

Regimeskifter i markedet for kvitfisk: En statistisk analyse

Terje Vassdal¹⁾

Denne artikkelen rapporterer en statistisk analyse av tidsserier for fryst filet av atlantisk torsk, hake og Alaska Pollack på det europeiske og det nordamerikanske markedet. Det er først og fremst prisseriene som er grunnlaget for analysene. I mindre grad er mengdetallene analysert. Vi har satt fokus på to problemstillinger. Den første er å analysere om det er statistisk forstander langsiktig likevekt mellom ulike produkter og ulike geografiske markeder. Den andre problemstillingen har vært å finne ut om markedene har hatt såkalte regimeskifter. Det betyr at vi vil finne ut om det er ulike langsiktige sammenhenger før og etter et tidspunkt. Vi har funnet klare tegn på at det har funnet sted et såkalt regimeskifte i perioden 1991-93. Avledet av den siste problemstillingen har det vært et poeng å identifisere den aktuelle langsiktige sammenhengen i markedene slik at vi skiller ut gamle historiske sammenhenger som ikke gjelder lenger.

Dataene som er brukt i denne rapporten²⁾ er månedsdata for eksport og import av fisk. Dataene er framskaffet av Eksportutvalget for fisk, Tromsø, og er satt sammen fra ulike kilder. Vi har hatt adgang til data fra januar 1981, men fordi det er en del hull i datamaterialet, har vi i de statistiske analysene ikke brukt data fra 1981 og 1982. Data fra før 1983 er derfor ikke i noen tilfeller brukt i de statistiske analysene. For perioden 1983 - 1985 er det også en del huller i datamaterialet. Disse har vi forsøkt å tette med "visuell" interpolasjon. Ellers har vi stort sett latt tallseriene være som de framkommer fra de databasene vi har brukt. Noen tall avviker imidlertid så sterkt fra en langsiktig trend eller nivå at det gir grunn til mistanke om at de ikke kan være rette. I de tilfellene vil vi ta opp dette i drøftingen av prisserien for det enkelte produkt.

Beskrivelse av prisseriene

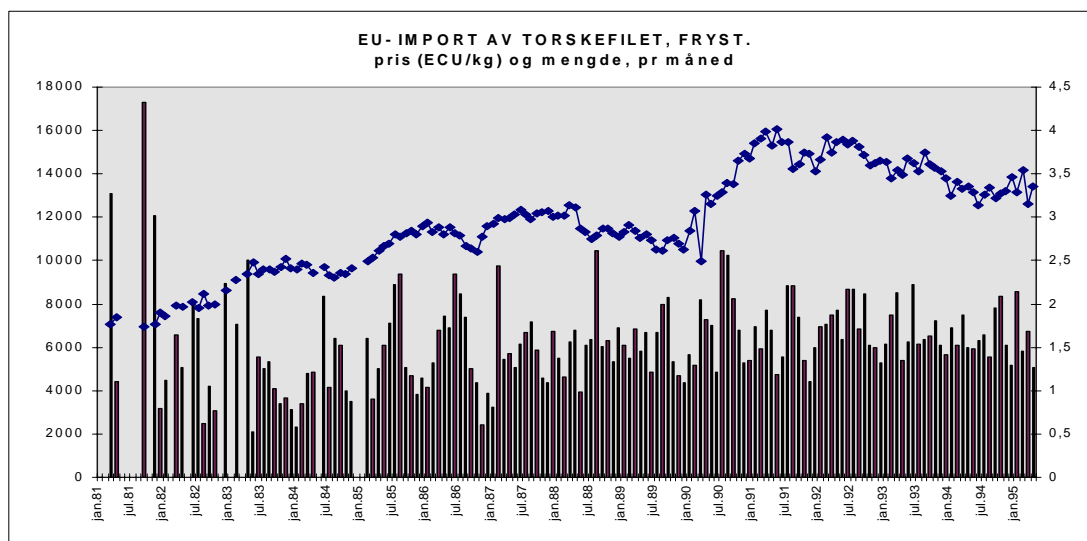
Atlanterhavstorsk

I figur 1 er det plottet inn sammenhengen mellom importpris og importert mengde for hver måned på det samlede europeiske markedet (Det europeiske markedet er i denne artikkelen det samme som EU-markedet. Land i Europa utenfor EU er derfor ikke tatt med). Sammenhengen mellom pris og

mengde i samme måned er på det europeiske markedet svak. Korrelasjonen er omlag 20%. Denne størrelsen er på grensen til å være signifikant forskjellig fra null, men sammenhengen er likevel svak. Formulert som en prisavhengig³⁾ lineær regresjonsmodell, vil denne modellen ha en forklaringsgrad mellom pris og mengde samme måned på ca 4%. Det betyr at omlag 96% av variasjonen i pris ikke kan forklares med variasjon i mengde med EU som et samlet geografisk marked.⁴⁾

Prisvariasjon i markedet fra måned til måned er beregnet. La prisen på tidspunkt t betegnes P_t . For hver måned beregnes den relative prisendring som $\ln(P_t/P_{t-1})$.

Prisendringen fra måned til måned er forholdsvis tilfeldig. Størrelsen på endringen viser at det er få endringer i pris fra en måned til neste på over 8%. De fleste prisendringene ser ut til å ligge i området -5% til +5%. Dette kan illustreres ved å se på endringen som en sekvens av to etterfølgende endringer. Det spørsmålet som stilles er om en prisoppgang i en måned systematisk følges av ytterligere prisoppgang, og om en prisnedgang følges av en ytterligere prisnedgang. To typer mønstre er spesielt interessant: det ene kan være at en prisendring umiddelbart (det vil si i neste måned) blir



Figur A Importpris og mengde for EU. Fryst filet, atlantisk torsk (1981:1-1995:4).

motvirket av en omlag motsatt prisendring. Det andre mønsteret er at en prisoppgang eller en prisnedgang kommer i sekvenser eller «sykler», slik at det er et system med flere prisendringer i samme retning etter hverandre. Som et alternativ til disse to hypotesene om ulike former for systematikk i prisendringene, kan det tenkes at etterfølgende prisendringer er stort sett tilfeldige.

Dette er analysert nærmere statistisk ved å beregne en lineær regresjon mellom prisendring i periode $(t + 1)$ som avhengig variabel (Y), og prisendring i periode t som uavhengig variabel (X). (Tabell 1).

Tabell A Sammenheng i prissituasjonen.

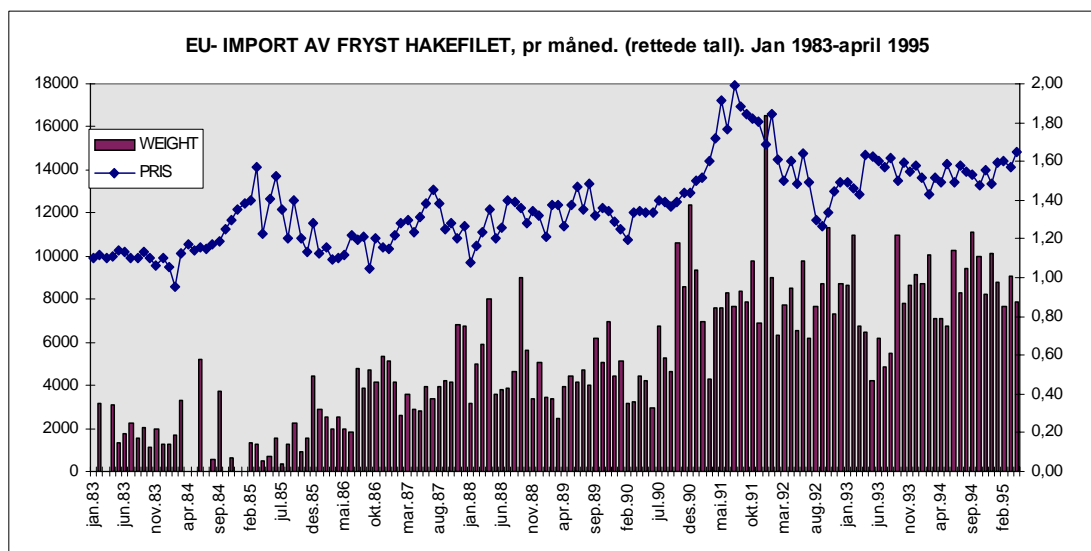
Regresjonsstatistikk			
Multipel R		0,2138	
R-kvadrat		0,0457	
Justert R-kvadrat		0,0391	
Standardfeil		0,0332	
Observasjoner		147	
	Koeffisienter	Standardfeil	t-Statistikk
Skjæringspunkt	0,003	0,003	1,248
X-variabel	-0,216	0,082	-2,635*

* Betegner statistisk signifikans på et $\alpha=0,05$ nivå.

Det er en svak negativ sammenheng mellom prisendringer i to etterfølgende perioder. Sammenhengen er isolert sett signifikant. Imidlertid er den totale forklaringskraft til regresjonen meget lav. Bare ca 4,6 % av variasjonen på endringer i pris i en bestemt måned er forklart med prisendringen i den foregående periode. Det er derfor grunn til å si at man har liten nytte i å observere prisendring i en bestemt periode når en skal lage prognose for prisendringen i neste periode. Den sammenheng som er beregnet kan sees på som en spesielt enkel måte å beregne kortsiktig sammenheng i et marked hvor det antas at prisene kan være i en bestemt form for likevekt. Vi skal seinere komme tilbake til modeller som er bedre egnet til å beregne kortsiktig og langsiktig sammenheng mellom tidsserier.

Hake, fryst filet, EU

To ganger i 1985 og en gang i 1983 er EU-prisene for fryst hakefilet sterkt avvikende fra de nærliggende prisene. Prisene er også langt fra de tyske prisene. Tyskland er et stort EU-marked for hake. Vi kan ikke



Figur B EU-import av fryst hakefilet. Importpris for EU i ECU pr kilo og mengde (Pr. måned, rettede tall, jan 1983 - april 1995).

finne en god forklaring for disse store avvikene, og antar det kan skyldes svakheter med dataene. De avvikende prisene er "rettet" til 1,1 for observasjonen i mars 1983, til 1,35 for første avvikende pris i 1985 og til 1,2 ECU for andre avvikende observasjon i 1985. De tallene vi setter inn for hake, er omlag gjennomsnitt for foregående og etterfølgende pristall. Det er de "rettede" tall som brukes i de statistiske analysene.

Prisendringene virker tilfeldige. En formell statistisk analyse viser at det er en svak negativ korrelasjon mellom etterfølgende prisendringer.

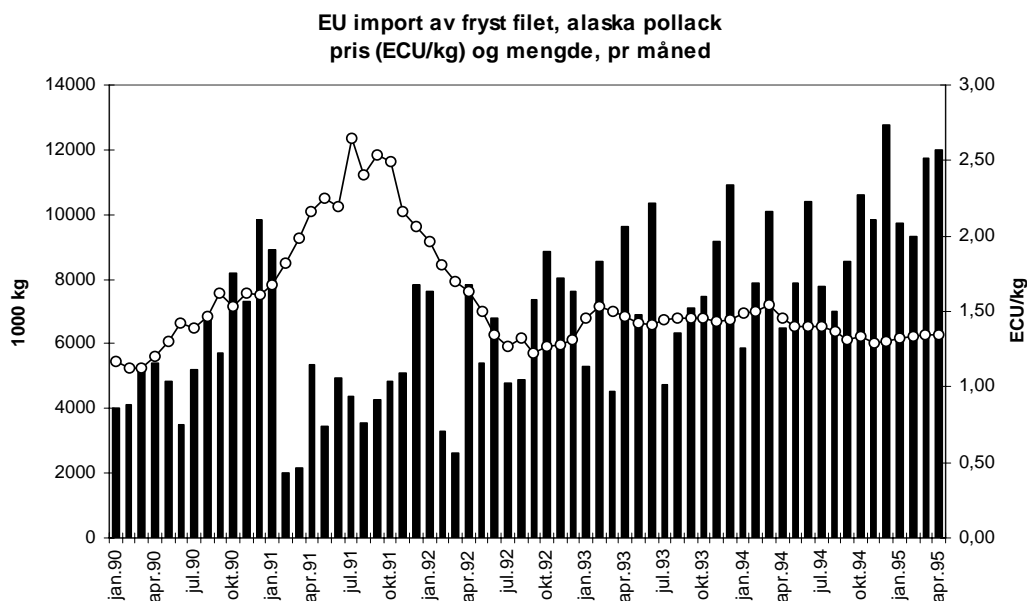
Alaska Pollack - fryst filet - EU

Alaska pollack er verdens største ressurs av hvitfisk, og importeres nå i stor grad til Europa i form av fryst filet. Den største enkeltanvendelse av fangstmengden er likevel til surimi. Det er grunn til å tro det finnes en prissammenheng mellom markedet for pollack til surimi og markedet for frysede produkter av Alaska pollack. I første omgang

skal vi beskrive EU-markedet og det tyske markedet for fryst filet av Alaska pollack.

Tidsserien for Alaska pollack i Europa er kortere enn for hake og atlantisk torsk. Dette begrenser muligheten til å gjøre sammenlignende analyser av disse tre fiskeproduktene.

Figur 3 viser sammenhengen mellom mengde og pris, fryst filet av Alaska pollack for hele Europa. Figuren viser den markert sterke prisøkningen på Alaska pollack som startet i 1990. Prisene nådde en topp midt på året 1991, og var kommet tilbake til et "stabilt" nivå midt på året 1992. Denne prisstigningen var verdensomfattende for dette fiskeslaget og slo ut i de ulike produktene det blir anvendt til. Det er lett å påvise sammenhengen med den samtidige prisøkningen på surimi på det japanske markedet. Årsaken til denne prisøkningen var trolig reguleringene i det nordlige Stillehavet. Disse førte til at japanske båter ikke fikk tak i de mengder pollack til surimi som de var vant til, med en etterfølgende markert reduksjon i lager for surimi i Japan. Siden konsumet av surimi er sesongbetont med høyest konsum rundt årsskiftet, førte dette til en sterk prisøkning på surimi. På det europeiske markedet ble det importert mindre fryst filet av Alaska pollack enn normalt



Figur C EU-import av fryst filet av alaska pollack. Importpris i EU, ECU pr kilo og mengde (1990:1 - 1995:6).

i 1991, men samtidig med en høyere pris enn normalt. Etter 1992 har prisen på fryst Alaska pollack vært meget stabil.

Sammenhengen mellom prisendringen i to etterfølgende perioder er analysert. En foretatt regresjonsanalyse mellom disse tallseriene gir en R^2 på ca 3,5% og regresjonskoeffisienten er ikke signifikant forskjellig fra null på et 10% nivå.

Datakilder - markedet i USA

Det amerikanske marked er analysert med utgangspunkt i data fra National Marine Fisheries Services, USA. For å få sammenlignbare tall for definering av variabler, er det ikke brukt tall fra før januar 1989. Prisene er basert på importstatistikken til USA og er i nominelle (løpende) US\$ pr kilo. Alle tall er månedstall. Tallene er ikke deflatert.

Tallseriene er handelstall for fileten og blokk av atlantisk torsk, blokk av hake og blokk og fileten av Alaska pollack. Ved kontroll av tallene har det kommet fram at tallene for fryst hake representerer bare en liten del av den totale mengde importert hake. Siden

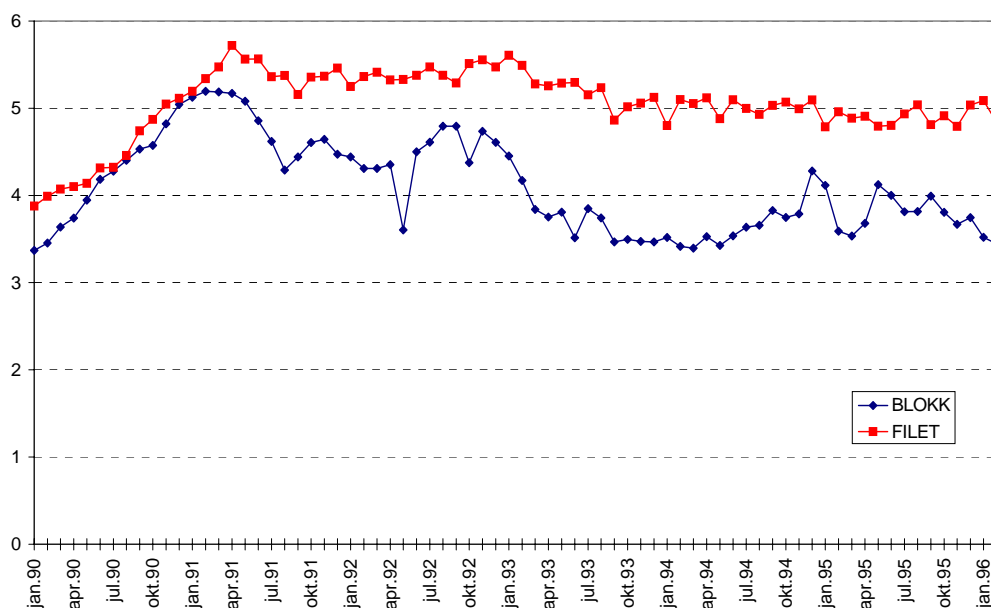
våre analyser er basert på prisserier, kan det tenkes at prisene likevel er representative.

En grafisk beskrivelse av tallseriene i USA

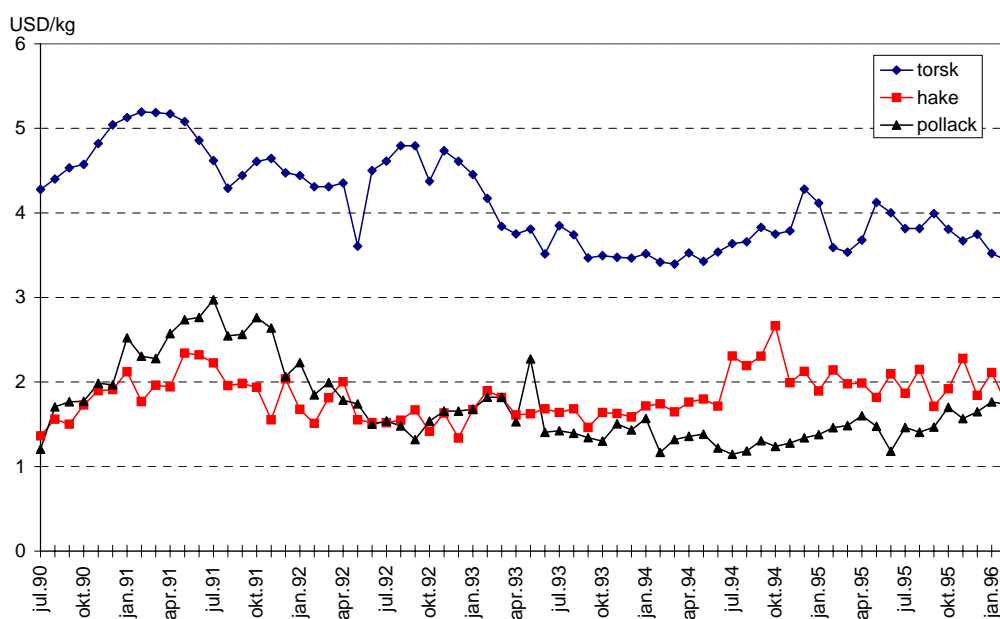
Sammenhengen i pris mellom fryst fileten og blokk atlantisk torsk er vist i figur 4.

Figur 4 viser to fenomener som vi skal analysere med statistiske metoder. Det ene forholdet er at det ser ut til å være et ustabil forhold mellom singelfryst fileten og blokkfryst fileten, både som absolutte tall og som relativ forskjell. Det tyder på at det ikke er noe enkelt likevektsforhold mellom disse to filettypene. Det andre forhold som fremgår av figuren, er den endringen i prisutvikling som skjer i første halvdel av 1991. Vår hypotese er at det er en sammenheng før 1991 og en annen etter 1991. Dette kalles ofte regimeskifte eller nivåskifte. Vi skal statistisk teste alle tallseriene for å finne om det er såkalte regimeskifter.

Det totale markedet for fryst blokk i USA består av blokk av torsk, hake og Alaska pollack. I figur 5 vises prissammenhengen mellom disse varegruppene.



Figur D Priser singelfrossen og blokkfrossen filet av atlantisk torsk, USA markedet, januar 1990-februar 1996.



Figur E Prisutviklingen på blokkproduktene på USA markedet.

Figur 5 viser flere forholdsvis interessante sammenhenger, som vil bli testet statistisk. For det første er det en forholdsvis nær pris-

sammenheng mellom hake og Alaska pollack. Det mest nærliggende er nivået, som er omlag det samme. Men det er også en ten-

dens til at forskjeller i prisene etter en tid blir tatt inn igjen. I 1991 er blokkprisen for pollack høyere enn for hake, men forskjellen er ikke varig. Fra begynnelsen av 1994 er prisen på fryst blokk av hake høyere enn Alaska pollack, men det ser ut som om denne prisforskjellen blir korrigeret i løpet av slutten av 1995. Det andre viktige fenomenet er forskjellen i prisnivå mellom blokk pollack og torsk. Fram til 1993 er forskjellen mellom 2 og 3 US\$. Spesielt fra andre halvdel av 1995 blir prisforskjellen mindre, og er ved begynnelsen av 1996 på bare litt over 1 US\$. Nedenfor drøftes hvorvidt prissammenhengene mellom disse tre prisene er stabile, eller om de kan vandre. Dersom prissammenhengene ikke er langsiktig stabil, vil en endring til et nytt nivå kunne bli permanent. Det vil ikke være et underliggende likevektsnivå som tilsier at fast langsiktig prissammenheng mellom torsk og pollack vil opprettholdes.

Statistisk analyse

Siktemålet med den statistiske analysen er å finne ut om tidsseriene av prisdata på fiske­slag indikerer at prisene er stabile eller om de viser tilfeldige svingninger. For å teste dette skal vi foreta to typer analyser. Statistiske tester kan vise om en enkeltstående prisserie er stabil eller om den vil vandre tilfeldig over tid. En prisserie som er preget av tilfeldige vandringer, vil det være meget vanskelig å lage prisprognoser for. Hvis prisene vandrer langs en trend, vil vi kunne si at denne trenden gir grunnlag for en langsiktig prisprognose.

Generelt vil ikke økonomiske prisserier ha noen "hukommelse" slik at vi kan lage gode prognoser for hvordan prisendringen vil bli i neste periode. Tidligere prisendringer vil ikke være noen god prognose for framtidige prisendringer. Prisen i en bestemt periode vil da være den beste prognose på prisen i den neste perioden. En slik konklusjon vil i mange tilfeller være riktig når det er tale om kortsiktige prisendringer. Det kan imidlertid samtidig være en sammenheng mellom den langsiktige utviklingen i prisserier. De langsiktige endringen kan følge underliggende felles trender, eller det kan

være en fast langsiktig sammenheng mellom prisen på ulike produkter. Vi skal i den etterfølgende analysen skille mellom langsiktige og kortsiktige sammenhenger.

Vi er i denne analysen primært interessert i å finne en eventuell langsiktige sammenheng mellom priser for ulike fiskeslag og fiskeprodukter, hovedsakelig mellom prisene på frysede produkter av torsk, hake og Alaska pollack. Selv om prisene på produktene for hvert av disse fiskeslagene isolert sett kan se ut som om de er tilfeldige, kan prisforholdet mellom fiskeslagene være stabilt over tid. I så fall vil vi kunne observere en langsiktig sammenheng mellom markedsprisene. I mange sammenhenger kan det være grunn til å forvente en slik langsiktig sammenheng, selv om den kortsiktige sammenheng ikke er til stede eller er meget svak.

Vi vil i første omgang analysere prisseriene for atlantisk torsk, hake og Alaska pollack for frossen filet på det tyske og på det samlede europeiske markedet. Deretter vil vi gjøre det samme for det amerikanske markedet. Vårt utgangspunkt er en hypotese om at det er en langsiktig sammenheng mellom prisene for de tre fiskeslagene.

Teori - metode

Ved testing av sammenhengene mellom to prisserier skal vi gå fram i to trinn. Først testes om tidsseriene er stasjonære eller ikke. Dette vil bli gjort med en tradisjonell "Augmented Dickey-Fuller" test, (ADF test). Poenget med denne type test er å finne ut om tidsseriene er stasjonære i seg selv eller om de blir stasjonære med differensiering. Erfaring viser at de fleste økonomiske tidsserier ikke er stasjonære, men vil ha en tendens til å vandre fritt eller vandre med utgangspunkt i en trend. De samme tidsserier blir imidlertid stasjonære når de blir differensiert en gang, det vil si de er stasjonære på differensiert form. Det kan være vanskelig med visuell inspeksjon av en tidsserie for å avgjøre om den er stasjonær eller ikke. For å avgjøre dette, benyttes formelle statistiske tester.

Anta at vi har to alternative modeller om hvordan den økonomiske tidsserien om prisutviklingen er. Den første modellen kan skrives som:

$$y_t = \gamma_0 + \gamma_1 t + e_t, \quad e_t = NID(0, \sigma_e^2) \quad (1)$$

hvor y_t er prisen på tidspunkt t , og hvor e_t er restleddet på tidspunkt t . Restleddet forutsettes å være normalt og uavhengig fordelt med forventning 0 og med varians σ_e^2 . (NID - som er en engelsk forkortelse for Normally

and Independent Distributed). Modellen er en ren tidstrendmodell med tilfeldige avvik langs tidstrenden. Avvikene er nye for hver periode, det vil si de akkumulerer ikke. Den andre modellen kan skrives som:

$$y_t = \gamma_1 + y_{t-1} + u_t, \quad y_0 = \gamma_0, \quad u_t = NID(0, \sigma_u^2) \quad (2)$$

som er en rekursiv formel. Avvikene en periode vil følge med til neste periode. Dette

ser vi kanskje klarest hvis vi setter inn i den rekursive formelen og løser for y_t . Vi får da

$$y_t = \gamma_0 + \gamma_1 t + \sum_{i=1}^t u_i \quad (3)$$

De to modellene (1) og (3) er forholdsvis like, bortsett fra at i modell (3) er restleddet ikkestasjonært. Den økonomiske konsekvensen av forskjellene er imidlertid stor. I den første modellen vil prisutviklingen følge en trend med tilfeldige svingninger rundt denne trenden. Et tilfeldig avvik fra trenden i en periode, trekkes ikke med i neste periode. I

modell (3) derimot vil utviklingen også følge en trend, men tilfeldige avvik fra trenden vil inngå i det summerte restleddet. Modellen har derfor på en måte "hukommelse". Det betyr at avvik vil bli permanente. Den testinga vi skal gjøre i det etterfølgende er derfor en test som skal kunne skille mellom disse to forklaringsmodellene for tidsserier.

Vi kan omskrive (3) til:

$$\begin{aligned} y_t &= \gamma_0 + \gamma_1 t + v_t \\ v_t &= \delta \cdot v_{t-1} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (4)$$

Dersom $\delta = 1$, er restleddet ikkestasjonært. Testinga er å finne ut om restleddet er ikkestasjonært eller ikke. Hvordan denne testen kan utformes, vises i det følgende:

I den øverste ligninga i (4) settes på begge sidene av likhetstegnet inn $-\delta$. Da blir utregning av øverste ligning i (4):

$$\begin{aligned} y_t - \delta \cdot y_{t-1} &= \gamma_0 + \gamma_1 \cdot t + v_t - \delta \cdot \gamma_0 - \delta \cdot \gamma_1 (t-1) - \delta \cdot v_{t-1} \\ \Rightarrow y_t - \delta \cdot y_{t-1} &= \gamma_0 (1-\delta) + \gamma_1 (1-\delta)t + \delta\gamma + \varepsilon_t \\ \Rightarrow y_t &= \gamma_0 (1-\delta) + \delta\gamma + \gamma_0 (1-\delta) \cdot t + \delta y_{t-1} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (5)$$

eller

$$y_t = \theta_0 + \theta_1 \cdot t + \delta \cdot y_{t-1} + \varepsilon_t$$

En ser da at dersom $\delta = 1$, så må også samtidig $\theta_1 = 0$. Man kan da teste enten $\delta = 1$ med en t-test, eller kombinasjonen ($\theta_1 = 0$, $\delta = 1$) med en F-test. Denne direkte testen heter Dickey-Fuller testen på enhetsrøtter,

hvor nullhypotesen er at vi har såkalte enhetsrøtter når $\delta = 1$. For å sikre at restleddet er fritt for autokorrelasjon, er denne testen blitt utvidet ved å ta med ledd som skal fange opp autokorrelasjonen og korrigere for

denne. Den utvidede eller Augmented Dickey-Fuller testen (ADF testen) skrives på differanseform som:

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot y_{t-1} + \alpha_2 \cdot t + \sum_{j=1}^P \gamma_j \cdot \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (6)$$

Testingen for stasjonæritet gjøres ved å teste for såkalte enhetsrøtter. Enhetsrøttesten er å teste på nullhypotesen (H_0) for $\uparrow_1 = 0$ (husk at $\uparrow_1 = (\mathcal{A} - 1)$ eller kombinasjoner av \uparrow_0 ,

\uparrow_1 og \uparrow_2 I de etterfølgende tabellene vil vi teste for $H_0 : \uparrow_1 = 0$, under tre alternative varianter av (6). Disse alternativene vil i tabellene bli kalt (6,a), (6,b) og (6,c), og er:

$$\Delta y_t = \alpha_1 \cdot y_{t-1} + \sum_{j=1}^P \gamma_j \cdot \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (6,a)$$

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot y_{t-1} + \sum_{j=1}^P \gamma_j \cdot \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (6,b)$$

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot y_{t-1} + \alpha_2 \cdot t + \sum_{j=1}^P \gamma_j \cdot \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (6,c)$$

I modell (6,a) kan $\alpha_1=0$ testes med en τ -test. Vi kaller testen for r -test siden forutsetninger for å bruke normale t-tester (Student t-test) ikke er oppfylt hvis nullhypotesen er korrekt. Vi må derfor sammenligne mot andre kritiske verdier enn i normale t-tester. I modell (6,b) kan $\uparrow_1 = 0$, både testes med en τ -test, og kombinasjonen $\uparrow_0 = \uparrow_1 = 0$, kan testes med en F-test. I modell (6,c) kan vi teste $\uparrow_1 = 0$, med en τ -test, og kombinasjonene $\uparrow_0 = \uparrow_1 = \uparrow_2 = 0$ og $\uparrow_1 = \uparrow_2 = 0$ med F-tester. I de etterfølgende tabeller vil vi bare presentere τ -tester. Vi viser de kritiske asymptotiske verdiene på 10% nivå i den etterfølgende tabell. Vi har tre ulike modeller (6,a)-(6,c) hvor (6,b) og (6,a) er undermodeller av (6,c). Modellene har samme utgangspunktet men forskjellen er at det er restriksjoner på en eller flere koeffisienter. I slike tilfeller kan vi skille mellom modellene med F-tester. Vi starter testinga med den mest generelle modellen, som er (6,c), og tester om $\uparrow_1 = 0$, som er nullhypotesen. Kan vi forkaste nullhypotesen, så stopper vi testinga med det. Kan vi ikke forkaste nullhypotesen, går vi videre på modellene (6,b) og (6,a). Vi vil da kunne se om prisserien er stasjonær rundt en trend, og om trenden skyldes konstantleddet eller tidsleddet. Vi vil i prinsippet følge en sekvens av tester som vist i Enders (1995; s 257 ff).

Med de tallene vi har, viser det seg at hvis vi ikke kan forkaste nullhypotesen om $\uparrow_1 = 0$ med modell (6,c), så vil vi vanligvis heller ikke forkaste nullhypotesen med testing på modellene (6,b) og (6,a).

Nullhypotesen (H_0) er at det er (det vil si det det finnes) en enhetsrot, noe som vil bety at tidsserien er ikkestasjonær. En tilstrekkelig stor (negativ) verdi på testobservatorene vil føre til at vi kan forkaste nullhypotesen på et gitt signifikansnivå, og vi har da en indikasjon på at serien er stasjonær. Som ved alle statistiske tester, betyr ikke det at vi forkaster nullhypotesen at vi har akseptert en konkret alternativ hypotese om stasjonæritet. I prinsippet skal det mye til før vi forkaster en nullhypotese. Vi vil i våre statistiske analyser bruke et signifikansnivå på 10%. Vi beregner et *estimat* for α_1 , fordi vi ikke kjenner den virkelige verdien. Estimatet for α_1 vil kunne variere for hver gang vi gjennomfører den statistiske beregningen, siden vi vil kunne ha ulikt utvalg. I vår sammenheng kan ulikt utvalg bety ulik tidsperiode eller ulike frekvens for observasjonene. Vi vil bare akseptere 10% sjans for at vi ved en feil skal forkaste nullhypotesen. Hvis vi forkaster nullhypotesen, har vi ikke akseptert en annen konkret hypotese.

Det er påvist at de testene vi bruker er forholdsvis svake når det gjelder å skille

mellom den nullhypotesen vi har og konkrete alternative hypoteser. Maddala (1992, s 584) viser til alternative testmetoder enn de vi bruker. Ved bruk av slike alternative testmetoder vil ikke den formulerte nullhypotesen stå like sterkt. Når en bruker slike andre testmetoder, vil man i langt større grad komme til den konklusjonen at tidsserien ikke er beskrevet med en enhetsrot, men med en alternativ konkret utvikling.

Vi vil i det videre likevel bruke den tradisjonelle ADF-testen. Den mulige feil vi gjør når vi bruker en slik test, vil være at vi for sjelden forkaster nullhypotesen.

Det neste trinn i analysen er å finne mulige langsiktige sammenhenger mellom tidsserier. En tidsserie som er stasjonær uten differensiering sier vi i denne sammenheng er en $I(0)$ tidsserie. Hvis tidsserien ikke er stasjonær slik den er observert, så vil den differensierte tidsserien kunne være stasjonær. Svært mange økonomiske prisserier blir stasjonære når de er differensiert en gang. Vi sier da at tidsserien er $I(1)$. To eller flere tidsserier som er integrerte av samme nivå, kan likevel være slik at et bestemt fast forhold mellom dem kan være stasjonært. Hvis vi kaller den ene tidsserien for Y og den andre tidsserien for X , så vil det kunne finnes en β slik at $Y - \beta X = Z$ og hvor Z er $I(0)$ mens både Y og X er $I(1)$. Dette betyr at selv om både Y og X kan være generert som en tallserie med tilfeldige endringer og derfor ikke er lett å prognostisere, så kan en bestemt "differanse" mellom dem være stabil og stasjonær. Hvis en slik sammenheng finnes, så vil det ha økonomiske konsekvenser i forståelse av markedslikevekt. Vi vil derfor søke å finne sammenhengen mellom Y og X . Denne sammenhengen vil primært være en langsiktig sammenheng. De faktiske prisene vil kunne forventes å avvike fra den langsiktige sammenhengen. Det vil da måtte være en mekanisme som korreterer for et slikt avvik. Slike korrigeringer mot den langsikti-

ge likevekt vil kunne uttrykkes i såkalte kortsiktige likevektsmodeller, eller feilkorrigeringsmodeller. Vi skal i det etterfølgende beregne en del slike sammenhenger.

Når man med utgangspunkt i Y og X , begge $I(1)$, kan beregne en variabel Z som er $I(0)$, da sier vi at Y og X er "kointegrerte." Det er blitt en betydelig interesse for å studere om tidsserier for priser er kointegrerte. Grunnen til det er de økonomiske konsekvensene en kan trekke hvis to eller flere tidsserier er kointegrerte. Hovedkonsekvensen er at tidsseriene da har et likevektsnivå som de vil vende tilbake til hvis det skjer eksterne sjokk i markedet. Hvis en tidsserie er $I(1)$, så vil et eksternt sjokk føre til en permanent endring i tidsserien, for eksempel et nivåskifte. Er derimot tidsserien $I(0)$ vil et sjokk føre til et tidsbegrenset skifte, og etter en stund vil sjokket være tatt inn igjen.

Det er naturligvis muligheter for at det skjer et regimeskifte eller at graden av kointegrering endres over tid. I noen studier kan det vises til at markeder er mer kointegrerte i visse perioder enn i andre. En studie av Bremnes, Gjerde og Settem (1995)⁵⁾ viste at europeiske valutarentemarkeder er blitt mer kointegrerte enn de var før. Dette er et aspekt vi må ha i mente når vi skal vurdere de resultater vi kommer fram til. Våre konklusjoner vil generelt være bygd på de dataene vi har hatt til rådighet. Lengre tidsserier eller tidsserier for andre land eller kombinasjoner av land og produkter vil kunne gi andre konklusjoner. Institusjonelle endringer i handelsmønster eller prisfastsettelse vil også kunne påvirke resultatene.

Det er også viktig å være klar over at analyser av tidsserier generelt, og av kointegreringsmodeller spesielt, ikke gir noen årsaksforklaring av sammenhenger. Spesielt ved tolkning av kointegreringsmodeller er dette et viktig moment. Vi vil ikke kunne si hva som er den egentlige årsaken til at to eller flere markeder synes å henge sammen.

Tabell B Kritiske verdier for enhetsrottest (stabilitet).

Modell	$\uparrow_1 = 0$	$\uparrow_0 = \uparrow_1 = 0$ i (6,b)	$\uparrow_0 = \uparrow_1 = \uparrow_2 = 0$ i (6,c)	$\uparrow_1 = \uparrow_2 = 0$ i (6,c)
	<i>r</i> -test	F-test	F-test	F-test
(6,a)	-1,62	---	---	---
(6,b)	-2,57	3,78	---	---
(6,c)	-3,13	---	4,03	5,34

Det er nærliggende å tenke seg at forklaringen må ligge i forhold som former tilbud og etterspørselen og at forskjeller i priser i markedene kan utjevnes forholdsvis kostnadsfritt.

Analyser av stabilitet av prisseriene

Testingen av stabilitet for atlantehavstorsk, hake og Alaska pollack. Produktgruppen er fryst filet, og dataene er for importstatistikk for Europa (det vil si EU) og for USA.

De kritiske verdier vi tester er gitt i følgende tabell. De kritiske verdier er oppgitt på 10% nivå.

I forhold til de kritiske verdiene kan tabellene nedenfor leses som følger: *r*-test viser den kritiske verdien for $\uparrow_1 = 0$ som vi oppgir for alle modellene. Får vi et tall som er mindre enn det kritiske, for eksempel -1,87 for modell (6,a) eller for eksempel -3,84 for modell (6,c), så kan vi forkaste nullhypotesen om at det er en enhetsrot i tallserien. Tallserien tyder da på å være stasjonær. For F-test gjelder vanlige betraktninger: dersom vi får en beregnet testobservator som er større enn den kritiske verdi, så vil vi kunne forkaste den respektive nullhypotesen som F-testen er basert på.

Atlantehavstorsk

I analysen har vi delt tallserien i to perioder. En tallserie går fra januar 1983 til april 1995 (148 observasjoner) og en kortere tallserie fra januar 1988 til april 1995 (88 observasjoner). Noen av analysene er gjort med både lang og kort tidsserie for å se om det har vært noe kvalitativ skift i prisdannelsen

(et mulig "regimeskifte"). Mer grundige analyser av regimeskifter vil vi komme tilbake til seinere.

For fryst filet av atlantehavstorsk på det europeiske markedet er bildet klart: *prisene er ikke stasjonære*. Vi kan ikke forkaste H_0 i (6,c). Vi tester for ulike kombinasjoner av trender med F-tester (F-tallene er ikke vist i tabellen over). Vi kan forkaste både konstantledd og tidstrend i (6,b). I (6,b) kan vi ikke forkaste hypotesen at $\uparrow_1 = 0$. Med F-test kan vi ikke forkaste hypotesen $\uparrow_0 = \uparrow_1 = 0$. Vi går derfor videre til (6,a) og ser at vi ikke kan forkaste hypotesen $\uparrow_1 = 0$. Dermed må vi konkludere med at denne tidsserien har enhetsrot. Prisene gir derfor det bildet som skal til for at de kan tolkes som "random walk", det vil si de er ikke stabile. Prisene har heller ikke et mønster som tyder på at de er trendstabile. På differensiert form må vi derimot forkaste nullhypotesen om ikke stasjonærhet (testobservator er -3,37 mens kritisk verdi er -4,59). Prisserien er derfor stabil etter en gangs differensiering.

Prisserien for fryst atlantehavstorsk viser et mønster som er vanlig for tidsserier av økonomiske priser. Den økonomiske tolkingen er at det ikke er enkle sammenhenger som kan forklare prisendringer, de er hverken stabile i seg selv, eller stabile rundt en lineær eller eksponensiell trend. *Prisendring* kommer derfor tilfeldig. For slike prisserier er det fåfengt å lage prognosemodeller bare basert på tidligere prisutvikling alene.

Prisserien er ikke stasjonær på nivåform, men blir stasjonær med en gangs differensiering for tidsperioden 1983-95.

Tabell C ADF-test - Atlanterhavstorsk, fryst filet for EU.

Frost filet atlanterhavstorsk - EU	ADF test på opprinnelig tallserie		ADF test på differensiert tallserie	
	Testobservator \uparrow_1		Testobservator \uparrow_1	
Modelltype	n=88	n=148	n=88	n=148
(6,a) Uten konstant og uten trend	0,17	0,76	-3,91	-4,59
(6,b) Med konstant, men uten trend	-1,30	-1,67	-3,90	-4,64
(6,c) Med konstant og med trend	-1,11	-1,54	-3,97	-4,69

Hake

Tabell D ADF-test - Hake, fryst filet for EU.

Frost hake EU	ADF test på opprinnelig tallserie		ADF test på differensiert tallserie	
	Testobservator \uparrow_1		Testobservator \uparrow_1	
Modelltype	n=88	n=148	n=88	n=148
(6,a) Uten konstant og uten trend	0,50	0,68	-3,07	-3,72
(6,b) Med konstant, men uten trend	-2,32	-1,78	-3,06	-3,85
(6,c) Med konstant og med trend	-2,39	-3,07	-2,98	-3,86

For hake på det europeiske markedet kan ikke nullhypotesen om ikkestasjonæritet forkastes når vi har modell (6,c). Vi kan imidlertid klart forkaste kombinasjonshypotesen $\uparrow_1 = \uparrow_2 = 0$ (Testobservator er 7,45). Ikke oppgitt i tabellen ovenfor) og også, litt mindre klart, forkaste hypotesen $\uparrow_0 = \uparrow_1 = \uparrow_2 = 0$ (Testobservator for denne kombinasjonen er 4,99). Det tolker vi slik at trendleddet er signifikant. Vi kan forkaste nullhypotesene i kombinasjonstestene på (6,c), og vi velger derfor å tolke resultatet slik at pri-

sen er trendstasjonær med betydelige tilfeldige svingninger rundt trenden. Ved differensiering er tidsserien klart stasjonær. Den lengste tidsserien har et klarere mønster for å være I(1).

Alaska Pollack

For import til EU av fryst filet av Alaska pollack har vi ikke tall fra før 1990. Tallene er månedstall fra januar 1990 til april 1995, til sammen 88 observasjoner.

Tabell E ADF-test. Alaska pollack, fryst filet for EU.

Alaska pollack, fryst filet - EU	ADF test på opprinnelig tallserie		ADF test på differensiert tallserie	
	Testobservator \uparrow_1		Testobservator \uparrow_1	
(6,a) Uten konstant og uten trend	-0,52		-2,27	
(6,b) Med konstant, men uten trend	-2,88		-2,25	
(6,c) Med konstant og med trend	-3,47		-2,28	

Modellen uten konstantledd og trend viser at vi ikke kan forkaste hypotesen om ikkestasjonæritet. Når tidsserien blir differensiert, vil vi kunne forkaste nullhypotesen. Tidsserien viser derfor tegn på å være I(1). Ved modellformuleringen (6,c), som inne-

holder konstantledd og trendledd, er det klart at vi kan forkaste nullhypotesen på 10% nivå. Den konklusjon vi trekker er at tidsserien for Alaska pollack er trendstasjonær.

Tabell F Stabilitetstester på torsk, hake og Alaska pollack - USA.

	Modelltype	ADF test på opprinnelig tallserie Testobservator \uparrow_1	ADF test på differensiert tallserie Testobservator \uparrow_1
Torsk, singelfryst filet for USA	(6,a)	0,41	-2,93
	(6,b)	-1,93	-3,00
	(6,c)	-1,40	-3,50
Torsk, blokkfryst filet for USA	(6,a)	-0,30	-2,90
	(6,b)	-2,13	-2,88
	(6,c)	-2,30	-3,14
Hake, blokkfryst filet for USA	(6,a)	-0,16	-5,67
	(6,b)	-2,24	-5,67
	(6,c)	-2,82	-5,65
Alaska Pollack, blokkfryst filet for USA	(6,a)	-0,22	-3,42
	(6,b)	-1,40	-3,39
	(6,c)	-2,13	-3,34

Testing av stasjonaritet på USA-markedet

På det amerikanske markedet tester vi singelfryst filet og blokkfryst filet av atlantisk torsk, blokkfryst filet av hake og blokkfryst filet av Alaska pollack. Den beregnede verdien for \uparrow_1 er vist i tabell nr. 6.

Samtlige av disse testene følger det samme mønster. Prisseriene på observert form er slik at en ikke kan forkaste nullhypotesen om en enhetsrot. Det betyr at de ikke er stabile, men bærer tydelig preg av å være "random walk" generert. Nivåendringer i prisserien kan derfor bli permanent. Dette mønsteret gjelder selv om de estimeres med konstantledd og/eller med trendledd. Når tallseriene blir differensierte en gang, kan vi for alle modellene forkaste nullhypotesen om enhetsrot. Alle de tidsseriene vi har fra USA er derfor I(1) tidsserier.

Stabilitet - regimeskifter

Det er klare indikasjoner i vårt materiale på at det har skjedd et såkalt regimeskifte i tidsrommet 1990-93. Det er flere ytre forhold som tilsier et slikt skifte. Det ene forholdet er sammenbruddet i det kanadiske fisket etter atlantisk torsk. Det andre er den økningen som har funnet sted på det europeiske markedet av Alaska pollack spesielt.

Det tredje er endringen i russisk økonomi. Før 1989 var det en sentralstyrt økonomi som fisket for å forsyne det innenlandske markedet. Nå, spesielt etter privatiseringen som tok fart i 1991, en økonomi som eksporterer fisk for å tjene utenlandsk valuta. Det fjerde forhold er den økningen som har funnet sted i havfiskeflåtens evne og kapasitet til å produsere blokk fryst filet av pollack og hake. Alle disse forholdene har endret varestømmene til de store markedene EU og USA og også den relative sammensetningen mellom de fiskeslagene som omsettes. Disse endringene påvirker selvsagt volumet av fisk som handles internasjonalt. Det vi skal studere er om det også påvirker prisene på produktene og de langsiktige sammenhengene.

Testing for kointegrering tar utgangspunkt i ligningen:

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 \cdot x_t + \beta_2 \cdot t + u_t \quad (7)$$

hvor y_t og x_t er prisen på tidspunkt t på ulike tidsserier. β_0 er konstantledd i regresjonen, β_1 er koeffisienten for den uavhengige prisserien, og β_2 er koeffisienten for en eventuell tidstrend. Ligning (7) gir uttrykk for den langsiktige sammenhengen mellom to pristidsserier, y_t og x_t . Vi inkluderer en tidstrend i modellen. I noen tilfeller er tidstrenden ikke signifikant. I de fleste tilfellene vil tidstrenden være signifikant, og det ville

da vært en feilspesifisering å utelate trendleddet. Restleddet u_t er også en tidsserie, og vi tester ved Augmented Dickey-Fuller testen om denne tidsserien har enhetsrot eller ikke. Kan vi ikke forkaste hypotesen om enhetsrot på restleddet, så er ikke tidsserien av restleddene stabil. Kan vi forkaste nullhypotesen om enhetsrot, så er tidsserien av restledd I(0), og den er stasjonær. Går vi da tilbake til de tidsserier som har generert restleddet, vil vi kunne trekke den konklusjonen at disse tidsseriene er kointegrerte. Det betyr at forholdet mellom tidsseriene, uttrykt med en lineær regresjonslinje, er stabil over tid. Tilfeldige avvik fra denne stabile langtidslikevekten vil da bli korrigert inn igjen.

De kritiske verdiene for ADF-testen på 10% nivå er -3,04 når vi estimerer (7) med bare konstantledd, og den kritiske verdien er -3,50 når vi estimerer (7) med både konstantledd, tidstrendledd og én vanlig uavhengig variabel. Med konstantledd, trendledd og to øvrige uavhengige variabler, så er den kritiske verdi ved ADF testen -3,84.

I det etterfølgende vil fremstillingen fokuseres om tre forhold. For det første: kan vi identifisere såkalte regimeskifter med en CHOW-test. For det andre, gitt at vi har identifisert et tidspunkt for et regimeskifte, hva består endringen i? Hvordan påvirker endringen den langsiktige sammenheng? Til slutt vil vi se om ADF-testen er påvirket av tidsperioden vi bruker i estimeringen. Siden vi bruker ADF-testen til å påvise om det er en langsiktig likevekt mellom to eller flere prisserier, vil vi også gjennomføre en slags stabilitetsanalyse på ADF-testobservatoren.

De sammenhengene vi vil studere spesielt er:

- Sammenhengen mellom fryst torsk og fryst hake på det europeiske markedet;
- Sammenhengen mellom singelfryst filet og blokkfryst filet av atlantisk torsk på USA-markedet, og til sist;
- Sammenhengen mellom torsk blokk og Alaska pollack blokk, USA.

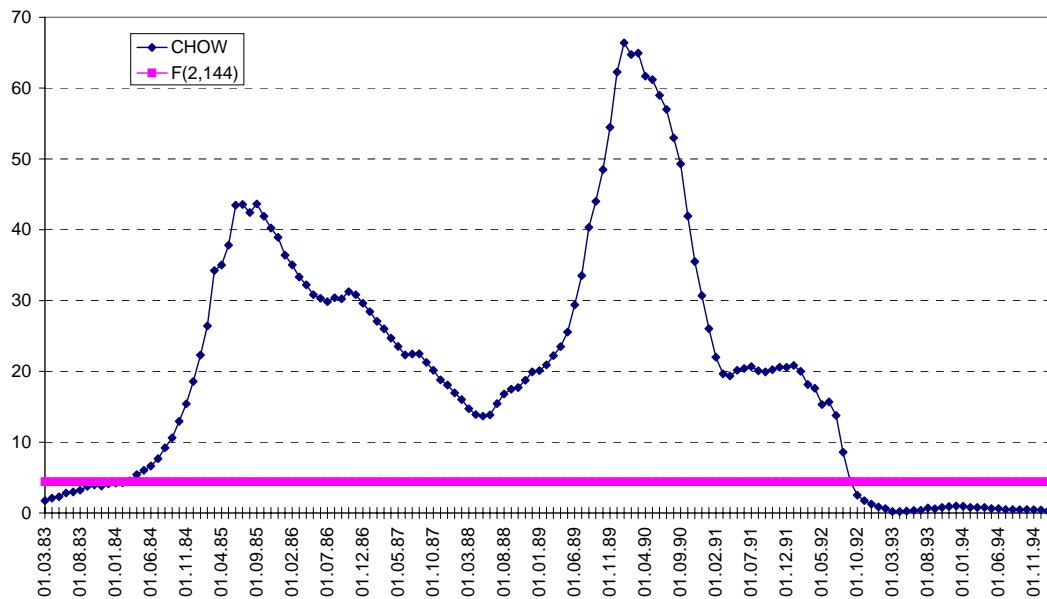
CHOW-testen er konstruert ved at man deler datamaterialet opp i to undergrupper. Anta at hele datamaterialet består av N enheter. Vi estimerer en langsiktig sammenheng med bruk av to parametre når vi bruker en forklaringsvariabel og konstantledd, og tre parametre når vi bruker to forklaringsvariabler.

Antall parametre kan vi generelt kalle K . I vårt tilfelle er K normalt tallet 2. Vi lager brudd i materialet for alle $t=K+1, \dots, N-K-1$. Det bregnes tre ulike langsiktige sammenhenger, en for hele materialet med N observasjoner, en annen for observasjonene fra 1 til t , og en tredje for observasjonene $t+1$ til N . Siden vi analyserer tidsserier er rekkefølgen (sekvensen) av observasjoner av stor betydning. Vi er på jakt etter tilfeller hvor regresjonslinjen i de to delene av utvalget er mest mulig ulik den langsiktige regresjonslinjen for hele tidsserien. I slike tilfeller har vi et brudd på den langsiktige sammenhengene, eller et regimeskifte. CHOW-testen er beregnet som:

$$CHOW = \frac{(SSE - SSE_1 - SSE_2) / K}{(SSE) / (N_1 + N_2 - 2K)}$$

SSE er kvadrerte feilledd (Squared Sum of Errors), for hele tidsserien, SSE_1 er kvadrerte feilledd for første underutvalg og SSE_2 er det samme for andre underutvalg. N_1 og N_2 er størrelsen på de to underutvalgene. Vi ser at hvis tilpasningen for regresjonslinjene i de to underutvalgene er vesentlig bedre enn for det samlede utvalget, så vil $CHOW$ tendere til å være et stort tall. Hvis underutvalgene ikke forklarer bedre enn hele utvalget, kan $CHOW$ få en verdi ned mot null. Om $CHOW$ er signifikant forskjellig fra null kan testes med en F-test. Med våre modeller vil kritisk verdi på den relevante F-testen være omlag tallet 4. En beregnet CHOW-verdi større enn kritisk verdi er en indikasjon på en strukturell endring i tallmaterialet.

I de etterfølgende tabellene vil vi plote CHOW-verdien for ulike verdier for t (den horisontale aksene i figurene angir dato for et tenkt brudd i materialet), og samtidig vil vi plote inn den kritiske verdien for den aktuelle modellen. Figuren viser at den langsiktige sammenhengene ikke har vært stabil i perioden. Det er indikasjoner på to markerte regimeskifter. Vi er mest interessert i det som etter figuren skjer i løpet av 1990. Figuren viser også at et såkalt regimeskifte ikke alltid skjer på et markert tidspunkt, men kan skje i flere trinn over en lengre periode.



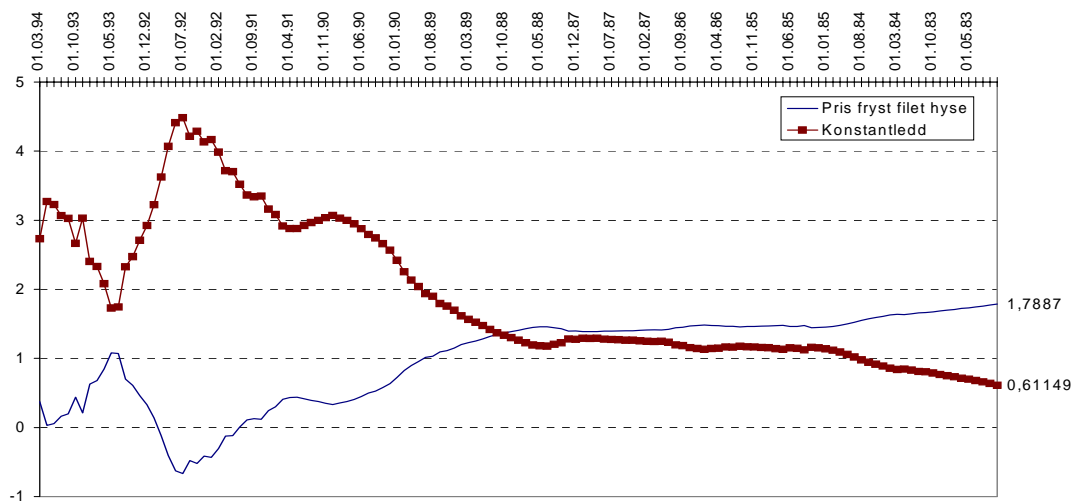
Figur F CHOW-test. Identifisering av regimeskifte. Fryst torskfilet mot fryst hakefilet for EU.

Figur 7 viser de faktiske koeffisientene i den langsiktige sammenhengen mellom fryst torsk og fryst hakefilet for EU. Det er mest viktig å rette oppmerksomheten mot koeffisienten for prisen på det uavhengige fiskeproduktet, som i den etterfølgende figuren er fryst hakefilet. Vi har beregnet de parametrene i den langsiktige sammenhengen med bruk av "baklengs rekursiv regresjon". Dette er gjort på den måten at vi starter med den mest aktuelle observasjon, som for de fleste tidsserier er tall fra våren 1996. Vi starter med færrest mulige observasjoner, som av statistiske grunner er satt til 12 observasjoner. Deretter beregner vi nye regresjoner ved å legge til en og en observasjon, helt til alle observasjonene i den aktuelle tidsserien er tatt med. Beregningen fra mest aktuelle observasjon og bakover til tidligere observasjoner, gjøres fordi vi av prognoseformål er mest interessert i dagens situasjon. I grafene for den langsiktige sammenhengen er resultatene for omlag det første året ikke tatt med, det vil si ca de første 12 observasjonene. Dette er av statistiske grunner. Med så få observasjoner er de beregnede tallene lite pålitelige og viser også av og til betydelige

variasjoner før de stabiliserer seg langs en langsiktig trend.

Figuren viser at den langsiktige sammenhengen ikke har vært stabil i perioden. Det er indikasjoner på to markerte regimeskifter. Mest interessant er det som skjer i løpet av 1990. Figuren viser også at et såkalt regimeskifte ikke alltid skjer på et markert tidspunkt, men kan skje i flere trinn over en lengre periode.

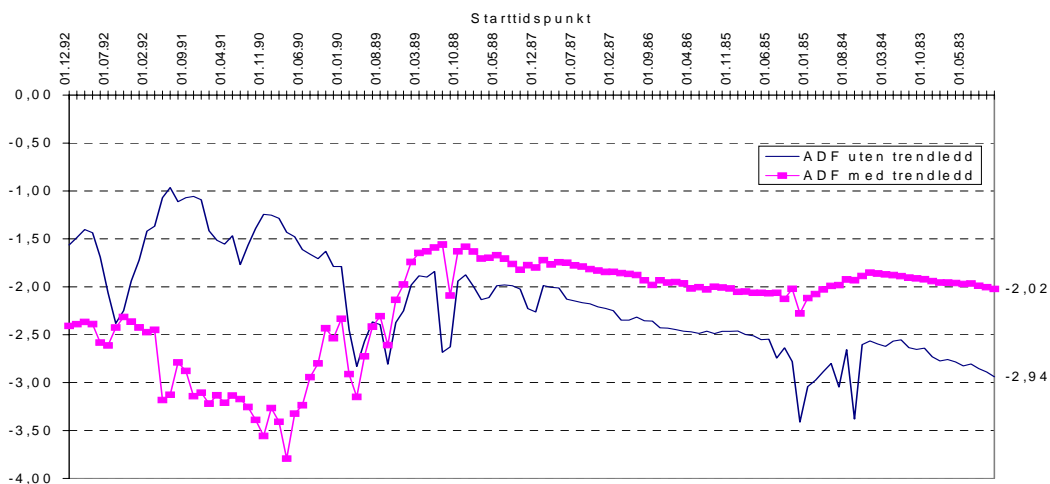
Den langsiktige sammenhengen er alltid lineær, det vil si av formen $x_t = a + b \cdot y_t$, hvor x_t er den avhengige prisen og y_t er den uavhengige prisen. a er det beregnede konstantleddet, og b er den beregnede koeffisienten for uavhengig prisvariabel. Vi beregner *baklengs rekursiv regresjon*, som betyr at vi starter med de siste 12 observasjonene i tidsserien og beregner en langsiktig sammenheng basert på den informasjonen som er nærmest nåtidspunkt. Deretter går vi en måned lenger tilbake og beregner langsiktig sammenheng basert på de 13 siste månedsobservasjonene. Slik fortsetter vi til alle observasjonene er trukket inn i beregningen. Når alle observasjonene er trukket inn, vises også den tallmessige størrelse for de beregnede koeffisienter til høyre i figuren. Dette



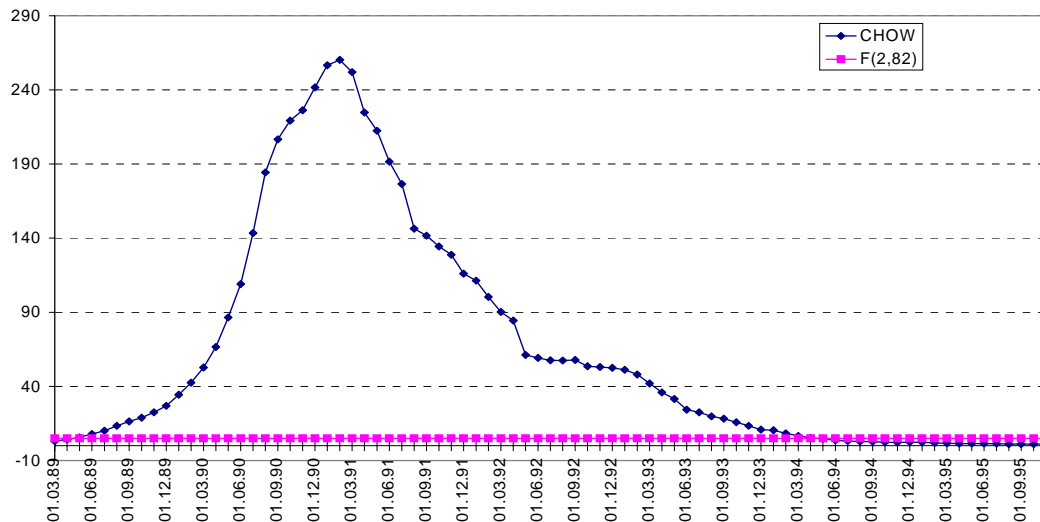
Figur G Endring i langsiktig sammenheng over tid, torskfilet mot hakefilet i EU.

er en slags kontroll, fordi tallene som viser sammenhengen mellom hake og torsk på det europeiske markedet for hele perioden, kan vi finne igjen i tabell 8. Av figuren kan vi avlese at den beregnede langsiktige sammenhengen mellom pris på fryst torsk og pris på fryst hake på det europeiske markedet har vært markert ustabil i hvert fall fra ca 1991 og til nå. Koeffisienten for pris på hake har svinget rundt null de siste årene. Det

betyr at en endring i prisen på hake ikke fører til noen endring i prisen på torsk. Jo lenger en går tilbake i tidsserien, jo mer stabil blir sammenhengen. Ser vi på hele tidsserien fra i dag og tilbake til midten av 1980-tallet, så har det under ett vært en positiv sammenheng mellom prisen på hake og prisen på fryst atlantisk torsk. Vår analyse viser imidlertid at denne sammenhengen er brutt etter ca 1991.



Figur H ADF observator for ulike tidsperioder. Torsk mot hake i EU.



Figur 1 CHOW-test for identifisering av regimeskifte. Singelfryst mot blokkfryst filet av atlantisk torsk - USA.

ADF-testen beregnes på restleddet basert på den estimerte langsiktige sammenhengen mellom fryst torsk og hake. Tallene for hele tidsserien finnes i tabell 8 med og uten tidstrend. Vi har også foretatt denne beregningen som rekursiv baklengs regresjon, det vil

Linjene i figuren viser at den langsiktige sammenhengen estimeres uten tidstrend, så er det ikke noen langsiktig sammenheng mellom torsk og hake. Spesielt de siste årene er sammenhengen lite signifikant. Ser vi på hele tidsserien under ett, kan vi vel si at prismessig er disse markedene nesten kointegrerte. Men tendensen til kointegrering blir mindre jo nærmere vi kommer vår tid. Trekker vi inn tidstrend er bildet et helt annet. Da ser det ut som om tidsseriene er kointegrerte etter omlag 1990, men at de ikke var kointegrerte hvis vi ser lenger tilbake. Dette bildet kan være forvirrende hvis vi ikke samtidig forstår hva sammenhengen består av etter ca 1990-91. Vi har i figuren for de langsiktige sammenhengene vist at det ikke er prisendringer på hake som forklarer prisendringer på torsk. Det må da være en tidstrend. Sammenholdt med analysen for kointegrering betyr det at det finnes en likevekt som bestemmes av tidstrendleddet. Etter ca 1991 følger begge tidsseriene samme tidstrend, mens før 1991 var effekten av tidstrenden av mindre betydning. Denne innsik-

si vi har startet med de mest aktuelle tidsobservasjonene, og så gjennomført nye beregninger ved å legge til en og en måned bakover i tid. Til slutt har vi hele observasjonssettet, det vil si fra 1.4.1995 til 1.1.1983. resultatet er oppsummert i følgende figur.

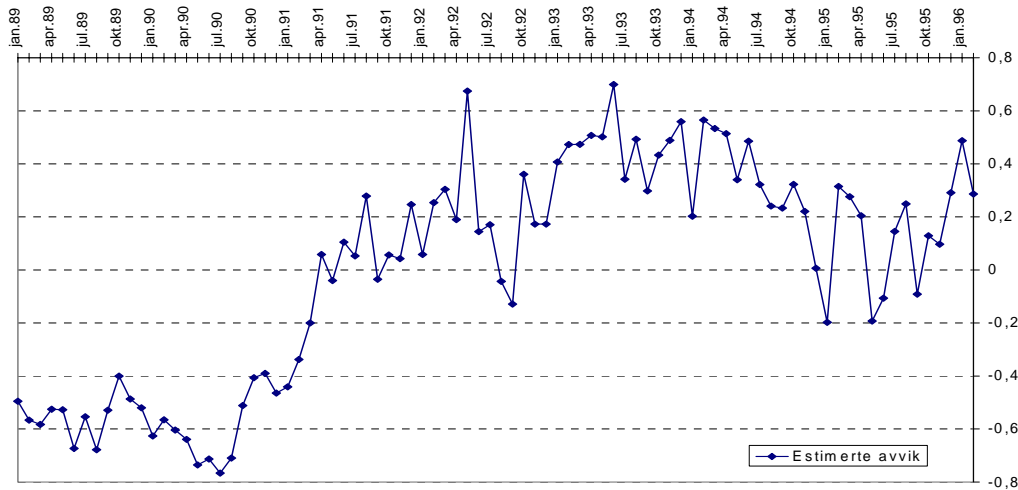
ten er imidlertid etter min mening av liten betydning til prognoseformål. Det er de siste årene en fallende sammenheng mellom prisene på begge produkter, men liten direkte sammenheng (utover tidstrenden) mellom de to produktprisene.

En CHOW-test på den langsiktige sammenhengen mellom singelfryst og blokkfryst filet på det amerikanske markedet er vist i figur 9. Testen indikerer et markert regimeskifte rundt 1990-91. Regimeskiftet foregår ikke fra en måned til den neste. Slike skifter skjer sjelden så brått i praksis. Men i motsetning til noen andre regimeskifter vi har påvist, så er det her en meget markert forskjell på før og etter endringen. Dette drøftes nærmere i de etterfølgende figurene.

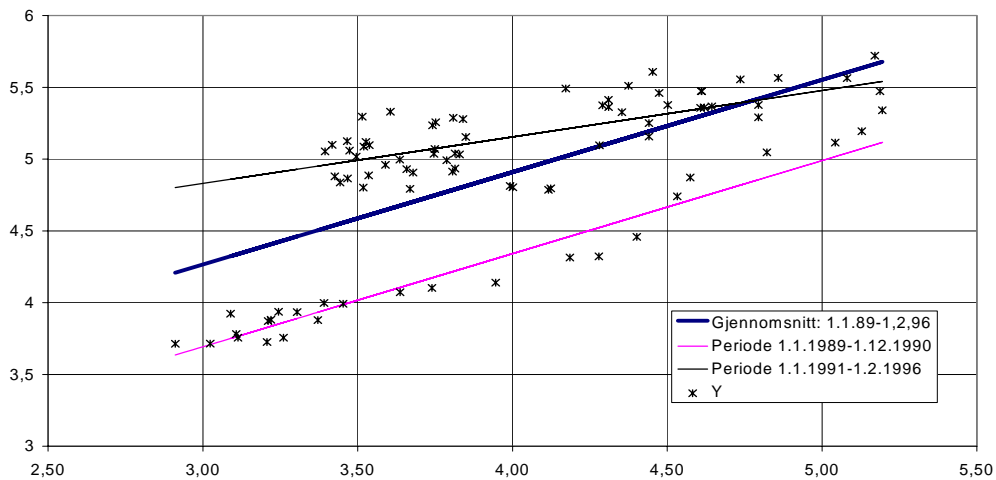
Utgangspunktet for de følgende figurene er en beregnet langsiktig sammenheng mellom pris på singelfryst filet (avhengig variabel) og pris på blokkfryst filet (uavhengig variabel). Med det utgangspunktet har vi plottet restleddet for hver tidsperiode. Dette er det samme som å plote prognoseavviket mellom modellens prognose for pris på sing-

elfryst filet og faktisk pris på singelfryst filet. Avviket er beregnet som observert pris minus prognostisert pris. Før januar 1991 er avviket systematisk negativt. Den langsiktige modellen gir prognoser som alltid er feil i samme retning. Etter 1991 blir mønsteret et

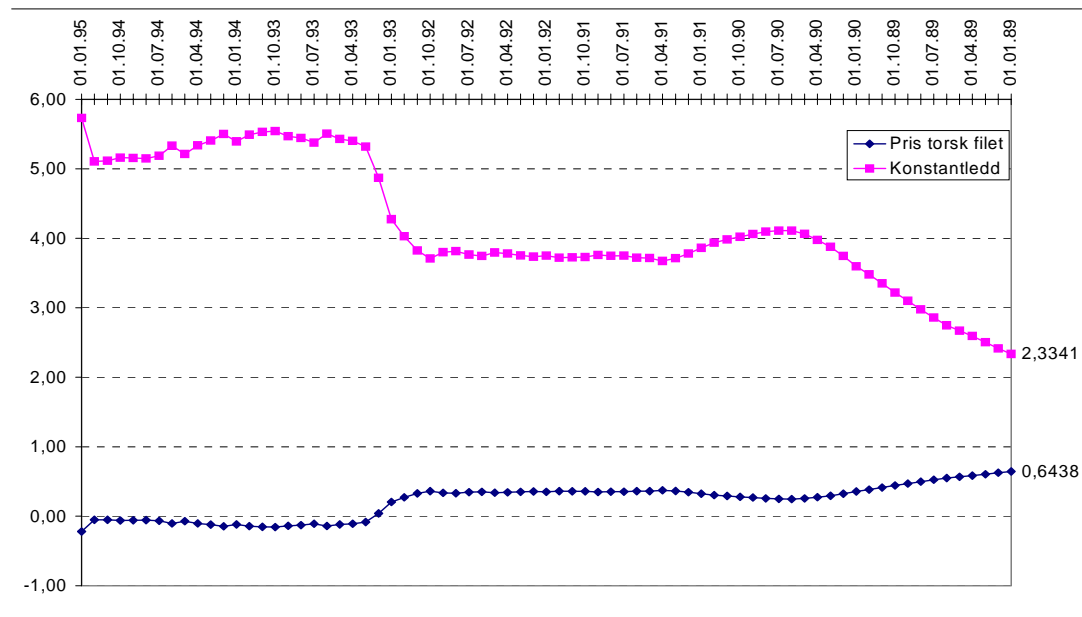
annet. Da er de aller fleste prognosefeilene av motsatt fortegn. Modellen gir for lave prognoser å pris på singelfryst filet. Vi har her en klar indikasjon på at prisen burde vært forklart med to ulike modeller, en før 1991 og en etter.



Figur J Avvik mellom virkelig pris og estimert pris for langsiktig sammenheng, pris singelfryst filet som funksjon av pris blokkfryst filet av atlantisk torsk - USA.



Figur K To regimer for langsiktig sammenheng. Singelfryst filet mot blokkfryst filet av atlantisk torsk - USA.



Figur L. Endring i langsiktig sammenheng over tid. Singelfryst filet mot blokkfryst filet av atlantisk torsk - USA.

Tallmaterialet er delt i to, og vi beregner langsiktig sammenheng for hver av periodene. Resultatet er vist i figur 11, som med den kraftigste linjen viser den langsiktige sammenhengen for hele tallserien, og med den øverste tynne linjen viser sammenhengen i siste del av tidsperioden, og med den nedreste kurven den første del av tidsperioden. Skiftet mellom de to periodene er satt til i januar 1991.

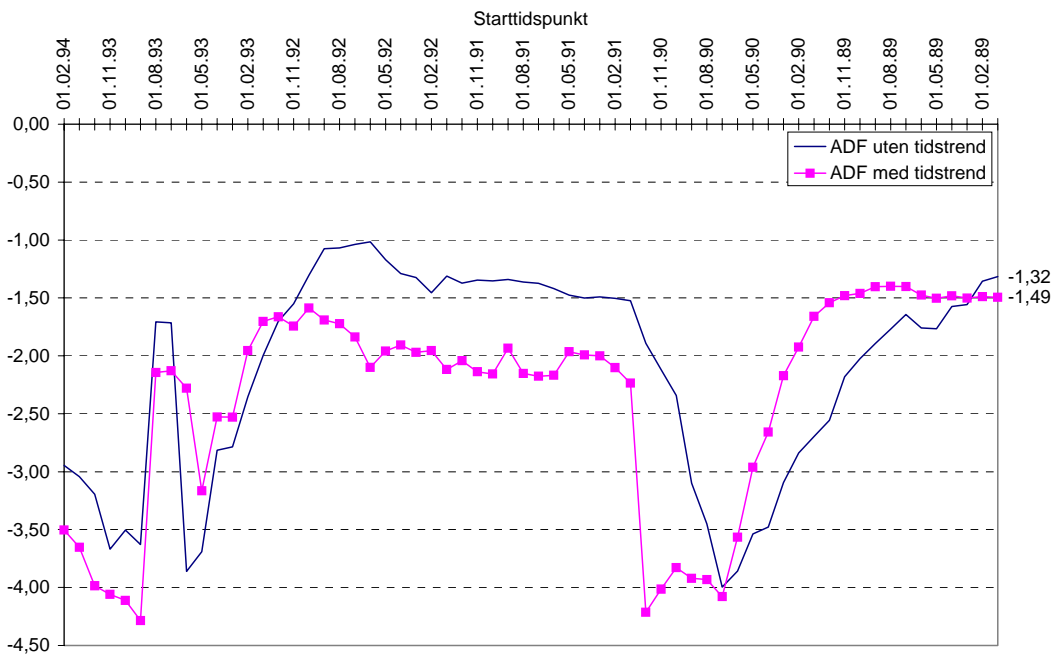
Figuren viser tydelig hvordan den langsiktige sammenhengen overskytter de virkelige prisene i første del av perioden, mens den underestimerer observasjonen i siste del av perioden. Sammenhengen blir spesielt tydelig fordi de to kurvene skiller seg ved å ha ulikt konstantledd. Det har vært en endring i nivåforskjellen mellom prisene, mens koeffisienten som forklarer hvordan en endring i prisen på blokk fører til en endring i prisen på singelfryst filet er forholdsvis uendret.

Den langsiktige sammenhengen formulert som en lineær sammenheng er vist i figur 12. Som tidligere tilsvarende figurer viser er konstantleddet og koeffisienten for

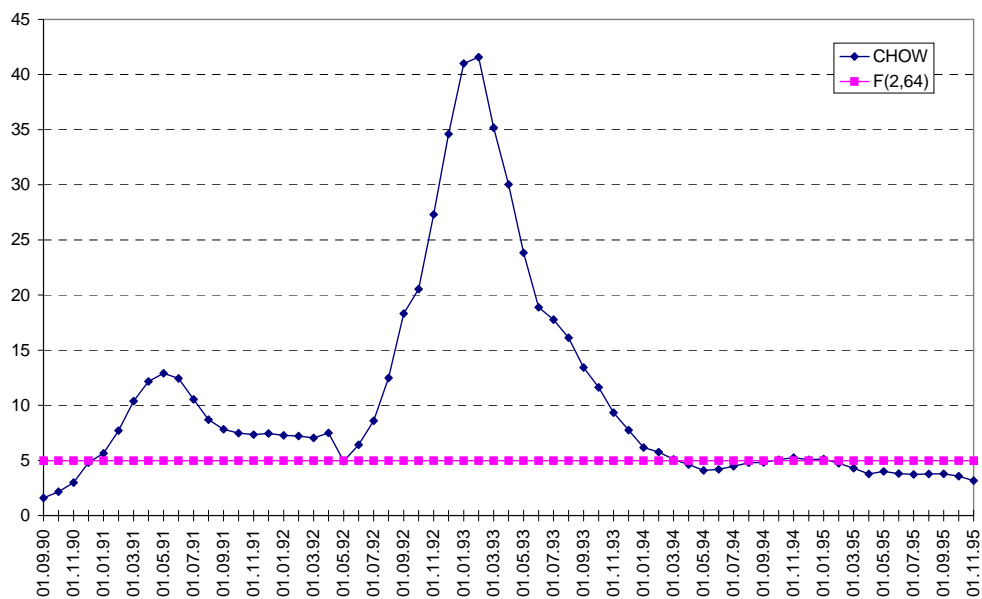
pris på den avhengige variabel, som i dette tilfellet er pris på blokkfryst atlantisk torsk, USA-markedet. Figuren er bygget opp ved bruk av baklengs rekursiv regresjon.

Figuren viser tydelig at når vi starter med utgangspunkt i dagens situasjon og går bakover i tid til årsskiftet 1993-92, så har det ikke vært noen sammenheng mellom endringer i prisen på singelfryst filet og blokkfryst filet på det amerikanske markedet. Koeffisienten for prisen på blokkfryst filet er stabil rundt null. Det betyr at en endring i den ene prisen ikke fører til en endring i den andre prisen. Går vi lenger tilbake begynner sammenhengen mellom de to prisene å bli positiv slik vi bør forvente at sammenhengen er. Vi har derfor funnet at den statistiske langsiktige sammenhengen ikke bare ble endret på begynnelsen av 1990-tallet, men de mest aktuelle observasjonene viser at det er liten samvariasjon mellom pris på singelfryst og blokkfryst filet av atlantisk torsk.

Stabiliteten i den langsiktige sammenhengen er testet ved en rekursiv ADF-test. Resultatene framkommer i figur 13.



Figur M ADF observator for ulike tidsrom. Singelfryst mot blokkfryst filet av atlantisk torsk - USA.



Figur N CHOW-test. Identifiserer regimeskifte mellom blokk av atlantisk torsk og blokk av Alaska pollack - USA.

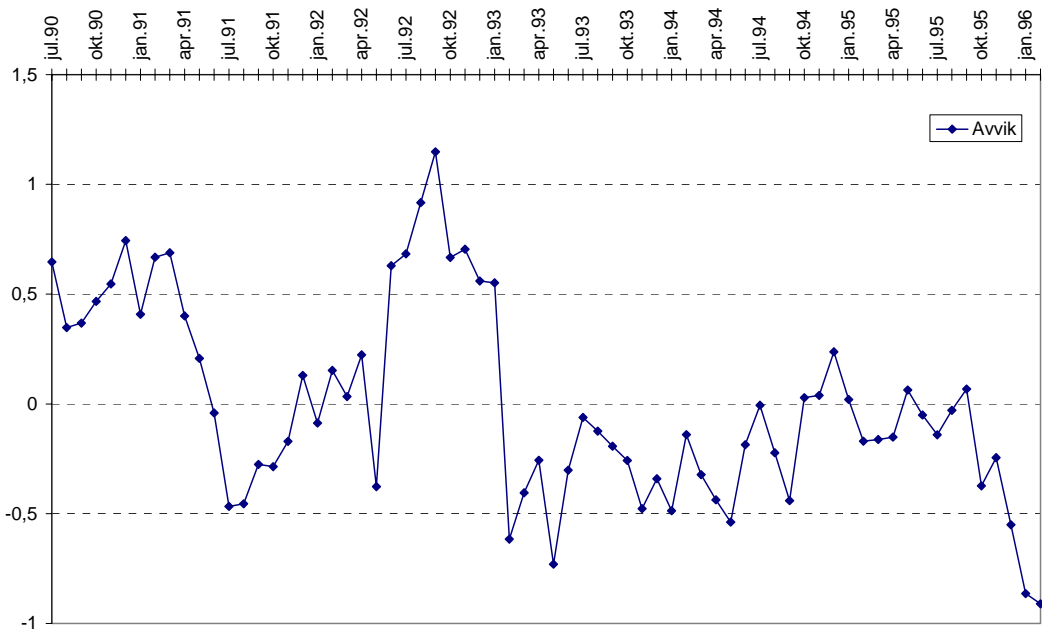
Figuren viser at en likevektssammenheng testet med ADF er meget ustabil i den tidsperioden vi ser på. Det er ikke særlig forskjell om vi tester med tidstrend eller ikke. Tilsynelatende er det en indikasjon på likevekt fra begynnelsen av 1994 og til nå. Men denne sammenhengen blir brått brutt når vi trekker inn data fra 1993. Det samme bildet får vi hvis vi ser på tidsserien fra 1996 tilbake til 1990. Denne tidsserien viser også tilsynelatende trekk av dynamisk likevekt. Imidlertid vil vi ikke legge så mye vekt på et slikt resultat fordi hele testen varierer mellom perioder hvor vi ikke kan forkaste hypotesen om at tidsseriene er ikke kointegrerte med kortere perioder hvor vi har indikasjoner på kointegrering. Siden målet med testen er å finne en langsiktig sammenheng hvor forskjellen mellom disse prisene viser et stabilt mønster, burde vi vente en mer stabil langsiktig utvikling, enten i retning mer integrering eller i retning mindre integrering. Så lenge vi faktisk får meget bråe skift i testindikatoren, kan vi tolke det som at enten er ikke testen egnet til å svare på de proble-

mer vi vil belyse, eller så finnes ikke noen langsiktig sammenheng som indikerer kointegrering.

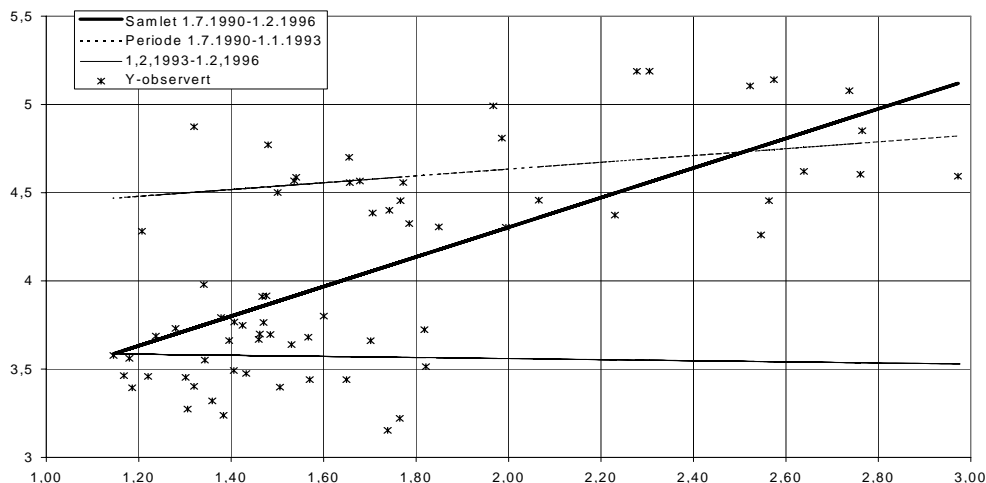
Blokk atlantisk torsk mot blokk Alaska pollack

CHOW-testen for testing av brudd på den langsiktige sammenhengen mellom blokk og singelfryst filet av atlantisk torsk på det amerikanske markedet viser en tydelig indikasjon på regimeskifte rundt årsskiftet 1992-93. Skiftet har skjedd over en periode på kanskje 1-1,5 år fra midten av 1992 til slutten av 1993. Konkret deles datamaterialet opp i en periode som ender ved slutten av 1992 og en periode fra begynnelsen av 1993.

Først drøftes prognoseavviket mellom virkelig verdi og prognostisert verdi, når vi tar utgangspunkt i den langsiktige sammenhengen fra 1990 til 1996. Resultatet er vist i figur 15.



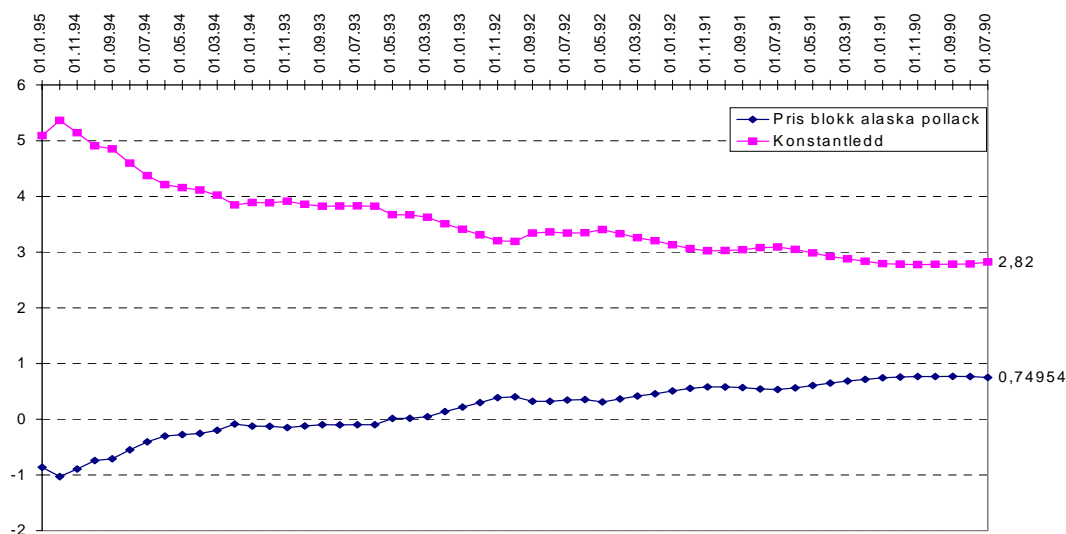
Figur O Avvik fra beregnet langsiktig sammenheng. Pris på blokk av atlantisk torsk mot pris på blokk av Alaska pollack - USA..



Figur P To regimer i sammenhengen blokk av atlantisk torsk mot av Alaska pollack - USA.

Figur 16 illustrerer at etter 1993 vil den virkelige prisen på blokk være lavere enn den som blir prognostisert ved en langsiktig sammenheng. Det betyr at blokkprisen faller relativt til prisen på filet. Vi kan ikke av figuren se om det skyldes et nivåskifte eller om det skyldes en endring i koeffisienten i den estimerte sammenheng. I figur 16 har vi

beregnet den langsiktige sammenhengen for to separate perioder. Først har vi beregnet for perioden opp til utgangen av 1992. Deretter har vi beregnet fra begynnelsen av 1993 og så langt inn i 1996 som vi har data. Disse to regresjonslinjer har vi stilt sammen med den opprinnelige langsiktige sammenhengen i figur 16.



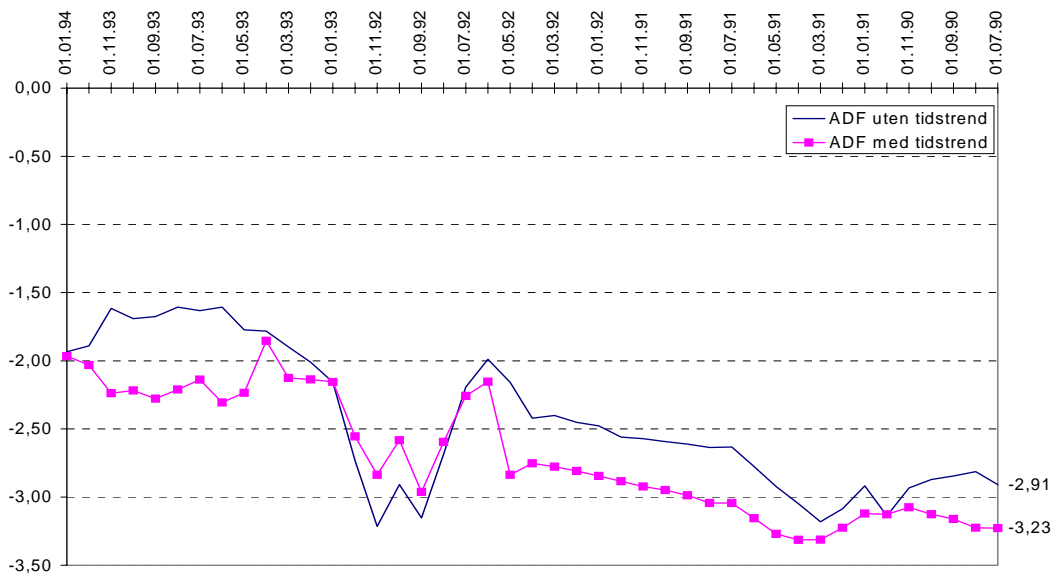
Figur Q Endring i langsiktig sammenheng. Blokk atlantisk torsk mot blokk Alaska pollack - USA.

Figuren viser klart at den langsiktige sammenhengen vi startet ut med, egentlig er et slags gjennomsnitt av to ulike regimer. I den første perioden er det positiv samvariasjon mellom de to prisene, slik at prisøkning på filet vil falle sammen med prisøkning på blokk. I den andre perioden er denne sammenhengen brutt. Faktisk er det en svak negativ sammenheng, men denne negative sammenhengen er så svak at vi vanskelig kan skille den fra null. Vi tolker dette som at det ikke er noen sammenheng på månedsnivå, heller ikke når vi tar hensyn til tidstrend, mellom de to tidsseriene.

I figur 17 har vi sett hva som skjer i den langsiktige sammenhengen, når vi beregner en baklengs rekursiv regresjon. På samme måte som for de andre beregningene hvor vi har gjort bruk av baklengs rekursiv regresjon, så har vi ikke tatt med koeffi-

sientene for de første 12 månedene. I figuren vises det helt klart at det i den siste tida, fra 1996 og tilbake til 1994, har vært en negativ sammenheng mellom pris på blokk og filet av atlantisk torsk. Går en lenger tilbake, er det en kortere periode hvor den langsiktige sammenhengen er nær null. Trekker en så inn perioden fra før 1993, så blir den langsiktige sammenhengen mellom blokk og filet mer og mer positivt korrelert. Figuren viser klart at koeffisienten for den langsiktige sammenhengen har skiftet fortegn i perioden fra omlag +0,75 til omlag -1,0. Også dette viser at den langsiktige sammenhengen ikke har vært stabil.

Også stabilitetstester på restleddet av den langsiktige sammenhengen ved bruk av Augmented Dickey-Fuller testen påviser en endring over tid. Resultatene er oppsummert i figur 18.



Figur R ADF over ulike tidsperioder. Blokk atlantisk torsk mot blokk Alaska pollack - USA.

Kritiske verdier for ADF testen med og uten tidstrend er henholdsvis -3,50 og -3,04 på 10% signifikansnivå. Hvis punktene i figuren er lavere enn de kritiske verdiene, da kan en anta tidsseriene er kointegrerte. Er tallene høyere, det vil si nærmere null, så kan en ikke forkaste nullhypotesen at de ikke er kointegrerte. Siden vi har gjennomført bak-

lengs rekursiv ADF test, er tallene for den nærmeste tidsperioden til venstre i figuren. Figuren viser tydelig at fra begynnelsen av 1996 og tilbake til begynnelsen av 1993 har sammenhengen ikke vært kointegrert. I en kortere periode i 1992 ser det ut som tidsserien uten tidsledd er kointegrert. Men siden denne sammenhengen avtar når vi går lenger

tilbake, er vi ikke tilbøyelig til å feste lit til dette resultatet.

Hele tidsperioden betraktet under ett, gir et resultat som viser nesten kointegrering. Dette er for såvidt oppløftende siden det antyder at det nesten er en statistisk langsiktig dynamisk likevekt mellom tidsseriene. Det problematiske i denne analysen er at for de mest aktuelle tallene er denne sammenhengen klart mindre fremtredende. Vi går ut fra at tallene nærmest opp til dagens situasjon gir bedre prognose for fremtiden enn eldre tall. Det er vel kjent at prisdifferansene på blokk og filet har endret seg og prisen på filet har falt kraftig. En riktig tolkning av resultatene fra vår modell vil da være at dagens situasjon lett kan bli utgangspunkt for framtidig sammenheng. Det er ingen ting som tyder på at vi skal vende tilbake til forhold fra før 1993.

Oppsummering

Rapporten som denne artikkelen bygger på analyserer markedet for fryst filet av hovedsakelig tre konkurrerende fiskeslag; atlantisk torsk, hake og Alaska Pollack. Det tilgjengelige statistiske materialet har lagt begrensinger på hvor nøyaktig vi har kunne vært i produktdefinerings. Der det er mulig, har vi skilt mellom singel fryst filet og blokkfryst filet. De to hovedmarkedene USA og EU har vært siktemålet for analysene.

Arbeidet kan konkluderes slik: Alle de produktene og fiskeslagene vi har studert har prisserier som ikke er stabile på nivåform. Noen prisserier viser tendens til å være trendstabile. Dette kan tenkes å være et tidsavgrenset fenomen, og kan komme av at flere av produktene har hatt en fallende pristendens på 1990-tallet.

For det amerikanske markedet (USA markedet) har vi hatt noe svake data for blokkfryst hake og singelfryst filet av Alaska pollack. Med det i mente, vil vi konkludere med at prisseriene ikke er stabile på nivåform, men blir stabile på differensiert form. De vil derfor kunne forklare med en enkel "random-walk" prismetode. Trolig er den faktiske prisforklaringen mer komplisert, uten at vi har identifisert den eksakte modellen.

Vi har testet for regimeskifter mellom en del utvalgte fiskeslag. Vi har funnet klare tegn på regimeskifter mellom fryst torsk og fryst hake i Europa. Det samme har vi også funnet for singelfryst filet og blokkfryst filet på USA-markedet. Blokk av atlantisk torsk og blokk av Alaska pollack, USA-markedet, har også statistisk signifikante tegn på regimeskifter. Alle regimeskiftene skjer i begynnelsen av 1990-tallet, og det ser ut som en ny likevekt er inntrådt etter 1993.

Med utgangspunkt i de observerte regimeskiftene, har vi på nytt beregnet langsiktig sammenheng og Dickey-Fuller tester. For å få fram at den framtidige situasjonen trolig mer vil bli påvirket av situasjonen etter 1993 enn før, har vi beregnet rekursive baklengse sammenhenger, både for en enkel langsiktig sammenheng, og for testing for kointegrering mellom produktene. Det resulterende bildet er noe ulikt fra produkt til produkt.

For torsk mot hake, EU, er det tegn på trendstasjonær likevekt etter 1993. Det betyr at prisene følger et felles tidstrend. I modeller uten trendledd, er det ikke mulig å påvise stasjonærhet. Den langsiktige sammenheng en har lite signifikante prissammenhenger. Sammenhengen mellom singelfryst filet og blokkfryst filet av atlantisk torsk, USA, har endret seg markert. Prisene på blokk og singelfryst filet virker nå helt frikoblet, med meget ustabile ADF tester. Vi tolker dette som et tegn på at det ikke er noe langsiktig likevektsnivå i prisene.

Et tilsvarende, men ikke like markert skifte har skjedd mellom blokk av atlantisk torsk og Alaska pollack. Det er nå faktisk negativ sammenheng i prisutvikling mellom disse to produktene, og det er prisen på atlantisk blokk som faller. Sett over den tidsperioden vi har betraktet, som for disse produktene er fra begynnelsen av 1990, så har produktene gått fra en tilstand av markert positiv sammenheng i prisutvikling og nesten kointegrering mellom prisseriene, til en nåtilstand med null eller negativ prissammenheng og klart mindre tegn på kointegrering.

De internasjonale markedene hvor fryste produkter av atlantisk torsk konkurrerer, har derfor gjennomgått en endring. Vi mener dette skyldes en økt tilførsel av filetprodukter fra Alaska pollack spesielt, men også hake. Mellom disse nye produktene og atlantisk torsk var det tidligere en stor prisdiffe-

ranse i torskens favør. Denne prisdifferansen er nå blitt presset, spesielt for blokkprodukter. Siden markedene er mindre kointegrerte enn før, gir ikke den analysen vi har gjennomført en indikasjon på at det nye regimet er midlertidig. Vår analyse viser derfor at sammenhengen mellom prisendringer i markedene er blitt mindre stabil. Vi har ikke grunn til å si om den nåværende forholdet mellom prisen på de ulike produktene er begynnelsen på enn ny stabil tidsperiode

eller om vi er inne i en langvarig ustabil fase. Med den klare endring i det globale handelsmønsteret for fryst kvitfisk, vil vi likevel tro at vi foreløpig vil være i en ustabil periode. De ukjente faktorene er ressurs-situasjonen for Alaska pollack, utviklingen av Russlands eget innenlandske konsum, og etterspørsel etter de produktene vi har sett på i den delen Asia hvor kjøpekraften øker markert.

3 |

Noter

- 1) Professor Terje Vassdal, Norges Fiskerihøgskole, Universitetet i Tromsø er vitenskapelig rådgiver ved Fiskeriforskning.
- 2) Følgende personer har spesielt vært til hjelp under utarbeiding av denne rapporten: Ola Brattvoll, Øystein Myrland, Jan Trollvik og Per Magne Eggesbø. Arbeidet er finansiert av Eksportutvalget for fisk, Tromsø, og Kreditkassens fiserkiavdeling, Ålesund.
- 3) Dette er det samme som å anta at tilbudet er perfekt elastisk med hensyn på pris. Markedet klareres av en gitt pris, og tilbyderne tilpasser seg denne, mens kvantumet er gitt.
- 4) Legg merke til at vi i perioden før 1985 har en del hull i datamaterialet. Dette kommer tydeligst fram i søylene for mengde. Vi har fra begynnelsen av 1983 gjort en del interpolering av priser, men ikke av mengder.
- 5) Helge Bremnes, Øystein Gjerde og Frode Sættem: "A Multivariate Cointegration Analysis of Interest Rates in the Eurocurrency Market." Working Paper no 4/95, Institutt for foretaksøkonomi, Norges handelshøgskole, Bergen.