10)*	0.03 (0.13)	0.29 (0.09)*	0.52 (0.15)*	0.32 (0.10)*
$\beta_1^+$	0.11 (0.08)	-0.08 (0.11)	0.23 (0.09)*	0.05 (0.19)	0.03 (0.13)
$\beta_1^-$	0.16 (0.16)	0.12 (0.13)	0.11 (0.11)	0.55 (0.19)*	0.14 (0.11)
$\gamma_1^+$	0.29 (0.13)*	0.02 (0.17)	0.30 (0.17)	0.04 (0.20)	0.13 (0.21)
$\gamma_1^-$	-0.22 (0.27)	0.48 (0.32)	-0.25 (0.20)	-0.31 (0.26)	0.02 (0.21)
$\theta_1$	-0.07 (0.04)	-0.08 (0.05)	-0.15 (0.06)*	-0.10 (0.06)	-0.16 (0.07)*
$\varphi_1$	0.03 (0.04)	0.01 (0.04)	0.13 (0.07)	0.08 (0.04)	0.03 (0.03)
$\varphi_2$	-0.00 (0.00)	0.01 (0.01)	-0.00 (0.01)	0.01 (0.01)	0.02 (0.01)*
$\varphi_3$	0.01 (0.00)*	-0.01 (0.01)	-0.02 (0.01)*	-0.00 (0.01)	0.00 (0.00)
$\varphi_4$	0.01 (0.00)*	-0.01 (0.01)	-0.03 (0.01)*	-0.02(0.01)*	-0.01 (0.00)
R2adj	0.75	0.52	0.65	0.44	0.68
DW1-p	0.19	0.60	0.55	0.84	0.43
DW2-p	0.35	0.56	0.91	0.57	0.37
DW3-p	0.11	0.00	0.00	0.00	0.11
H0: $\beta_0^+ = \beta_0^-$ -pverdi	0.024*	0.048*	0.768	0.906	0.049*