

Norges miljø- og
biovitenskapelige
universitet

Masteroppgave 2015 30 stp.
Handelshøyskolen NMBU

Påvirker valutakursendringer prising av norsk laks?

«Pricing to market» i norsk eksport av fersk
oppdrettslaks

Magnus Skaare Rygh og Shafa Yarmoradi
Master i økonomi og administrasjon

Forord

Denne masteroppgaven inngår som en obligatorisk og avsluttende del av vår mastergrad i økonomi og administrasjon ved Norges miljø- og biovitenskapelige universitet (NMBU). Å skrive en masteroppgave er en lang, spennende og krevende prosess, og derfor vil vi benytte anledningen til å takke alle som har bidratt og støttet oss i denne prosessen.

Det rettes en stor takk til våre veiledere, Atle Guttormsen og Ole Gjølberg. De har vært gode støttespillere og har ofte stilt seg tilgjengelige for diskusjon, råd og tilbakemelding. Vi vil også takke andre ansatte ved NMBU som har bidratt med sin kompetanse og tid. Særlig vil vi nevne Senyonga Livingstone og Torun Sæther Fretheim.

Familie og venner har også bidratt. Vi vil særlig rette en takk til Marie og Sofie Sebuødegård og Hans Rygh som har viet mange timer til å hjelpe oss med oppgaven.

Avslutningsvis ønsker vi å takke hverandre for god innsats og vel utført jobb.

Ås, 13.05.2016

Magnus Skaare Rygh

Shafa Yarmoradi

Sammendrag

Formålet med denne studien er å undersøke om norske lakseeksportører tar ulike priser i ulike markeder som følge av valutakursendringer. Denne formen for prisdiskriminering omtales i litteraturen som pricing to market (PTM). Vi benytter en first differences modell av Knetter (1993) for å analysere forekomsten av PTM i norsk eksport av fersk oppdrettslaks i perioden 2002 til 2015. Vårt datasett består av månedlige eksportpriser og valutakurser til 22 eksportdestinasjoner som til sammen står for over 90 prosent av den totale eksportverdien for norsk laks.

Vi finner at norske eksportører justerer sine prispåslag ved valutakursendringer, og konkluderer derfor med at PTM forekommer i eksporten av oppdrettslaks til flere markeder. Dette gjelder eksporten til Frankrike, Polen, Belgia, USA, Japan, Sør-Korea samt eurosonen, der graden av exchange rate pass-through (ERPT) varierer fra 40 til 80 prosent. En mulig årsak til dette er konkurransen som norske lakseeksportører møter i disse markedene. Våre funn indikerer at laksemarkedet ikke er integrert, som igjen medfører brudd på law of one price (LOP). Videre indikerer resultatene at norske lakseeksportører utøver markedsmakt, fordi PTM innebærer at eksportøren kan ta en pris over marginalkostnad.

Abstract

This master thesis investigates pricing to market (PTM) in Norwegian farmed salmon exports between 2002 and 2015. Our analysis is conducted by using a first differences model by Knetter (1993). Our data consists of monthly export prices and exchange rates for 22 export markets that make up more than 90 percent of the total export value for Norwegian salmon during the period analyzed.

The findings suggest that Norwegian salmon exporters adjust their destination-specific markups in response to exchange-rate changes. Our results imply that PTM occurs in exports to France, Poland, Belgium, the USA, Japan, South Korea and the Eurozone. The degree of exchange rate pass-through varies from 40 to 80 percent for the import prices in these markets. One possible explanation is the competition that Norwegian salmon exporters face in these markets. Our findings suggest that the salmon market is not integrated, and therefore the law of one price does not hold. The findings also suggest that the exporters have some market power since PTM implies that exporters are able to charge a price above marginal costs.

Innholdsfortegnelse

Forord	I
Sammendrag	II
Abstract	III
1. Introduksjon	1
2. Et innblikk i laksemarkedet	3
3. Teorier om forholdet mellom priser og valuta	8
4. Litteratur om forholdet mellom priser og valuta	13
5. Økonometrisk metode	19
6. Modell for estimering av pricing to market	23
7. Data og beskrivende statistikk	26
8. Økonometriske resultater og analyser	35
9. Konkluderende bemerkninger	42
Referanser	VI
Vedlegg	IX

Figur- og tabelliste

Figur 1 - Global produksjon av laks i 2015 målt i tonn.....	3
Figur 2 - Norsk eksport av laks, omregnet til rund vekt.....	4
Figur 3 – Norsk lakseproduksjon og inflasjonsjustert eksportpris og produksjonskostnad per kilo (2014=100)	6
Figur 4 – Samspill mellom to markeder.....	9
Figur 5 - Utviklingen i lakseprisen i perioden 2002 til 2015.....	28
Figur 6 - 24-måneders rullerende korrelasjon mellom lakseprisen i NOK og konkurransekursindeksen i perioden 2004 til 2015.....	29
Figur 7 - Utvikling i eksportprisen (uttrykt i NOK) til Frankrike, Japan og Polen i perioden 2002 til 2015.....	31
Figur 8 - Utvikling i eksportprisen (uttrykt i NOK) til Storbritannia, USA og Russland i perioden 2002 til 2015.....	32
Figur 9 - Utviklingen i den norske kronen mot euro, yen og rubel i perioden 2002 til 2015.....	33
Figur 10 - Utviklingen i den norske kronen i forhold til zloty, pund og amerikansk dollar i perioden 2002 til 2015.....	33
Tabell 1 - Gjennomsnittlige eksportpriser i NOK for et utvalg av eksportdestinasjoner fra 2002 til 2015 og flere delperioder.....	30
Tabell 2 – Variasjonskoeffisienten til et utvalg av eksportpriser fra 2002 til 2015 og flere delperioder...31	
Tabell 3 - Variasjonskoeffisienten til kronen mot zloty, euro, pund, yen, amerikansk dollar og rubler i perioden 2002 til 2015 og flere delperioder.....	34
Tabell 4 - Korrelasjon mellom eksportpriser og valutakurs, månedlige data, 2002 til 2015.....	34
Tabell 5 – Norsk eksport av fersk oppdrettslaks til 21 eksportdestinasjoner.	37
Tabell 6 - Norsk eksport av fersk oppdrettslaks til 15 eksportdestinasjoner.....	40

1. Introduksjon

Siden Norge startet med lakseoppdrett i 1968, har den norske laksen blitt en av landets viktigste eksportvarer. Over 90 prosent av laksen som produseres i Norge blir eksportert til 140 land verden over, og i 2015 utgjorde eksportverdien for laks om lag 50 milliarder kroner (Laksefakta 2016). Etersom en betydelig mengde av laksen eksporteres har valutasvingninger stor betydning for norske lakseeksportørers lønnsomhet og konkurransekraft. Dette reiser viktige spørsmål om hvordan valutakursendringer påvirker eksportprisen på laks og om valutakursendringer påvirker norske lakseeksportørers prisingsstrategi.

Det er viet mye forskning til hvor sensitive importpriser er til endringer i valutakurser. I litteraturen omtales dette som *exchange rate pass-through* (ERPT). Teoretisk sett skal priser endre seg proporsjonalt med valutakursendringer, men empiriske analyser indikerer at forholdet mellom importpriser og valutakurser er mer komplekst enn antatt. Det er ikke nødvendigvis slik at hele effekten av valutakursendringer overføres til importprisene, såkalt ufullstendig ERPT (Goldberg & Knetter 1997).

Det finnes flere årsaker til at ufullstendig ERPT forekommer. En mulig årsak er graden av konkurranse en eksportør møter i et marked. Når eksportørs valuta appresierer mot importørs valuta, medfører dette at importprisen stiger. I et marked hvor eksportøren møter betydelig konkurranse, kan eksportøren være nødt til å redusere sin pris for å opprettholde konkurransekraften og bevare markedsandeler (Dornbusch 1987). En justering av prisen vil dermed absorbere noe av valutakursendringen, hvilket innebærer ufullstendig ERPT. I et annet marked, med lavere grad av konkurranse, vil ikke eksportøren nødvendigvis ha behov for å redusere sin pris ved en appresiering av valutaen. Dermed vil eksportprisen til disse markedene bli forskjellige, hvilket betyr at det forekommer prisdiskriminering. Prisdiskriminering som oppstår som følge av valutakursendringer defineres av Krugman (1987) som *pricing to market* (PTM). Prisdiskrimineringen mellom markedene medfører at *law of one price* (LOP) ikke holder, og derigjennom at markedet ikke er integrert.

I denne studien undersøker vi om PTM forekommer i norsk eksport av fersk oppdrettslaks i perioden 2002 til 2015. Det er flere årsaker til hvorfor en studie om PTM for laks er interessant. PTM gir kunnskap om hvordan valutakursendringer påvirker lakseprisene. Det er interessant informasjon i forbindelse med risikostyring og sikringsstrategier. En forutsetning for PTM er at markedet er ufullkomment og segmentert. Forekomst av PTM gir dermed informasjon om markedsstruktur. Videre gir det informasjon om eksportørs evne til å utøve markedsrett, fordi

forekomst av PTM innebærer at eksportøren er i stand til å ta en pris over marginalkostnad. PTM er også interessant, fordi det kan gi informasjon om konkurransesituasjonen i et marked, slik at bedrifter bedre kan allokere sine ressurser for eksempel tilknyttet markedsføring.

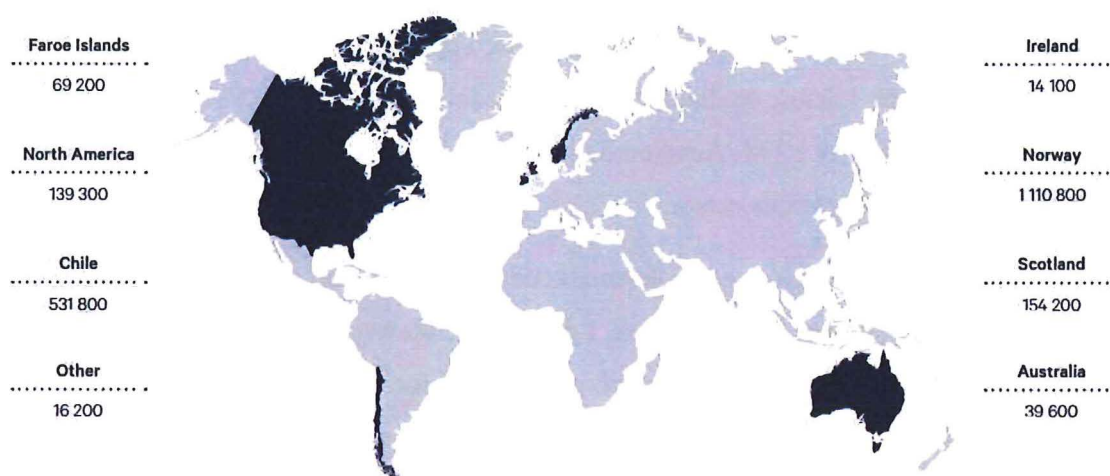
Det er gjennomført en rekke studier om PTM for ulike produkter og markeder¹. Vi finner imidlertid ikke en egen studie som omhandler PTM for norsk oppdrettslaks. Den mest nærliggende studien er gjennomført av Asche og Hauge (2004) som undersøker om det forekommer PTM i norsk eksport av sjømat i perioden 1988 til 2000. I denne studien er laks inkludert som eksportvare, men kun tre eksportdestinasjoner for laks analyseres. Vår studie tar for seg et større antall eksportdestinasjoner, en nyere tidsperiode samtidig som vi inkluderer euroen i analysen. Vår studie bidrar derfor til å økt og oppdatert kunnskap om PTM i norsk eksport av oppdrettslaks. I denne studien benytter vi modellen til Knetter (1993) som er i stand til å avdekke forekomsten av PTM. Årsaken til dette er modellens enkle form og at det kun er behov for data om priser og valutakurser.

Opgaven starter med en beskrivelse av laksemarkedet med hovedvekt på internasjonal handel, historisk utvikling av markedet og prisdrivere. I det påfølgende kapittelet redegjør vi for law of one price, exchange rate pass-through og pricing to market, før vi presenterer studier der disse er anvendt. Videre beskriver vi den økonometriske metoden som benyttes i studien. Basert på teorien om pricing to market spesifiserer vi to empiriske modeller for å teste forekomsten av pricing to market i norsk eksport av oppdrettslaks. Deretter beskriver vi dataene vi bruker og kildene til disse. Senere presenterer vi beskrivende statistikk for eksportpriser og valutakurser. I det påfølgende kapittelet fremstiller vi de empiriske resultatene og diskuterer disse. Avslutningsvis gir vi noen konkluderende bemerkninger til våre funn.

¹ Se kapittel 4 om litteratur på blant annet PTM.

2. Et innblikk i laksemarkedet

I løpet av noen tiår har norsk oppdrettslaks gått fra å være et biologisk eksperiment til å bli en av Norges viktigste eksportvarer. Den årlige produksjonen av laks har på verdensbasis vokst fra noen tusen tonn i 1980, til over 2 millioner tonn i 2015. Norge representerer en stor andel av denne veksten. I fjor produserte Norge over 50 prosent av det globale volumet og eksporterte laks til en rekordhøy verdi på om lag 50 milliarder kroner (Norges Sjømatråd 2016a). I dag møter Norge konkurranse fra flere andre produksjonsland, hvorav Chile er den største konkurrenten med over 20 prosent av verdensproduksjonen av laks.

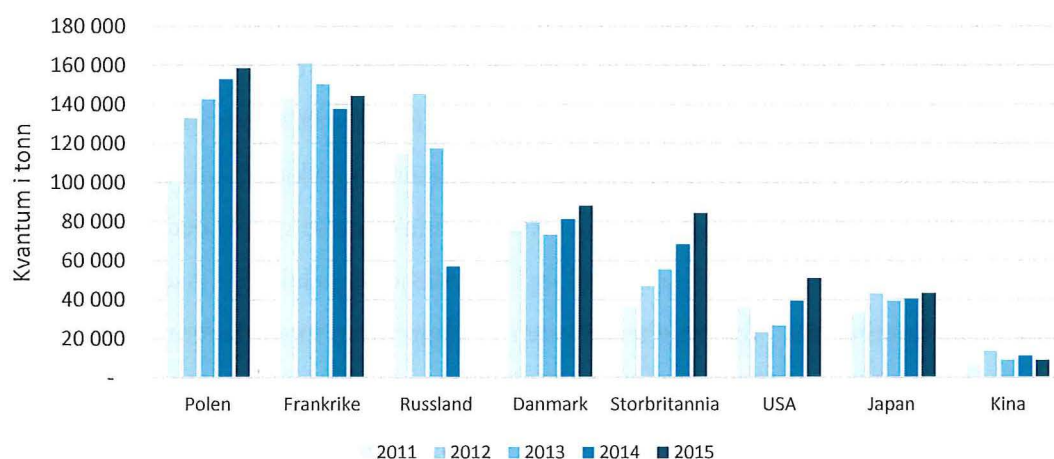


Figur 1 - Global produksjon av laks i 2015 målt i tonn. Kilde: Marine Harvest, årsrapport 2015.

Laksemarkedet kan deles inn i fire hovedmarkeder: EU, USA, Japan og Russland. Etersom laks hovedsakelig markedsføres som ferskvare, er tid og fraktkostnader viktige årsaker til at Norge fortrinnsvis handler med nærliggende land (Marine Harvest 2015). EU utgjør det største hovedmarkedet for norsk laks, hvorav Polen er det største enkeltmarkedet, etterfulgt av Frankrike, Storbritannia og Danmark. Om lag 75 prosent av eksportverdien i 2015, tilsvarende 35 milliarder NOK, ble generert gjennom handel med EU (Norges Sjømatråd 2016b). Frankrike og Storbritannia konsumerer mesteparten av den importerte norske laksen, mens Danmark fungerer som et transitland, der mesteparten av importen blir eksportert videre etter videreforedling. Av den polske importen blir en stor andel videreforedlet mens en mindre andel konsumeres innenlands (Olsen 2016).

Mens norske lakseeksportører møter liten grad av konkurranse i det europeiske markedet, er ikke situasjonen den samme i det amerikanske. Både Norge og Chile forsyner USA med et betydelig volum laks. Norge og Chile har knivet om markedsandeler i USA i en årrekke, og

flere hendelser i Chile har gitt Norge en sterkere posisjon. Eksempelvis var konsekvensene av et laksevirusutbrudd i 2007 så alvorlige for den chilenske oppdrettsnæringen at Chile ikke lenger klarte å betjene USA (Berge 2014). Det førte dermed til at Norge fikk en styrket posisjon. Det var ikke før 2010 at lakseproduksjonen i Chile begynte å ta seg opp, men etter forsiktig vekst de siste 5 årene har Chile igjen tapt store deler av bestanden sin grunnet algeoppblomstring (Kvamme 2016).



Figur 2 - Norsk eksport av laks, omregnet til rund vekt. Kilde: Norges sjomatråd.

Japan er det mest diversifiserte laksemarkedet i verden med både vill- og oppdrettslaks (Asche et al. 2005). Det var ikke før på nittitallet at oppdrettslaks fikk en betydelig markedsandel i Japan. Da norsk laks ble introdusert i Japan i 1985 var målet å doble eksporten til Japan i løpet av en fireårsperiode, men i stedet økte eksporten med 250 prosent²(Nofima 2010). Siden den gang har Norge opprettholdt sin posisjon som den største tilbyderer av laks til dette markedet, men konkurrerer også med andre eksportører fra Europa og Sør- og Nord-Amerika (Asche et al. 2005).

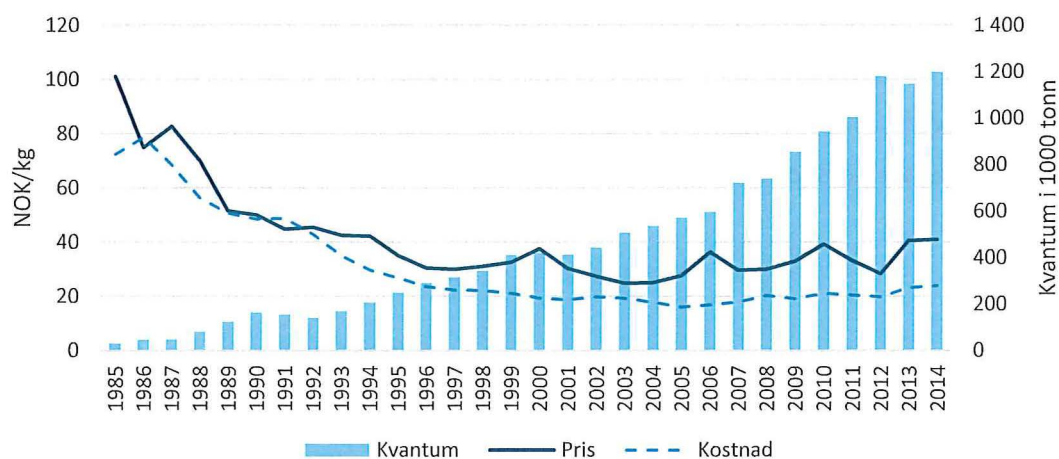
Russland var inntil august 2014 et viktig marked for norsk laks. Som en motreaksjon på vestlige sanksjoner innførte Russland importforbud mot norsk sjømat i 2014 og har siden opprettholdt forbudet. Norge klarte imidlertid å utjevne mesteparten av tapet i Russland gjennom økt salg i andre markeder, fortrinnsvis i EU. I Russland er den norske laksen erstattet med laks fra Chile. Økt etterspørsel fra Hviterussland, Latvia, Litauen og Estland gir derimot indikasjoner på at

² *Prosjekt Japan* var en banebrytende markedsinnsats som var avgjørende for den posisjonen laks innehar i Japan i dag. I 1985 reiste en norsk delegasjon til Japan for å markedsføre norsk laks som perfekt til sushi. Markedsføringstiltak for titalls millioner kroner ga til slutt resultater. Til tross for mye skepsis, ble japanerne overbevist om at det gikk an å spise laksen rå og Japan ble dermed et av de viktigste enkeltmarkedene.

disse landene er blitt transittland for norsk laks til Russland (Eilertsen 2014). Det er ikke første gang det spekuleres om smugling av norsk laks forekommer. I 2010 ble det observert en klar nedgang i lakseeksporten til Kina etter at den kinesisk dissidenten Liu Xiaobo fikk tildelt Nobelprisen. I ettertid økte eksporten til nabolandene Hongkong og Vietnam, og det er grunn til å tro at de har drevet ulovlig videresalg til Kina (Chen & Garcia 2016).

Den internasjonale handelen av laks har økt parallelt med veksten i oppdrettsnæringen. Veksten i norsk lakseproduksjon kan deles inn i to hovedperioder. I den første perioden, som varte fram til midten av nittitallet, kan markedsveksten i stor grad forklares av en produktivitetsvekst som førte til reduserte produksjonskostnader (Asche et al. 2013). Tre faktorer kan forklare denne produktivitetsveksten: (1) innovasjon i teknologi, f.eks. innen logistikk, fôr og fôringsteknologi, (2) økt kompetanse i alle deler av næringen, f.eks. innen laksehelse og (3) bedre utnyttelse av stordriftsfordeler i flere ledd, f.eks. innen innkjøp, produksjon og slakting (Asche et al. 2013). Fra slutten av nittitallet var produktivitetsveksten i oppdrettsnæringen lavere, til tross for at produksjonen da hadde økt. Dette taler for at det har vært en etterspørselsvekst. Den viktigste årsaken er produktutvikling, som har resultert i nye lakseprodukter med appell til en større andel konsumenter. Over 90 prosent av den totale lakseproduksjonen eksporteres uforedlet fra Norge, og slik sett utgjør videreforedlerne i Europa og andre markeder viktige aktører, fordi de står for denne produktutviklingen (Asche et al. 2013).

Figur 3 viser utviklingen i kostnader, priser og produsert kvantum for perioden 1985 til 2014. Fiskefôr er den største produksjonskostnaden til lakseprodusenten. Historisk sett var fiskeolje og fiskemel de viktigste fôringrediensene, men disse har i større grad blitt erstattet av vegetabiliske råvarer de siste årene. Det skyldes i hovedsak begrenset tilgjengelighet, men også svingninger i valutakurser (Marine Harvest 2015). Målt i 2014-kroner var produksjonskostnaden på laks 72 NOK/kg i 1985. Fram til 2005 hadde kostnaden falt til kr 16,09, for deretter å stige de påfølgende årene. Lakseprisen har hatt en liknende utvikling. Prisen har gått fra 100 NOK/kg i 1985 til kr 27,57 i 2005, før den steg til over 40 kroner i 2014.



Figur 3 – Norsk lakseproduksjon og inflasjonsjustert eksportpris og produksjonskostnad per kilo (2014=100). Kilde: Fiskeridirektoratet

Prisen på laks påvirkes av ulike faktorer på tilbud- og etterspørselssiden. På tilbudssiden er laks på kort sikt vanskelig å justere på grunn av en tre år lang produksjonssyklus. I tillegg påvirkes tilbudet av konsesjoner og reguleringer om blant annet maksimalt tillatt biomasse. Således vil prisen på laks være relativt uelastisk på kort sikt. Det framtidige produksjonsvolumet er ikke mulig å kontrollere fullt ut. Sykdommer og klima (sjøtemperatur) er delvis utenfor bedriftens kontroll og kan påvirke produksjonen på både kort og lang sikt. Sjøtemperaturen kan påvirke hvor fort laksen vokser, men også føre til økt sykdom og massedødelighet hvis temperaturen blir for høy eller for lav. Det vil naturligvis påvirke kvantumet og derigjennom prisen. Produksjonsvolumet påvirkes også av produksjonskostnadene, som igjen drives av prisen på innsatsfaktorer. Eksempelvis vil dyrere førkomponenter gi økte produksjonskostnader og dermed høyere laksepriser, når alt annet er konstant. Ettersom før hovedsakelig handles i utenlandsk valuta, vil også valutakursendringer indirekte påvirke produksjonskostnadene til de norske oppdrettsselskapene.

Ettersom hovedmassen av norsk laks eksporteres til utlandet vil internasjonale forhold være viktige prisdrivere. På etterspørselssiden kan for eksempel handelshindringer, reguleringer, importavgifter og inntektsvekst påvirke lakseprisen. I tillegg spiller valuta en viktig rolle. Høsten 2014 svekket den norske kronen seg kraftig mot de mest sentrale valutaene, og fram til oktober 2015 steg EUR/NOK med 11 prosent, fra 8,31 til 9,29³. Det kraftige fallet i den norske kronekursen i 2014 og fram til i dag (2016) anses som én av flere årsaker til den økende

³ I denne studien benytter vi engelsk notasjon for valutakurser. Vi forklarer årsaken til dette i kapittel 7.1.

etterspørselen fra importører av norsk laks og derigjennom høye laksepriser. I mars 2016 kunne SSB rapportere en laksepris på 62 NOK/kg, en økning på nesten 50 prosent i løpet av ett år. Det er nærmere 30 år siden den norske lakseprisen lå på dette nivået, men til tross for at lakseprisen er høy i norske kroner, er den mer moderat i for eksempel EU og USA i deres lokalvaluta.

3. Teorier om forholdet mellom priser og valuta

I dette kapitlet presenterer vi tre nært beslektede teorier som er relevante for forholdet mellom priser og valuta: law of one price, pricing to market og exchange rate pass-through⁴.

3.1. Law of one price

Law of one price (LOP) kan defineres som at et produkt koster det samme i en gitt valuta uansett hvor den omsettes. LOP bygger på forutsetningene om at produkter er identiske og at det ikke eksisterer handelsrestriksjoner og kostnader tilknyttet transport, distribusjon og videresalg (Goldberg & Knetter 1997).

LOP kan uttrykkes på følgende måte:

$$(3.1) \quad p_i = E p_i^*$$

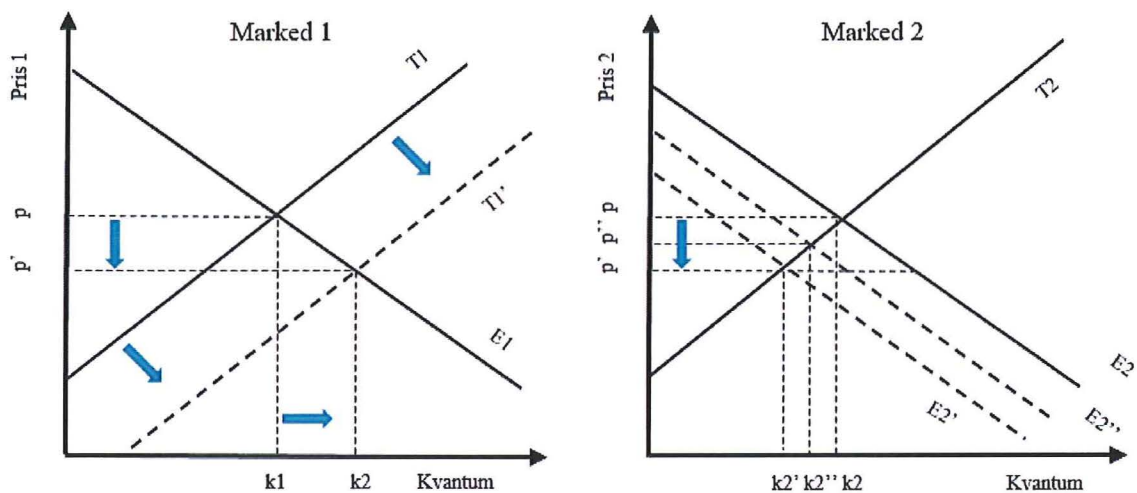
hvor p_i er prisen på produkt i uttrykt i et lands valuta, p_i^* er prisen på tilsvarende produkt uttrykt i et annet lands valuta og E er valutakursen mellom disse landene. Dersom prisen på produkt i er lik i alle land, karakteriseres markedet for dette produktet som et integrert verdensmarked. Hvis dette ikke er tilfelle vil det oppstå arbitrasjemuligheter, slik at produktet kan kjøpes billig i ett marked og selges dyrt i et annet.

Forutsetningene om ingen handelsrestriksjoner og kostnader tilknyttet transport, distribusjon og videresalg holder sjelden i praksis, og derfor modifiseres ofte LOP (3.1). For eksempel kan transportkostnader føre til prisforskjeller i de to markedene, men den relative prisforskjellen vil fremdeles opprettholdes. Det kan uttrykkes ved likningen:

$$(3.2) \quad p_i = \alpha E p_i^*$$

hvor α er den relative prisforskjellen for produkt i mellom to markeder, målt i en felles valuta. Dersom α er konstant over tid, vil prisen på produkt i til enhver tid endre seg likt i de to markedene slik at LOP holder. Likning (3.2) er kjent som den relative LOP (Goldberg & Knetter 1997).

⁴ I kapittel 8 diskuterer vi disse teoriene opp mot våre funn for norsk laks.



Figur 4 – Samspill mellom to markeder. Kilde Asche et al. (2004)

Asche et al. (2004) forklarer LOP og markedsintegrasjon med utgangspunkt i et produkt som selges i to markeder (se figur 4). Formålet er å forklare forskjellen på tre markedsformer: (1) at markedene ikke konkurrerer, (2) markedet er integrert med perfekte substitusjonseffekter og (3) at det eksisterer konkurranse, men med ikke-perfekte substitusjonseffekter. Utgangspunktet for alle markedsformene er at begge markedene i likevekt, der prisen er p og kvantum er $k1$. I marked 1 oppstår det så et tilbudssjokk som flytter tilbudskurven fra $T1$ til $T2$, slik at tilbudet øker fra $k1$ til $k1'$ og prisen faller fra p til p' . Hvordan dette påvirker marked 2 avhenger av konkurransesituasjonen mellom markedene. Dersom det ikke eksisterer konkurranse, som medfører ingen substitusjonseffekter, vil marked 2 forholde seg uendret ved tilbudssjokket i marked 1. Om det i stedet eksisterer fullkommen konkurranse, og produktene er perfekte substitutter, vil konsumentene i marked 2 velge kjøpe i marked 1 i stedet for. På denne måten presses prisene i marked 2 ned til samme nivå som i marked 1, slik at den nye etterspørselskurven blir $E2'$, med en likevekt der kvantum er $k2'$ og prisen p' . I dette tilfellet vil det være ett integrert marked med én felles pris (LOP er gjeldende). Den siste markedsformen tar for seg en situasjon der det eksisterer konkurranse mellom markedene, men at produktene ikke er perfekte substitutter. I dette tilfelle vil marked 2 påvirkes av tilbudssjokket i marked 1, men prisen vil ikke falle like mye. Den nye etterspørselskurven $E2''$ vil med andre ord legge seg et sted imellom $E2$ og $E2'$, som betyr en likevekt der prisen er p'' og kvantum er k'' .

3.2. Exchange rate pass-through

Exchange rate pass-through (ERPT) kan defineres som den prosentvise endringen i importpriser ved en én prosents endring i valutakursen mellom et importland og et eksportland (Goldberg & Knetter 1997). Altså omhandler ERPT i hvilken grad valutakursendringer overføres til importpriser, og kan påvirke hvorvidt LOP holder eller ikke.

Menon (1995) utleder ERPT ved hjelp av etterspørsels- og tilbudselasititeter. Anta følgende funksjoner for en importvare:

$$(3.3) \quad Q_D = D(P_D)$$

$$(3.4) \quad Q_S = S\left(\frac{P_F}{ER}\right)$$

hvor Q_D og Q_S er henholdsvis kvantum etterspurt og tilbudt av den importerte varen, P_D og P_F er prisen i henholdsvis importørs og eksportørs valuta, og ER er valutakursen (antall enheter av utenlandsk valuta per enhet innenlandsk valuta) Ved å derivere (3.3) og (3.4) har vi at:

$$(3.5) \quad \partial Q_D = \left(\frac{\partial D}{\partial P_D}\right) \partial P_D$$

$$(3.6) \quad \partial Q_S = \frac{\partial S}{\partial P_F} \left\{ \left(\frac{1}{ER}\right) \partial P_D - \left(\frac{P_D}{ER^2}\right) \partial ER \right\}$$

Videre kan etterspørsels- og tilbudselasititeten uttrykkes som henholdsvis:

$$(3.7) \quad \varepsilon_D = \frac{\left(\frac{\partial D}{\partial P_D}\right) P_D}{Q_D}$$

$$(3.8) \quad \varepsilon_S = \left(\frac{\partial S}{\partial P_F}\right) P_D (ER P_D)$$

Ved å sette likning (3.4) og (3.5) lik hverandre har vi at:

$$(3.9) \quad \frac{\frac{\partial P_D}{P_D}}{\frac{\partial ER}{ER}} = \left(1 - \frac{\varepsilon_D}{\varepsilon_S}\right)^{-1}$$

Likning (3.9) viser at den prosentvise endringen i importprisen som følge av en valutakursendring er en funksjon av tilbuds- og etterspørselastisiteten. Som likningen indikerer, vil hele effekten av valutakursendringen overføres til importprisen dersom tilbudet eller etterspørselen er perfekt elastisk, såkalt fullstendig ERPT. Dersom tilbudet eller etterspørselen ikke er perfekt elastisk vil ikke hele effekten av valutakursendringen overføres til importprisen, også kjent som ufullstendig ERPT (Menon 1995).

3.3. Pricing to market

Pricing to market (PTM) refererer til en eksportørs evne til å prisdiskriminere som følge av valutakursendringer. PTM innebærer at eksportøren justerer sine destinasjonsspesifikke eksportpriser ulikt når eksportørs valuta appresierer eller depresierer mot importørs valuta. Fordi PTM fører til at prisen på et produkt varierer på tvers av markeder, vil PTM føre til at LOP ikke holder.

Anta en eksportør som selger et produkt til N utenlandske markeder, notert ved i . Etterspørselen i hvert marked antas å ha den generelle formen:

$$(3.10) \quad q_{it} = f_i(s_{it}p_{it})v_{it} \quad \begin{array}{l} i = 1, \dots, N \\ t = 1, \dots, T \end{array}$$

hvor q_{it} er etterspurt kvantum fra marked i i periode t , p er prisen uttrykt i eksportørs valuta, s er valutakursen (importørs valuta per enhet av eksportørs valuta) og v er en stokastisk variabel som kan gi et skift i etterspørselen.

Eksportørens kostnader er gitt ved:

$$(3.110) \quad C_t = C \left(\sum q_{it} \right) \delta_t$$

hvor C_t er kostnadene i eksportørs valuta, \sum gjelder for alle i -markeder, og δ_t er en tilfeldig variabel som kan gi et skift i kostnadsfunksjonen (f.eks. ved endring i prisen på råvarer som er nødvendige for å produsere varen) i periode t .

Eksportørens profitt i periode t er:

$$(3.111) \quad \Pi_t = \sum p_{it}q_{it} - C\left(\sum q_{it}\right)\delta_t$$

Ved å erstatte etterspørselsfunksjonen i profittfunksjonen og maksimere med hensyn på prisen i hvert marked i hver periode får vi et sett av førsteordensbetingelser:

$$(3.13) \quad p_{it} = c_t \left(\frac{\varepsilon_{it}}{\varepsilon_{it} - 1} \right) \quad \begin{array}{l} i = 1, \dots, N \\ t = 1, \dots, T \end{array}$$

hvor c_t er lik $(C'\delta_t)$, marginalkostnaden for produksjon i periode t , og ε_{it} er etterspørselstettheten med hensyn på pris i lokalvaluta i marked i . Førsteordensbetingelsen for profittmaksimering indikerer at marginalinntekten i hvert marked er lik en felles marginalkostnad. Med andre ord uttrykker likning (3.13) at prisen uttrykt i eksportørs valuta er et prispåslag⁵ over marginalkostnaden, hvorav prispåslaget bestemmes av etterspørselstettheten i de ulike markedene (Knetter 1989).

⁵ Vi har oversatt det engelske ordet *markup* med *prispåslag*

4. Litteratur om forholdet mellom priser og valuta

I det forrige kapittelet presenterte vi det teoretiske rammeverket for *law of one price*, *exchange rate pass-through* og *pricing to market*. Her presenterer vi tidligere studier som foreligger om disse teoriene.

Det er gjennomført en rekke studier om LOP holder for forskjellige produkter, og funnene varierer. Isard (1977) og Richardson (1978) baserer seg på data for ikke-aggregerte produkter og SIC-kategorier⁶ i et utvalg land, og finner store og vedvarende prisforskjeller. I tillegg finner de at noen av prisforskjellene var høyt korrelert med endringer i valutakursen. Giovannini (1988) finner tilsvarende resultater ved å sammenligne japanske eksportpriser for skruer, muttere og avanserte industriprodukter målt i dollar og yen, og finner at det er store prisforskjeller mellom eksportprisene.

Engel og Rogers (1996) finner at prisforskjeller forekommer innad i land så vel som mellom land. De sammenligner priser på produkter mellom byer lokalisert i USA og i Canada. Resultatene indikerer at det forekommer prisforskjeller både mellom landene og lokalt mellom byer i samme land, og prisforskjellene viser en sterk tendens til å øke med geografisk avstand. Asplund og Friberg (2001) undersøker produktpriser i skandinaviske tax-free butikker. Studien sammenlikner priser på produkter som er oppgitt i forskjellig valuta, og konkluderer med at det framkommer prisforskjeller når prisene omgjøres til felles valuta.

Selv om de fleste studier finner at LOP *ikke* holder, er det enkelte som kommer frem til at LOP holder for enkelte produkter. Protopapadakis og Stoll (1983) undersøker spot- og futurespriser for et utvalg råvarer, og resultatene indikerer markedsintegrasjon. Likevel forekommer det prisforskjeller for enkelte råvarer, og i tillegg eksisterer det arbitrasjemuligheter når transaksjonskostnader holdes utenfor. Baffes (1991) studerer hvordan transaksjonskostnader direkte virker inn på prisene til syv råvarer i fire forskjellige land, og finner bevis for markedsintegrasjon på lang sikt for flere av disse. Goldberg og Verboven (2005) peker på noe av det samme som studiene over, men viser også til at prisene konvergerer mot hverandre. Her benyttes bilpriser, og studien finner bevis for at både den absolute og den relative formen for LOP er gjeldende.

I de første studiene på LOP var det vanlig å benytte regresjonsanalyser (Isard 1977; Protopapadakis & Stoll 1983). Dette var imidlertid før man tok hensyn til at priser kan være

⁶ Standard Industrial Classification: Firesifret kode for å klassifisere ulike industrier.

ikke-stasjonære, noe blant annet Ardeni (1989) diskuterer i sin studie. I denne studien benyttes det i stedet en Engle og Granger kointegrasjonstest, hvor resultatene viser prisforskjeller for en rekke råvarer. Dette er for øvrig den samme metoden som Baffes (1991) benytter noen år senere, hvor han fokuserer på transaksjonskostnader og finner bevis for markedsintegrasjon på lang sikt. I nyere studier har det blitt mer vanlig å benytte Johansens test for kointegrasjon, fordi denne testen tillater mer enn ett kointegrasjonsforhold (Asche et al. 1999).

Det er også gjennomført studier på LOP i laksemarkedet. Asche et al. (1999) undersøker om det er et integrert verdensmarked for laks I studien, som baserer seg på Johansens (1990; 1991) kointegrasjonstest for priser på fem laksearter, fremlegges det bevis for at laksemarkedet er integrert. Resultatene tyder på at norsk atlantehavslaks konkurrerer i samme verdensmarked som for eksempel stillehavslaks. Asche (2001) undersøker om restriksjonene på norsk eksport av laks til USA på nittitallet hadde en effekt på prisene i det amerikanske markedet. Forholdet mellom importprisene i tre hovedmarkeder (EU, Japan og USA) for fersk oppdrettslaks ble derfor studert. Ved å benytte Johansens (1990; 1991) kointegrasjonstest viser de empiriske resultatene at LOP holder, som igjen indikerer at det er et verdensmarked for fersk laks. Andre studier undersøker hvorvidt det er markedsintegrasjon for ulike laksearter innenfor samme land. Asche et al (2005) benytter bivariate og multivariate kointegrasjonstester for å undersøke om det japanske laksemarkedet er integrert, både for vill og oppdrettet laks. Japan er analyseobjektet, fordi det er det mest diversifiserte laksemarkedet i verden. Resultatene indikerer at det japanske laksemarkedet er integrert, og at det er konkurranse mellom lakseartene.

Siden 70-tallet er det produsert en stor mengde litteratur om exchange rate pass through (ERPT)⁷. Krenin (1977) finner ufullstendig ERPT ved å sammenlikne importpriser fra to utenlandske eksportører. Han sammenligner endringen i prisen på én vare hvor valutakursen har endret seg, med en annen vare hvor valutakursen har holdt seg konstant. Resultatene i studien viser at graden av ERPT blir mindre jo større og mer åpen økonomien er i et land. For eksempel viser studien at ERPT for USA er på 50 prosent, og tilnærmet 100 prosent for Italia.

I likhet med studiene på LOP har ikke-stasjonære data vært et til dels oversett problem. I følge Hendry (1986) er det sannsynlig at tidligere estimater på ERPT har en bias på grunn av at dataene er ikke-stasjonære. I en del studier oppgis det høye R^2 og lave Durbin Watson-verdier⁸,

⁷ Se Menon (1995) for en oversiktlig presentasjon av foreliggende litteratur om temaet.

⁸ Durbin Watson er en test for autokorrelasjon.

noe som indikerer forekomst av spuriøse resultater. I tilfeller der det har vært forekomst av autokorrelasjon, har en vanlig prosedyre for å justere for dette vært Cochrane-Orcutt-transformasjon. Likevel kommer det frem i studien til Granger og Newbold (1974) at denne type prosedyrer for autokorrelasjon kan føre til misledende resultater når det forekommer ikke-stasjonærhet i datasettet. I studien til Hendry (1980) kommer det frem at Cochrane-Orcutt, og andre metoder for å justere for autokorrelasjon, generelt er uheldig å benytte, blant annet fordi disse resultatene ikke er til å stole på. Ofte vil det også være bedre å respesifisere modellen.

Athukorala (1991), Athukorala og Menon (1994), Froot og Klemperer (1989) og Menon (1993); Menon (1995) finner alle ufullstendig ERPT. I de studiene der resultatene viser fullstendig ERPT, er det inkludert lags flere kvartaler tilbake i tid. Dette betyr at det ofte tar lang tid før endringen i valutakursene overføres til prisene. I for eksempel studien til Helkie og Hooper (1988) viser resultatene fullstendig ERPT, når antall lags overstiger åtte kvartaler.

Det finnes flere studier på ERPT for lakseindustrien. Studien til Kinnucan og Myrland (2002) viser at lakseprisen er mer sensitiv overfor endringer i valutakurser enn for andre faktorer, slik som fôrkvoter, markedsføringsavgifter, generisk markedsføring og internasjonale transportkostnader. I studien til Xie et al. (2008) undersøkes den relative betydningen av tilbudsvekst og valutaendringer i prisdannelsen av oppdrettslaks. Studien viser at lakseprisene er minst like følsomme for endring i valutakurser som endringer i handelsvolum. Resultatene indikerer en fullstendig ERPT for Chile og Storbritannia, men ufullstendig ERPT for Norge. I følge Xie et al. (2008) kan dette henge sammen med at Norge dominerer verdensmarkedet for laks og har innført en rekke kontrollmekanismer for å tilpasse tilbudet av laks etter markedsforholdene.

Tveterås og Asche (2008) undersøker graden av ERPT for peruansk eksport av fiskemel til Tyskland ved å kombinere Richardson (1978) sitt rammeverk for å analysere prisforhold med Johansens (1990; 1991) multivariate kointegrasjonstest. I tillegg undersøkes det om Peru er i stand til å ta en pris over marginalkostnad i Europa. Resultatene tyder på fullstendig ERPT og at LOP ikke gjelder. Videre finner de at Peru ikke har markedsrett til tross for at de innehar en markedsandel på 50 prosent av den globale eksporten av fiskemel.

Krugman (1987) bygger videre på ERPT, og det er i denne studien at pricing to market (PTM) defineres for første gang. Krugman eksemplifiserer PTM med utgangspunkt i tysk eksport av BMW til Frankrike og USA. I eksempelet holdes prisen på BMW i dollar og tyske mark

konstant, uavhengig av om dollarkursen appresierer. Resultatene indikerer ufullstendig ERPT i tysk eksport til USA. Ufullstendig ERPT kan videre medføre at den relative eksportprisen til USA faller i forhold til prisen på BMW i Tyskland og i forhold til eksportprisen på BMW til Frankrike. Det er dette Krugman definerer som PTM. Videre i sin studie presenterer han en serie økonometriske modeller som kan forklare PTM ved ulike markedsforhold.

Knetter (1989) utviklet en empirisk modell for å analysere forekomsten av PTM. Knetter sin modell har blitt benyttet i flere studier på eksport av mat, landbruksprodukter og kjøretøy samt en rekke andre produkter, på grunn av dens enkle form og fordi datamaterialet som inngår i modellen er lett tilgjengelig (Lavoie & Liu, 2007). Knetter (1989) studerer PTM for amerikansk og tysk eksport av et utvalg produkter som varierer fra matvarer til kjemikalier. Resultatene tyder på at tyske eksportpriser er relativt følsomme for endringer i valutakurser sammenlignet med amerikanske priser. Tyske eksportører viser en mye sterkere tendens til å redusere (øke) sine priser ved en appresiering (depresiering) av den tyske valutaen i forhold til importørs valuta. Dette gjelder særlig for eksport til USA, og Knetter trekker fram konkurransekraft som hovedårsak til dette.

I sin studie av PTM i japanske produksjonsbedrifter tar Marston (1990) utgangspunkt i en monopolist som både selger i hjemlandet og eksporterer til utlandet. Marston identifiserer to faktorer som påvirker hvor sensitiv eksportprisen er for valutakursendringer: (1) konveksiteten til etterspørselskurven i eksportmarkedet og (2) endringer i marginalkostnaden som følge av endringer i output. Førstnevnte beskriver hvordan etterspørselstettheten endres som følge av endringer i prisen. Dersom etterspørselen blir mindre elastisk når importprisene øker, vil eksportøren øke sitt prispåslag. Marston bekrefter forekomsten av PTM for et utvalg av transportmidler og forbruksvarer, og estimerer PTM til å være over 50 prosent for begge utvalgene.

Goldberg og Knetter (1989) presenterer en betydelig mengde litteratur som omhandler forholdet mellom valuta og priser. Svært mange av studiene, som fokuserer på store åpne økonomier, bekrefter forekomsten av PTM og ufullstendig ERPT (Kasa 1992; Knetter 1989; Knetter 1993). Studiene indikerer at prisdiskriminering forekommer blant eksportører, og at de tar destinasjonsspesifikke markedsforhold i betraktning når de fastsetter priser. Ettersom produksjon og markedsdestinasjoner varierer på tvers av ulike produkter, vil ikke en studie på et aggregert- eller industrinivå fange opp alle variabler som påvirker prisdannelser. I tillegg vil

ERPT-estimerer variere mellom industrier i ulike markeder, noe som vanskeliggjør generalisering av resultater (Bowe & Saltvedt 2004).

Asche og Hauge (2004) benytter modellen til Knetter (1989) for å undersøke PTM i norsk sjømateksport. Studien tar for seg eksport av fersk laks, klippfisk, saltet torsk og frosne reker til tre av de mest sentrale markeder for de respektive produktene. Resultatene viser at det er kun for fersk laks at PTM forekommer, og at dette bare gjelder eksport til Frankrike og Danmark. Resultatene viser at norske lakseeksportører, ved å justere sin prispåslag, fullt ut kompenserer for valutakursendringer i Frankrike for å sikre prisstabilitet i dette markedet. For Danmark justeres imidlertid bare 50 prosent av valutakurssvingningene. Resultatene for fersk laks til Japan viste at eksportørene tok en signifikant høyere eksportpris i dette markedet, men at eksportprisen ikke ble påvirket av valutakursendringer.

Bowe og Saltvedt (2004) undersøker forholdet mellom PTM og valget av transaksjonsvaluta. Studien baserer seg på Johansens kointegrasjonstester, og analyserer det langsiktige forholdet mellom valutakurssvingninger og PTM i norsk sjømateksport når forskjellig transaksjonsvaluta benyttes. Metoden går ut på å estimere ERPT for samme produkt til samme eksportdestinasjon, men ved bruk av forskjellig transaksjonsvaluta. Resultatene indikerer at ERPT varierer både på tvers av eksportdestinasjoner og innad i destinasjonsmarkedene. Dette betyr med andre ord at PTM kan forekomme innad i et land dersom forskjellig valuta benyttes i handelen mellom norske sjømateksportører og en eksportdestinasjon. Studien finner videre at graden av ERPT er lavere desto mer volatil valutakursen mellom den norske krona og transaksjonsvalutaen er.

Lavoie og Liu (2007) setter spørsmålsteget ved datamaterialet som er blitt brukt i tidligere studier om PTM. Spesifikk prisinformasjon om et marked eller en kunde er svært ofte konfidensiell informasjon, slik at det nest beste alternativet er enhetsverdier av eksport. Lavoie og Liu (2007) kritiserer bruken av enhetsverdier til å påvise PTM. De konkluderer med at enhetsverdier alltid genererer spuriøse resultater for PTM, uavhengig av om LOP holder eller ikke. I tillegg påpeker Lavoie og Liu at jo høyere grad av produkt differensiering, desto større bias. Altså, kan funn av PTM i tidligere studier være et resultat av produkt heterogenitet i enhetsverdiene.

Knetter (1989) presenterer flere årsaker til hvorfor eksportører justerer sitt prispåslag når eksportørs valuta appresierer mot importørs valuta: (1) ufullkommen konkurranse, (2) bevarelse av markedsandeler og (3) konkurransefortrinn og omstillingskostnader. Dornbusch (1987) studerer ERPT i et marked Cournot oligopol, og finner en tendens til stabilisering av lokale

priser jo større grad av konkurranse det er i markedet. Goldberg og Knetter (1999) hevder i tillegg at prisdiskriminering kan oppstå som følge av handelsbarrierer.

5. Økonometrisk metode

I denne studien benytter vi et paneldatasett. Paneldata gir informasjon om ulike enheter (f.eks. land) på flere tidspunkt, og er dermed en kombinasjon av tidsserie- og tverrsnittsdata. Paneldata opererer med variabler i både tid og rom, og kan ha uavhengige variabler som: (1) varierer på tvers av enheter, (2) varierer over tid og (3) varierer over både tid og enheter (Gujarati & Porter 2009). Dersom det foreligger observasjoner for samtlige enheter over hele tidsperioden er paneldatasettet *balansert* og tilsvarende *ubalansert* ved manglende observasjoner. Et ubalansert datasett medfører små problemer hvis årsaken til de manglende observasjonene er tilfeldig. Dersom årsaken til at det mangler observasjoner er korrelert med feilledet, er datasettet skjevt og estimater kan ikke beregnes uten å ta hensyn til dette. Et ubalansert datasett kan omdannes til et balansert datasett ved å konstruere verdier gjennom for eksempel interpolering. En ulempe ved dette er at modellen kan bli mindre representativ for den virkelige populasjonen (Dougherty 2007). Vårt paneldatasett gir informasjon om månedlige priser og valutakurser for ulike eksportdestinasjoner i perioden 2002 til 2015. Vi mangler tre observasjoner i datasettet og har derfor valgt å interpolere for å gjøre datasettet balansert⁹.

Vi vil nå beskrive to modeller for paneldatasett: fixed effects og random effects. En god regresjonsmodell forutsetter at modellen holdes så enkel som mulig, samtidig som alle relevante variabler er inkludert. Det er imidlertid vanskelig å innhente informasjon om alle relevante faktorer, og derfor vil det alltid være noen uobserverbare variabler som ikke inkluderes direkte i modellen. Fixed effect og random effects modellene tar høyde for at det finnes utelatte variabler som påvirker modellen, men som ikke er mulig å observere. Dersom disse uobserverbare effektene ikke blir tatt høyde for vil det påvirke parameterne og resultere i skjeve, inkonsistente eller ikke-effisiente estimater (Dougherty 2007). I den empiriske modellen vi benytter antar vi at marginalkostnaden og et felles prispåslag for eksportdestinasjonene er uobserverbare variabler.

Regresjonsmodeller på paneldata kan beskrives på formen:

$$(5.1) \quad Y_{it} = \beta_1 + \sum_{j=2}^k \beta_j X_{jit} + \alpha_i + \delta t + \varepsilon_{it}$$

⁹ Se kapittel 7.1. for årsaken til det ubalanserte datasettet.

I denne sammenheng er Y den avhengige variabelen, X_j er de observerbare, uavhengige variablene og α_i er den enhetsspesifikke, uobserverbare effekten. i referer til enheten, t referer til tidsperioden og j skal skille mellom ulike observerte og uobserverte uavhengige variabler. Restleddet ε_{it} er forventet å være normalfordelt, med gjennomsnitt null. En trend t er inkludert i modellen for å tillate skift i skjæringspunktet over tid, og kan erstattes med dummyvariabler for hver tidsperiode bortsett fra referanseperioden (Dougherty 2007).

Valget mellom en fixed og random effects modell avhenger av to forutsetninger. Dersom begge forutsetningene oppfylles bør random effects velges i stedet for fixed effects. Den første forutsetningen er at observasjonene er tilfeldig utvalgt fra populasjonen. For å avgjøre om denne forutsetningen er oppfylt må en kvalitativ vurdering foretas. Den andre forutsetningen er at det ikke er en korrelasjon mellom de uobserverbare effektene og de uavhengige variablene i en modell (Dougherty 2007). En Hausman-test kan avgjøre hvorvidt det eksisterer en slik korrelasjon eller ikke. Testen utføres ved at både fixed effects og random effects modellene estimeres hver for seg, før det undersøkes hvorvidt koeffisientene i modellene er signifikant forskjellige fra hverandre. Testobservatoren sammenliknes deretter med kjikvadratfordelingen med $(m - 1)$ frihetsgrader, hvor m er antall uavhengige variabler. Nullhypotesen i Hausman-testen er at koeffisientene som fremkommer fra estimeringen av de to modellene ikke er signifikant forskjellige fra hverandre. Dersom vi beholder nullhypotesen er estimatene til både fixed og random effects modellen konsistente, men kun estimatene fra random effects modellen er effisiente. Derfor bør random effects modellen benyttes. Dersom nullhypotesen forkastes, anbefales en fixed effects modell, noe som betyr at de uobserverbare effektene er korrelert med de uavhengige variablene (Gujarati & Porter 2009). I denne studien benytter vi en fixed effects modell på grunn av resultatet fra Hausman-testen som er gjennomført¹⁰.

En fixed effects modell kan kontrollere for de uobserverbare effektene på tre ulike måter (Dougherty 2007). I den første tilnærmingen, *within-groups fixed effects*, trekkes den gjennomsnittlige verdien til en enhet fra hver enkelt observasjon for denne enheten, slik at de uobserverbare effektene elimineres. Med utgangspunkt i (5.1) kan vi uttrykke modellen slik:

$$(5.2) \quad \bar{Y}_i = \beta_1 + \sum_{j=2}^k \beta_j \bar{X}_{ij} + \delta \bar{t} + \alpha_i + \bar{\varepsilon}_{it}$$

¹⁰ Se kapittel 8.

Ved å trekke likning (5.2) fra likning (5.1) får vi at:

$$(5.3) \quad Y_{it} - \bar{Y}_i = \sum_{j=2}^k \beta_j (X_{ijt} - \bar{X}_{ij}) + \delta(t - \bar{t}) + \varepsilon_{it} - \bar{\varepsilon}_i$$

I den andre tilnærmingen, *first differences fixed effects*, elimineres de uobserverbare effektene ved å trekke fra observasjonen i en periode med observasjonen i en tidligere periode. Anta følgende modell for enhet i på tidspunkt t :

$$(5.4) \quad Y_{it} = \beta_1 + \sum_{j=2}^k \beta_j X_{ijt} + \delta t + \alpha_i + \varepsilon_{it}$$

For den tidligere perioden har vi:

$$(5.5) \quad Y_{it-1} = \beta_1 + \sum_{j=2}^k \beta_j X_{ijt-1} + \alpha_i + \delta(t-1) + \alpha_i + \varepsilon_{it-1}$$

Ved å trekke likning (5.4) fra likning (5.3) får vi:

$$(5.6) \quad \Delta Y_{it} = \sum_{j=2}^k \beta_j \Delta X_{ijt} + \delta + \varepsilon_{it} - \varepsilon_{it-1}$$

I den tredje tilnærmingen, *least squares dummy variable (LSDV) fixed effects*, inkluderes de uobserverbare effektene eksplisitt i modellen ved å benytte dummyvariabler (A_i), hvor A_i er lik 1 når enhet i måles og 0 ellers. Modellen kan uttrykkes som følgende:

$$(5.7) \quad Y_{it} = \sum_{j=2}^k \beta_j X_{ijt} + \delta t + \sum_{i=1}^n \alpha_i A_i + \varepsilon_{it}$$

Her representeres den uobserverbare effekten ved koeffisienten til den enhetsspesifikke dummyvariabelen α_i , hvor $\alpha_i A_i$ representerer en fast effekt på Y_{it} fra enhet i . Ettersom én destinasjonsdummy og én tidsdummy blir utelatt blir referanseverdien i modellen den faste effekten fra den utelatte destinasjonen ved det utelatte tidspunktet. Ved å spesifisere modellen slik, er det nå mulig å benytte OLS til å estimere modellen (Dougherty 2007).

5.1. Økonometriske problemer i paneldatasett

Paneldatasett består av data over tid og rom, og fordi tidsserier inngår i paneldatasettet bør det testes for stasjonærhet. I tidsseriedata er stasjonærhet en viktig forutsetning, fordi ikke-stasjonære data kan gi spuriøse resultater. Det innebærer at resultatene indikerer en sammenheng mellom to variabler når det i virkeligheten ikke eksisterer en slik sammenheng. I denne studien benytter vi *Augmented Dickey-Fuller-testen* for å teste for stasjonærhet. I denne testen forkastes nullhypotesen om ikke-stasjonærhet dersom de estimerte t-verdiene er mer negative enn den kritiske tauverdien (-2,86 og -3,42 på henholdsvis 5 og 1 prosent signifikansnivå).

Autokorrelasjon innebærer at feilleddene er korrelerte over enten enheter eller tid. Konsekvensene av autokorrelasjon er skjeve standardfeil og ikke-effisiente estimatorer. Til tross for at autokorrelasjon i enkelte tilfeller kan oppdages ved grafisk framstilling av feilleddene, foretrekkes kvantitativ tester. I denne studien har vi benyttet en såkalt *Woolridge test*. I denne testen er nullhypotesen at det ikke eksisterer førsteordens autokorrelasjon i feilleddene. Dersom p-verdien i testen er lavere enn 0,05 forkaster vi nullhypotesen og konkluderer med autokorrelasjon (Drukker 2003).

Heteroskedastisitet innebærer at variansen til feilleddene ikke er konstant. I likhet med autokorrelasjon er konsekvensene av heteroskedastisitet skjeve standardfeil og ikke-effisiente estimater. Ved hjelp av en *White-test* kan vi teste om feilleddenes varians er konstant (homoskedastisk) eller ikke (heteroskedastisk). Nullhypotesen er at feilleddene er homoskedastisk. Testobservatoren sammenlignes mot kjikvadratfordelingen med $(m-1)$ antall frihetsgrader, hvor m er antall uavhengige variabler. Dersom testobservatoren er større enn den kritiske kjiverdien på det valgte signifikansnivået forkaster vi nullhypotesen og konkluderer med heteroskedastisitet (Gujarati & Porter 2009).

6. Modell for estimering av pricing to market

I dette kapittelet presenterer vi to modeller av Knetter (1989; 1993) som tester for pricing to market (PTM). Den første modellen (1989) er en fixed effects modell, mens den andre er en first differences modell (1993).

Formålet med studien til Knetter (1989) er å undersøke om det forekommer prisdiskriminering i tysk og amerikansk eksport og om det skyldes valutakursendringer. I denne sammenhengen presenteres følgende modell:

$$(6.1) \quad \ln p_{it} = \theta_t + \lambda_i + \beta_i \ln S_{it} + u_{it}$$

hvor $i = 1, \dots, N$ er eksportdestinasjonen, $t = 1, \dots, T$ er tid, p er eksportprisen, S er valutakursen (uttrykt som importørs valuta per enhet av eksportørs valuta, justert for inflasjon), θ_t er en tidsdummy, λ_i er en destinasjonsdummy, β er endringen i eksportørs prispåslag ved en endring i valutakursen og u_{it} er modellens residualledd.

Modellen forutsetter at endringer i eksportprisen til enhver destinasjon består av to komponenter: (1) endringer i eksportørs marginalkostnad og (2) endringer i eksportørs prispåslag. Førstnevnte vil være lik for alle destinasjoner, mens sistnevnte kan både ha en felles og en destinasjonsspesifikk effekt. Marginalkostnaden og prispåslaget antas å være uobserverbare, men felles prisendringer som følge av endringer i marginalkostnaden eller felles endringer i prispåslaget vil bli plukket opp i θ_t .

Modellen er i stand til å skille mellom tre alternative markedsformer: (1) at markedet er integrert og at det eksisterer fullkommen eller ufullkommen konkurranse, (2) at markedet er segmentert, men at det ikke er tilknyttet valutakursendringer (fullstendig ERPT og ingen PTM), og (3) at markedet er segmentert, og at det er tilknyttet valutakursendringer (ufullstendig ERPT og PTM).

I alternativ (1) kan markedet være integrert uavhengig av fullkommen eller ufullkommen konkurranse. I et fullkomment konkurransemarked er pris lik marginalkostnad, noe som innebærer at eksportprisene må være de samme på tvers av alle destinasjoner. I et ufullkomment konkurransemarked kan eksportprisene være høyere enn marginalkostnaden, men eksportprisen kan fremdeles være den samme for samtlige destinasjoner. I begge disse tilfellene vil destinasjonskoeffisienten (λ_i) og valutakoeffisienten (β_i) være lik null, mens de periodevise

endringene i marginalkostnaden samt eventuelle felles endringer i prispåslaget blir plukket opp i tidsdummyen θ_t .

Et ufullkomment konkurransemarked åpner for at prisforskjeller kan forekomme. Gitt muligheten for prisdiskriminering, må eksportørens profittmaksimeringsproblem¹¹ i likning 3.12 tillegges en ytterligere fortolkning for at det skal være mulig å gi en fornuftig vurdering av koeffisientene i regresjonsmodellen. Dersom etterspørselstettheten i likning (3.13) er konstant, betyr det at eksportprisen til hver destinasjon er gitt ved et fast prispåslag over marginalkostnaden. I et slikt tilfelle kan eksportprisen variere på tvers av destinasjoner, mens felles endringer i marginalkostnaden og prispåslaget blir plukket opp av (θ_t) . Derfor er β lik null (fullstendig ERPT), mens λ kan variere på tvers av destinasjonene i alternativ (2).

Dersom etterspørselstettheten i likning (3.13) ikke er konstant i et ufullkomment konkurransemarked, betyr det at muligheten for PTM eksisterer. PTM avhenger av konveksheten til etterspørselskurven som eksportøren står overfor. Dersom etterspørselen blir mer (mindre) elastisk når prisen i lokal valuta øker, vil det optimale prispåslaget falle (øke) når importørens valuta depresierer. Altså vil en prisøkning som følge av en valutakursendring utlignes gjennom reduserte prispåslag slik at lokale priser stabiliseres (Knetter 1989). Dette betyr at både β og λ kan variere på tvers av destinasjon. En negativ β betyr at eksportøren reduserer (øker) prispåslaget når eksportørens valuta appresierer (depresierer), mens en positiv β betyr at eksportøren reduserer (øker) prispåslaget når eksportørens valuta depresierer (appresierer). For eksempel betyr en β på -0,5 bety at eksportøren reduserer sitt prispåslag med 5 prosent dersom eksportørens valuta stiger med 10 prosent. Forutsatt at marginalkostnaden er konstant, er ERPT 50 prosent¹².

Et viktig element som må avklares er hvordan eventuell korrelasjon mellom valutakurssvingninger og kostnads- og etterspørselssjokk påvirker parameterne i modellen. Knetter (1989) argumenterer for at både alternativ (1) og (2) ikke påvirkes av en slik korrelasjon. Dette er fordi eksportprisene er uavhengige av valutakursene og både endringer i marginalkostnaden og at prispåslaget vil påvirke destinasjonsprisene likt ved konstant etterspørselstetthet. Fordi etterspørselstettheten ikke er konstant i alternativ (3) vil

¹¹ Se kapittel 3.3.

¹² Hvis marginalkostnaden er konstant, vil både konkurransemodellen og prisdiskrimineringsmodellen med konstant etterspørselstetthet indikere at ERPT er fullstendig. Hvis marginalkostnaden øker eller faller og valutaendringer påvirker den totale kvantum solgt, kan ethvert mønster av ERPT oppstå.

etterspørsels- eller kostnadssjokk kunne endre destinasjonsprisene ulikt. Knetter (1989) forutsetter at endringer i valutakursen kun vil påvirke prispåslaget.

6.1. En alternativ modell for estimering av pricing to market: Knetter (1993)

I en senere studie benytter Knetter (1993) en first differences modell for å studere forekomsten av av pricing to market (PTM). Årsaken til at denne modellen er benyttet i stedet for LSDV-modellen henger sammen med risikoen for ikke-stasjonære data og derigjennom potensielt spuriøse resultater. Ved å benytte en first differences modell vil en omgjøring av priser og valutakurser til endringsform eliminere problemet med ikke-stasjonæritet. Omgjøringen skjer ved at observasjonen fra en tidligere periode trekkes fra den nåværende perioden, for alle tidsperioder¹³. Således vil den uobserverbare destinasjonseffekten bli eliminert, og modellen uttrykkes på følgende form:

$$\Delta \ln p_{it} = \theta_t + \beta_i \Delta \ln S_{it} + u_{it}$$

Her er p prisen, S er valutakursen (uttrykt som importørs valuta per enhet av eksportørs valuta, justert for inflasjon) og β_i er den prosentvise endringen i eksportørs prispåslag ved en prosentvis endring i valutakursen. i refererer til eksportdestinasjon og t refererer til tid. I likhet med LSDV-modellen er θ_t en tidsdummy som er konstant på tvers av eksportdestinasjoner, og plukker opp både endringer i eksportørs marginalkostnader samt felles endringer i prispåslaget. Tolkningen av β_i i first differences modellen er den samme som i LSDV-modellen. β_i lik null betyr at PTM ikke forekommer. Derimot indikerer β_i mellom 0 og -1 at eksportøren reduserer sitt prispåslag ved en appresiering av eksportørs valuta, som igjen betyr at PTM forekommer.

I likhet med LSDV-modellen vil tolkningen av betaene avhenge av hvilken markedsstruktur som legges til grunn. PTM kan ikke forekomme i et marked med fullkommen konkurranse, fordi det ikke er mulig å ta en pris som er høyere enn marginalkostnaden. PTM forutsetter et ufullkomment og segmentert marked. I tilfellet der etterspørselselastisiteten er mindre konveks enn den konstante elastisitetsskurven vil β_i være negativ

¹³ Se kapittel 5

7. Data og beskrivende statistikk

Vi innleder dette kapitlet med å presentere hvilke data vi bruker i denne studien og kildene til disse dataene. Deretter presenterer vi beskrivende statistikk for eksportprisene og valutakurser.

7.1. Beskrivelse av data og kilder

Alle priser som benyttes i denne studien er nedlastet fra Capia Analytics som igjen benytter Statistisk sentralbyrå (SSB) som kilde. Prisene er månedlige eksportpriser (NOK/kg) for fersk oppdrettslaks (varenummer 03021201 og 03021411)¹⁴ fra Norge til utvalgte destinasjoner i perioden 2002 til 2015. Capia har beregnet kiloprisene ved å dividere eksportverdi på eksportkvantum basert på oppgitte tolldeklarasjoner. Eksportverdien er definert som «Free on board» (FOB), og er verdien ved passering av norsk grense inklusive kostnadene for å transportere varen dit. Toll, merverdi- og andre avgifter inngår ikke i denne verdien. Larsen og Asche (2011) finner at eksportverdien for laks til ulike destinasjoner kan være avtalt i forkant av tolldeklarasjonen. En svakhet med dette er at våre eksportpriser ikke nødvendigvis representerer spotprisene i markedet.

Vi har valgt fersk oppdrettslaks som analyseobjekt. Ved å bryte ned produktet fra et aggregert nivå til et spesifikt nivå, reduserer vi sannsynligheten for å generere spuriøse resultater som indikerer pricing to market (PTM) når det i virkeligheten skyldes produktheterogenitet (Lavoie & Liu 2007). Asche og Larsen (2011) hevder at fersk oppdrettslaks er et nokså homogent produkt. Lakseprisen varierer som følge av ulik kvalitet på laks, hvorav det viktigste kvalitetsattributtet er størrelsen på fisken (Asche & Guttormsen 2001). SSB skiller imidlertid ikke mellom størrelse og vi kan derfor ikke teste for dette, men i følge Asche og Guttormsen (2001) er det mulig å aggregere.

Til sammen 22 eksportdestinasjoner inngår i denne studien. Disse markedene står for over 90 prosent av den totale eksportverdien for norsk laks i perioden 2002 til 2015. Således er de viktigste markedene for norsk laks inkludert i denne studien¹⁵. Fordelen ved å velge de største eksportdestinasjonene er at nøyaktigheten i kiloprisene forbedres, fordi den baserer seg på flere transaksjoner. I tillegg reduseres antallet perioder hvor det mangler data på pris på grunn av at det ikke er handlet laks. Vi har likevel et ubalansert datasett. På grunn av 26 manglende observasjoner for Ukraina, er dette landet utelatt til tross for at det er et relativt stort marked for

¹⁴ Varenummeret for fersk oppdrettslaks med hode ble endret i 2011 fra 03021201 til 03021411.

¹⁵ Ukraina, Latvia og Litauen er utelatt fra datasettet til tross for at de er betydningsfulle markeder. Årsakene til det utdypes senere i dette kapitlet.

norsk lakseeksport. Russland innførte i 2006 og 2014 sanksjoner mot norsk sjømat og derfor mangler vi totalt 15 observasjoner for Russland. Historisk sett er Russland et viktig marked, og derfor ønsker vi å inkludere landet i vår studie. Problemet er forsøkt løst ved at vi kjører regresjonsmodellen to ganger. I den første regresjonen tar vi for oss perioden 2002 til 2015 og utelater Russland. Dermed sitter vi igjen med ingen manglende observasjoner i datasettet. I den andre regresjonen er Russland inkludert, men perioden er avkortet til 2014. I den sistnevnte regresjonen er antall manglende observasjoner redusert fra 15 til tre, men ved hjelp av lineær interpolering har vi laget et balansert datasett¹⁶.

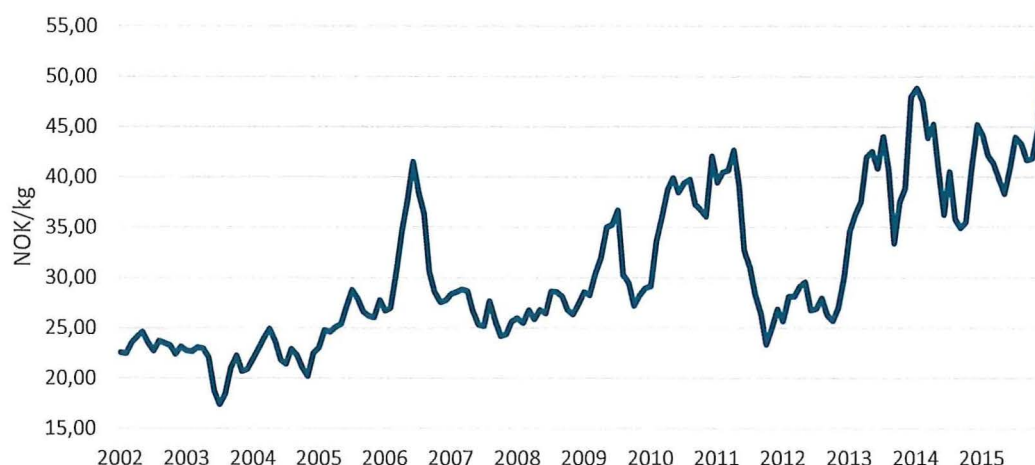
Studien tar for seg perioden januar 2002 til desember 2015. Årsaken til at studien starter i 2002 er at de fleste eksportdestinasjonene innførte euroen dette året. Et viktig unntak er Latvia og Litauen som først anvendte euroen i henholdsvis januar 2014 og januar 2015. For å forenkle den økonometriske estimeringen, er disse landene utelatt i denne studien. Valutakursene er nominelle månedsgjennomsnitt hentet fra Norges Bank, og er omgjort slik at de er gitt ved antall enheter av importørs valuta per norske krone. Vi har valgt en engelsk notasjon av valutakurser, slik at det er i tråd med den empiriske modellen vi følger i denne studien. For å forsikre at endringer i valutakursen ikke skyldes inflasjon, er de nominelle valutakursene dividert på konsumprisindeksen for den enkelte eksportdestinasjonen.

Konsumprisindeksene er nedlastet fra International Monetary Fund (IMF) med unntak av konsumprisindeksene for Taiwan som er hentet fra National Statistics Republic of China (Taiwan). Basisåret er 2010 for alle landene bortsett fra Taiwan som har basis i 2011.

7.2. Utvikling i lakseprisen fra 2002 til 2015

Figur 5 viser utviklingen i lakseprisen fra januar 2002 til desember 2015. Det er tydelig at lakseprisen er volatil med store svingninger i løpet av kort tid. For eksempel steg prisen med over 60 prosent fra januar til juni 2006, før den falt med 40 prosent i de seks påfølgende månedene. Tilsvarende store prissvingninger forekommer flere ganger i perioden 2008 til 2016.

¹⁶ Formel for lineær interpolering: $y = y_0 + (y_1 - y_0) \left(\frac{x - x_0}{x_1 - x_0} \right)$



Figur 5 - Utviklingen i lakseprisen i perioden 2002 til 2015. Kilde: Statistisk sentralbyrå.

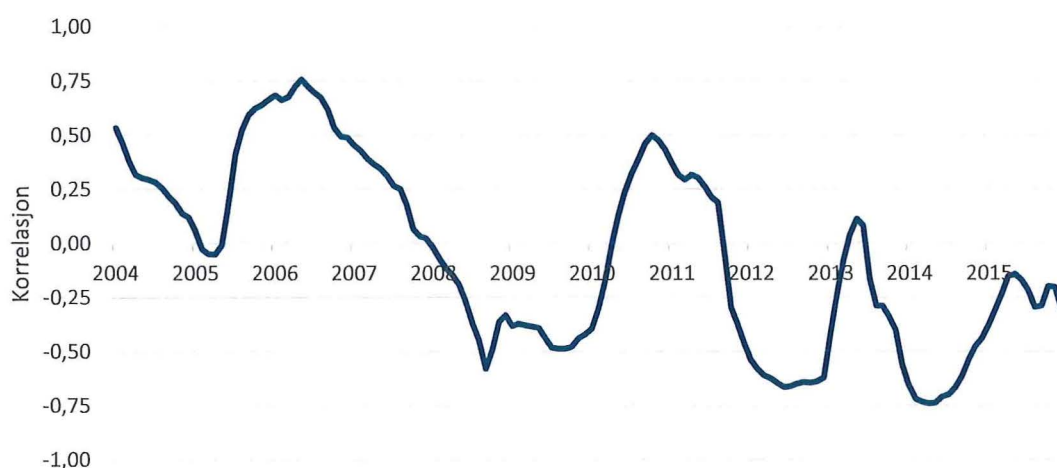
Fra 2002 til 2006 holdt lakseprisen seg i underkant av 30 kroner. I de påfølgende årene steg lakseprisen til høyere nivåer. I 2007 oppstod det store virusutbruddet i Chile, som representerer et av de største reduksjonene i den globale lakseproduksjonen. Fra 2008 til 2010 falt lakseproduksjonen i Chile med 64 prosent (Vike 2014) og det økonomiske tapet ble estimert til 2 milliarder USD (Asche et al. 2009). Dette representerte tilnærmet all verdi som hadde blitt utviklet i løpet av industriens 25 år lange historie. Krisen førte til at det chilenske utsettet av smolt ble redusert med 80 prosent, fra 250 millioner i 2007 til 50 millioner i 2009. Reduksjonen i utsettet av smolt var et tegn på at krisen i Chile kom til å vare lenge som følge av lavt produksjonsvolum i de neste generasjonene (Vike 2014). På grunn av en tre års lang produksjonssyklus var det globale markedet preget av et lavt tilbud av laks i flere år etter utbruddet og er medvirkende til de høye lakseprisene i dag.

Etter svært volatile priser i 2011 med en topp- og bunnotering på henholdsvis 43 og 23 NOK/kg, holdt lakseprisen seg mer stabil i 2012 og viste en stigende trend i 2013. Russlands importforbud mot norsk laks var den største enkelthendelsen i laksemarkedet i 2014, og frykten for markedskollaps var stor på grunn av usikkerheten om hvor Russland sitt årlige volum på 100 000 tonn skulle plasseres. Sanksjonene ble ikke like utslagsgivende for norsk lakseeksport som fryktet, fordi den høye etterspørselen etter norsk laks åpnet for økt salg i nye og eksisterende markeder (Norges Sjømatråd 2015). Høsten 2014 kjennetegnes også av det store fallet i oljeprisen og derigjennom en svekket krone. Det åpnet for en positiv utvikling i lakseprisen i det påfølgende året. I desember 2015 var prisen 51 NOK/kg, som er den høyeste prisen registrert i perioden 2002 til 2015.

7.3. Korrelasjon mellom lakseprisen og konkurransekursindeksen

Vi starter med å undersøke korrelasjonen mellom lakseprisen og konkurransekursindeksen (KKI). KKI er en nominell effektiv kronekurs som er beregnet på grunnlag av kursene på NOK mot valutaene for Norges 25 viktigste handelspartnere¹⁷ (Norges Bank 2016).

Figur 6 viser en rullerende 24-måneders korrelasjon mellom lakseprisen og KKI. Som grafen viser var det en positiv korrelasjon mellom lakseprisen og KKI frem til 2008, hvor den sterkeste korrelasjonen var 0,75. En positiv korrelasjon indikerer at prisen øker når den norske kronen appresierer mot den vektete valutakursen til Norges 25 viktigste handelspartnere. Etter 2008 har korrelasjonen hovedsakelig vært negativ, med unntak 2010/2011 og 2013. Den mest negative korrelasjonen er observert i mai 2014 da korrelasjonen var -0,75.



Figur 6 - 24-måneders rullerende korrelasjon mellom lakseprisen i NOK og konkurransekursindeksen i perioden 2004 til 2015. Kilde: Norges Bank og Statistisk sentralbyrå.

7.4. Deskriptiv statistikk

Vi har data på 22 eksportdestinasjoner og velger derfor å analysere et mindre utvalg i stedet for å ta for oss samtlige. Dette utvalget består av følgende markeder for norsk laks: Polen, Frankrike, Storbritannia, USA, Japan og Russland. I tillegg til at disse landene importerer betydelige volum laks¹⁸, tilhører de forskjellige verdensdeler (Europa, Nord-Amerika, Asia) og bruker ulike valuta (polske zloty, euro, britiske pund, amerikanske dollar, japanske yen og russiske rubler).

¹⁷ Geometrisk gjennomsnitt veid med OECDs løpende konkurransevekter.

¹⁸ Til tross for at Russland ikke lenger importerer laks fra Norge (se kapittel 2) har de historisk sett vært et viktig marked for norsk laks og inkluderes derfor i denne analysen.

Tabell 1 viser den gjennomsnittlige prisen på laks til de utvalgte eksportdestinasjonene både for perioden 2002-2015 og delperiodene 2002-2005, 2006-2009, 2010-2012 og 2013-2015. Som det fremgår av tabellen har det siden 2002 vært en positiv stigning i eksportprisene til disse landene. Videre ser vi at USA og Japan skiller seg ut når vi tar for oss hele perioden. Deres gjennomsnittspris har ligget mellom tre og fem kroner høyere enn prisene til de øvrige landene. En forklaring på dette kan være avstanden mellom Norge og USA/Japan. I utgangspunktet skal ikke avstand ha en betydning, fordi prisene er FOB. Likevel vil fraktingen av laks til Japan medføre høyere kostnader tilknyttet for eksempel emballasje sammenlignet med Frankrike og Polen hvor avstanden til Norge er kortere. Disse kostnadene må dekkes, og det kan gjøres ved at eksportøren tar en høyere pris. En annen forklaring på prisforskjellene kan være størrelsen på fisken. Enkelte markeder kjøper hovedsakelig stor fisk (6-7 kilo og oppover). Dette gjelder spesielt markeder i Asia hvor laksen i større grad går til rått konsum sammenlignet med for eksempel i Europa. Tilgangen på stor fisk varierer over året og det kan oppstå store prisforskjeller mellom de forskjellige størrelsene. I tillegg kan fastprisavtaler mellom aktørene være med på å påvirke gjennomsnittsprisen til et marked (Aandahl 2016).

Tabell 1 - Gjennomsnittlige eksportpriser i NOK for et utvalg av eksportdestinasjoner fra 2002 til 2015 og flere delperioder. Kilde: Statistisk sentralbyrå.

Marked	2002-2005	2006-2009	2010-2012	2013-2015	2002-2015
Polen	24,53	28,87	32,83	41,06	30,46
Frankrike	24,05	29,61	32,26	37,00	30,87
Storbritannia	23,62	28,81	32,57	37,74	30,74
Japan	24,40	31,68	37,11	41,17	33,46
USA	24,45	34,63	37,27	41,50	34,51
Russland	22,80	28,60	32,03	39,92	29,43

Det er også interessant å se på variasjonen i prisnivået landene imellom. Vi benytter variasjonskoeffisienten, fordi dette målet tar hensyn til variasjon i data hvor gjennomsnittet er svært forskjellig. Tabell 2 viser variasjonskoeffisientene til prisene for perioden 2002 til 2015 og flere delperioder. Av tabellen fremgår det at USA, Polen og Russland skiller seg ut fra de øvrige landene med høye variasjonskoeffisienter. I perioden 2002 til 2015 var prisen til USA mest volatil, tett etterfulgt av prisen til Polen og Russland. Det er særlig i perioden 2002 til 2005 at USA skiller seg ut fra de øvrige landene. For eksempel var variasjonskoeffisienten nesten 11 prosentpoeng høyere enn den laveste variasjonskoeffisienten (Frankrike) og over 4 prosentpoeng høyere enn den nest høyeste variasjonskoeffisienten (Polen). Det er ikke før i perioden 2010 til 2012 at gapet mellom samtlige variasjonskoeffisienter blir mindre. Fra å ligge

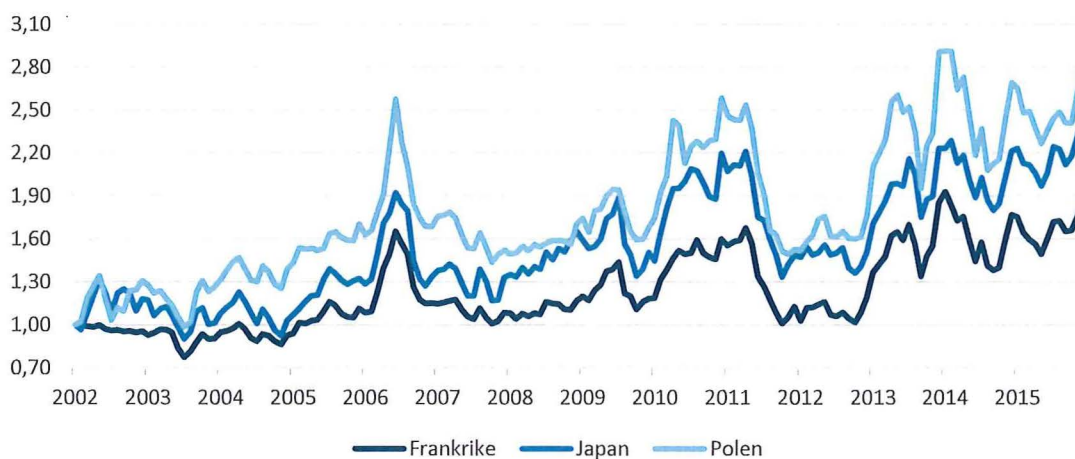
mellom 14 og 19 prosent i 2010 til 2012, falt variasjonskoeffisienten til mellom 10 og 13 prosent i 2013 til 2015.

Tabell 2 – Variasjonskoeffisienten til et utvalg av eksportpriser fra 2002 til 2015 og flere delperioder. Kilde: Statistisk sentralbyrå.

Marked	2002-2005	2006-2009	2010-2012	2013-2015	2002-2015
Polen	14,23 %	13,04 %	18,66 %	10,29 %	26,48 %
Frankrike	8,00 %	12,38 %	16,83 %	9,95 %	22,35 %
Storbritannia	9,55 %	11,44 %	14,58 %	10,77 %	23,51 %
Japan	10,71 %	12,92 %	16,28 %	9,07 %	25,04 %
USA	18,71 %	19,94 %	19,76 %	12,15 %	27,69 %
Russland	12,04 %	17,59 %	19,57 %	13,12 %	25,87 %

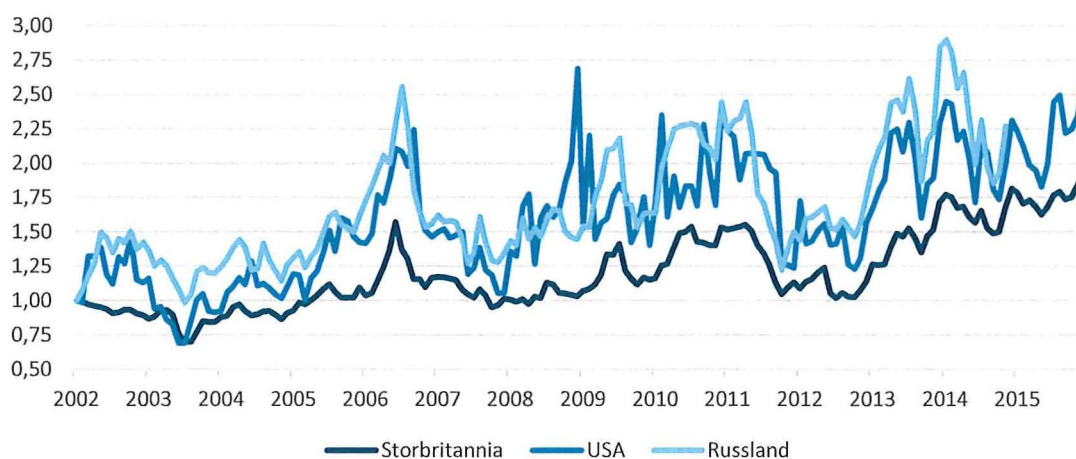
7.5. Utvikling i eksportprisen til et utvalg eksportdestinasjoner 2002 til 2015

I dette kapittelet ser vi på hvordan eksportprisen til Polen, Frankrike, Storbritannia, USA, Japan og Russland har utviklet seg fra 2002 til 2015. Eksportprisene er indeksert til 1 NOK/kg i 2002 slik at det er lettere å sammenligne utviklingen i prisene. Figur 7 illustrerer eksportprisen til Frankrike, Japan og Polen. Prismønsteret er hovedsakelig den samme for alle land. For eksempel stiger alle tre prisene i februar til juli 2006, før de faller. På en annen side er prisøkningen ulik. Eksportprisen til Polen har gjennom hele perioden hatt det høyeste relative prisnivået av disse tre landene. Frankrike skiller seg ut med lavest prisvekst, og i 2013 var prisen på samme nivå som i 2002.



Figur 7 - Utvikling i eksportprisen (uttrykt i NOK) til Frankrike, Japan og Polen i perioden 2002 til 2015. Prisserien er indeksert til 1 i år 2002. Kilde: Statistisk sentralbyrå.

Figur 8 viser utviklingen i eksportprisen til Storbritannia, USA og Russland i perioden 2002 til 2015. USA skiller seg ut ved at eksportprisen i perioden 2008 til 2010 er langt mer volatil enn de øvrige prisene. Eksportprisen til USA er særegen ved at den har en topp i desember 2008 som de andre landene ikke har. Denne toppen fant sted i perioden da den chilenske oppdrettsnæringen hadde store problemer med laksevirus. Konsekvensene av virusutbruddet var at Chile ikke lenger klarte å forsyne det amerikanske markedet med laks. I stedet økte importen fra Norge, som igjen kan ha drevet opp den norske eksportprisen til USA. Utviklingen i eksportprisen til Storbritannia har vært mer moderat i forhold til eksportprisen til USA og Russland. Det er en positiv trend i eksportprisene til Storbritannia, USA og Russland fra 2013 til 2015, hvorav eksportprisen til Russland har steget mest i perioden 2012 til 2014.



Figur 8 - Utvikling i eksportprisen (uttrykt i NOK) til Storbritannia, USA og Russland i perioden 2002 til 2015. Prisserien er indeksert til 1 i år 2002. Kilde: Statistisk sentralbyrå.

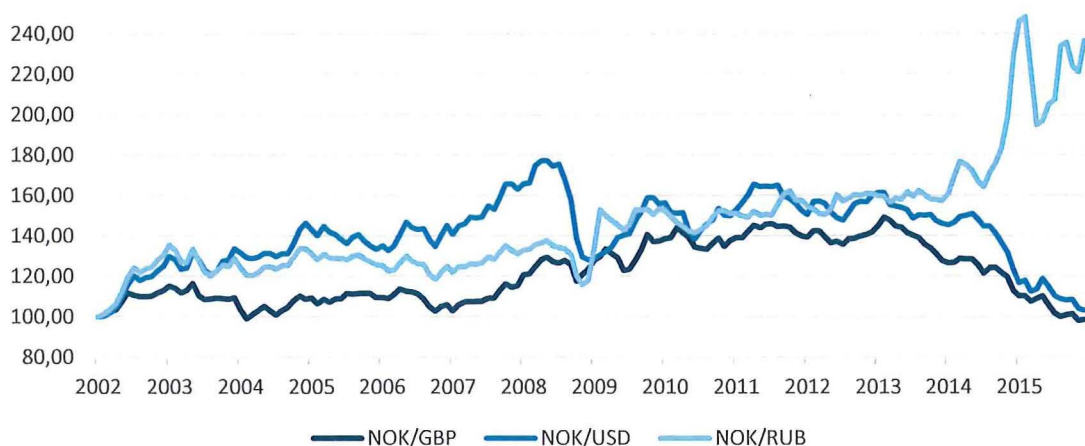
7.6. Kursutvikling for NOK

Figur 9 viser kursutviklingen for den norske kronen i forhold til polske zloty, euro og japanske yen i perioden 2002 til 2015. I denne studien benytter vi engelsk notasjon for valutakurser og kursen er gitt som antall enheter av importørs valuta per norsk krone. En økning betyr i denne sammenheng en appresiering av den norske kronen. Som figur 8 viser har det vært store svingninger i valutakursene. Fra 2002 til 2008 har kronen styrket seg mot yen, før den svekket seg kraftig under finanskrisen høsten 2008. Mens kronen appresierte mot zloty i perioden 2002 til 2005, svekket den seg mot NOK/EUR i samme periode. I de påfølgende årene har NOK/PLN og NOK/EUR imidlertid hatt en relativt lik kursutvikling. Samtlige valutaer har styrket seg mot kronen fra mai 2013 til desember 2015.



Figur 9 - Utviklingen i den norske kronen mot euro, yen og rubel i perioden 2002 til 2015. Valutakursene er indeksert til 100 i 2002. Kilde: Statistisk sentralbyrå

Figur 10 viser kursutviklingen til den norske kronen mot britiske pund, amerikanske dollar, og russiske rubler i perioden 2002 til 2015. Fram til 2008 var det dollaren som svekket seg mest mot kronen sammenlignet med russiske rubler og britisk pund. Særlig bemerker vi oss at samtlige valutaer styrket seg mot kronen i perioden mai 2013 til desember 2015, med unntak av rubelen som svekker seg kraftig mot kronen i samme periode.



Figur 10 - Utviklingen i den norske kronen i forhold til zloty, pund og amerikansk dollar i perioden 2002 til 2015. Valutakursene er indeksert til 100 i 2002. Kilde: Statistisk sentralbyrå.

Vi vil nå se på nærmere på variasjonen i valutakursene. Det gjør vi ved å benytte variasjonskoeffisienten. Tabell 3 viser at NOK/RUB var den mest volatile kursen i perioden 2002 til 2015, etterfulgt av NOK/GBP, NOK/JPY og NOK/USD. NOK/EUR og NOK/PLN har hatt en betydelig lavere volatilitet i tilsvarende periode. Mest oppsiktsvekkende er utviklingen

av variasjonskoeffisienten til pund, dollar og rubler fra delperioden 2010-2012 til 2013-2015, hvor variasjonskoeffisientene økte med mellom 5 og 10 prosentpoeng.

Tabell 3 - Variasjonskoeffisienten til kronen mot zloty, euro, pund, yen, amerikansk dollar og rubler i perioden 2002 til 2015 og flere delperioder. Kilde: Norges Bank.

Valuta	2002-2005	2006-2009	2010-2012	2013-2015	2002-2015
Polske zloty	5,82 %	6,45 %	5,88 %	6,54 %	7,83 %
Euro	4,84 %	4,69 %	3,10 %	6,67 %	5,58 %
Britiske pund	3,84 %	8,86 %	2,49 %	12,77 %	12,19 %
Japanske yen	4,66 %	13,54 %	5,33 %	5,64 %	12,12 %
Amerikanske dollar	8,94 %	9,54 %	4,26 %	13,93 %	12,06 %
Russiske rubler	6,39 %	8,06 %	3,71 %	9,67 %	13,48 %

7.7. Korrelasjoner mellom eksportpriser og valutakurser

Tabell 4 viser korrelasjonen mellom eksportprisen til laks og valutakursen til hver enkelt land. Av denne fremgår det ikke bare at eksportprisen er mer korrelert med valutakursen for noen land enn andre, men at korrelasjonen også varierer over tid. Frankrike, som har lavest volatilitet i både pris og valutakurs har hatt den mest negative korrelasjonen, og spesielt i delperiodene 2010-2012 og 2013-2015 var korrelasjonen sterk. Det russiske markedet, som hadde høyest volatilitet i pris og valutakurs, hadde en høy positiv korrelasjon i perioden 2002 til 2015. Men, som tabellen viser har dette variert mye fra delperiode til delperiode. I delperioden 2013 til 2015 var Russland den eneste destinasjonen som hadde en positiv korrelasjon, og dette kan henge sammen med at rubelen var den eneste valutaen som kronen appresierte mot i disse årene (se figur 10). Storbritannia skiller seg ut fra de øvrige landene, ved at korrelasjonen mellom den britiske eksportprisen og valutakursen var negativ i alle delperiodene, men positiv under hele perioden 2002 til 2015.

Tabell 4 - Korrelasjon mellom eksportpriser og valutakurs, månedlige data, 2002 til 2015. Kilde: Norges Bank

Marked	2002-2005	2006-2009	2010-2012	2013-2015	2002-2015
Polen	-0,21	0,53	-0,83	-0,33	-0,19
Frankrike	0,22	-0,14	-0,64	-0,54	-0,33
Storbritannia	-0,05	-0,07	-0,10	-0,84	0,24
Japan	0,37	-0,52	0,36	-0,51	-0,25
USA	0,09	-0,44	0,07	-0,42	0,09
Russland	0,29	0,11	-0,78	0,21	0,61

8. Økonometriske resultater og analyser

Vi innleder dette kapittelet med å presentere resultater for ulike økonometriske tester¹⁹. I denne studien benytter vi modellen til Knetter (1993) for å undersøke forekomsten av pricing to market (PTM) i norsk eksport av fersk oppdrettslaks. Resultatene fra denne estimeringen fremstilles og analyseres i dette kapittelet.

Vi starter med å presentere resultatene for valg av modell for vårt paneldatasett. Valget mellom en fixed effects og random effects modell avhenger av om: (1) utvalget er tilfeldig og (2) det er korrelasjon mellom de uobserverbare effektene og de uavhengige variablene. Ettersom vi har valgt eksportdestinasjoner basert på hvilke land som har importert mest laks i perioden 2002 til 2015 bryter vi forutsetningen om et tilfeldig utvalg. Brudd på denne forutsetningen gir grunnlag for å benytte en fixed effects modell. Den andre forutsetningen om ingen korrelasjon mellom de uobserverbare effektene og de uavhengige variablene tester vi for i en Hausman-test. Resultatet fra denne testen gir en p-verdi på 0,005, hvilket innebærer at vi forkaster nullhypotesen om at koeffisientene som fremkommer fra estimeringen av de to modellene er signifikant forskjellige fra hverandre, på 1 prosent signifikansnivå. Altså gir resultatene ingen støtte for å benytte en random effects modell, og vi velger derfor å benytte en fixed effects modell.

Knetter (1989; 1993) benytter to ulike tilnærminger for en fixed effects modell: least square dummy variable (LSDV) og first differences. I LSDV-modellen uttrykkes prisene og valutakursene på nivåform, og fordi disse er ikke-stasjonære kan det medføre spuriøse resultater. First differences er en bedre modell hvis både variablene og feilleddene i modellen er uttrykt i log og integrert av førsteordens grad (Gujarati & Porter 2009). For å avgjøre modellvalget utfører vi en Augmented Dickey-Fuller (ADF)-test. En betydelig andel studier finner at nominelle priser og valutakurser er ikke-stasjonære og integrert av første grad (Asche et al. 1999; Bowe & Saltvedt 2004; Tveteras & Asche 2008). Vi finner tilsvarende resultater for våre data. Vi kan ikke forkaste nullhypotesen om ikke-stasjonære priser og valutakurser på hverken 1 eller 5 prosent signifikansnivå. Ved å gjøre om prisene og valutakursene til endringsform eliminerer vi problemet med ikke-stasjonærhet. Derfor velger vi å benytte modellen beskrevet i Knetter (1993) som er en first differences modell.

¹⁹ Se kapittel 5.

Vi tester også for autokorrelasjon og heteroskedastisitet i feilleddene i modellen. Vi benytter Woolridge-testen for å teste for autokorrelasjon mellom feilleddene i modellen. Resultatet fra denne testen gir en p-verdi på 0,102, og vi kan derfor ikke forkaste nullhypotesen om ingen førsteordens autokorrelasjon i feilleddene. Vi benytter White-testen for å teste for heteroskedastisitet, og med en p-verdi på 0,007 kan vi forkaste nullhypotesen om homoskedastisitet, på 1 prosent signifikansnivå. Vi benytter robuste standardfeil for å eliminere problemet med heteroskedastisitet (Hoechle 2007).

Formålet med denne studien er å undersøke om PTM forekommer i norsk eksport av fersk oppdrettslaks. Vi undersøker dette ved å benytte modellen til Knetter (1993):

$$\Delta \ln p_{it} = \theta_t + \beta_i \Delta \ln S_{it} + u_{it}$$

I vår studie er p lakseprisen, S er valutakursen (uttrykt som importørs valuta per norsk krone²⁰, justert for inflasjon) og β er den prosentvise endringen i eksportørs prispåslag som følge av en prosentvis endring i valutakursen. i refererer til eksportdestinasjon og t refererer til måned. θ_t er en tidsdummy som er konstant på tvers av eksportdestinasjoner, og plukker opp både endringer i eksportørs marginalkostnader samt felles endringer i prispåslaget.

De empiriske resultatene er presentert i tabell 5 og 6. I disse tabellene er betakoeffisientene til eksportdestinasjonene (β_i) oppgitt²¹, i tillegg til deres robuste standardfeil. Modellen er estimert på ulike utvalg av observasjonene. I estimering (1) og (2) i tabell 5 tar vi for oss perioden 2002 til 2015 og utelater Russland som eksportdestinasjon på grunn av manglende observasjoner. I estimering (1) tar vi for oss hver eksportdestinasjon separat, mens vi slår sammen alle land som benytter euro som valuta i estimering (2). Dermed behandler vi disse landene som én eksportdestinasjon, heretter omtalt som eurosonen²². Årsaken til sammenslåingen er ønsket om å undersøke effekten av en inndeling av markedene etter hvilken valuta som benyttes. I estimering (3) i tabell 6 er Russland inkludert, men perioden er avkortet til 2014 for å unngå en betydelig mengde manglende observasjoner for Russland i 2015.

²⁰ Vi bruker engelsk notasjon for valutakurser. For eksempel angir NOK/EUR antall euro per norsk krone.

²¹ Se kapittel 6.1. for tolkningen av betakoeffisientene.

²² Eurosonen omfatter Belgia, Tyskland, Spania, Finland, Frankrike, Italia, Portugal og Nederland.

Tabell 5 – Norsk eksport av fersk oppdrettslaks til 21 eksportdestinasjoner.

Eksportdestinasjon	(1)	(2)
	β	β
<i>Belgia (EUR)</i>	-0,34 (0,16) **	-
<i>Tyskland (EUR)</i>	-0,08 (0,18)	-
<i>Spania (EUR)</i>	-0,15 (0,19)	-
<i>Finland (EUR)</i>	-0,12 (0,24)	-
<i>Frankrike (EUR)</i>	-0,30 (0,15) *	-
<i>Italia (EUR)</i>	-0,13 (0,21)	-
<i>Portugal (EUR)</i>	-0,28 (0,19)	-
<i>Nederland (EUR)</i>	-0,21 (0,18)	-
<i>Storbritannia (GBP)</i>	-0,17 (0,17)	-0,17 (0,17)
<i>Sverige (SEK)</i>	-0,14 (0,13)	-0,14 (0,13)
<i>Tsjekkia (CZK)</i>	-0,10 (0,20)	-0,11 (0,20)
<i>Polen (PLN)</i>	-0,25 (0,15)	-0,25 (0,15)
<i>Danmark (DKK)</i>	-0,07 (0,18)	-0,07 (0,18)
<i>USA (USD)</i>	-0,54 (0,31) *	-0,54 (0,31) *
<i>Japan (JPY)</i>	-0,30 (0,08) ***	-0,30 (0,08) ***
<i>Kina (CNY)</i>	-0,09 (0,18)	-0,09 (0,18)
<i>Sør-Korea (KRW)</i>	-0,28 (0,14) **	-0,29 (0,14) **
<i>Singapore (SGD)</i>	-0,13 (0,14)	-0,13 (0,14)
<i>Hong Kong (HKD)</i>	0,09 (0,15)	0,09 (0,15)
<i>Taiwan (TWD)</i>	0,16 (0,24)	0,16 (0,24)
<i>Vietnam (VND)</i>	0,31 (0,21)	0,31 (0,21)
<i>Eurosonen (EUR)</i>	-	-0,20 (0,12) *

Merknad: *, ** og *** angir signifikante betakoeffisienter på henholdsvis 10, 5 og 1 prosent signifikansnivå. De robuste standardfeilene er oppgitt i parentes.

For at norske lakseeksportører skal være i stand til å prisdiskriminere forutsetter det at markedet ikke er integrert. PTM fører til at prisen på et produkt i et marked er forskjellig fra prisen i et annet marked. Forekomst av PTM indikerer derfor at markedet er segmentert, som igjen betyr at law of one price (LOP) ikke holder. Flere av de estimerte betakoeffisientene er signifikante, hvilket betyr at markedet for laks ikke er integrert. Dette motstrider funnene til både Asche et al. (1999) og Asche (2001) som konkluderer med at laksemarkedet er integrert, og at LOP er gjeldende. Videre indikerer våre resultater at norske lakseeksportører utøver markedsrett fordi PTM innebærer at eksportøren kan ta en pris over marginalkostnad.

For de europeiske markedene er samtlige betakoeffisienter negative. Det er imidlertid kun de estimerte koeffisientene til Belgia og Frankrike som er signifikante, og disse er på henholdsvis -0,34 og -0,30. Altså betyr dette at norske eksportører reduserer sine prispåslag med henholdsvis

3,4 og 3 prosent dersom den norske kronen appresierer med 10 prosent mot euroen. Forutsatt at marginalkostnaden er konstant, vil 70 prosent av valutakursendringen overføres til de franske importprisene. Dette er til forskjell fra Asche og Hauge (2004) som finner at norske eksportører fullt ut utlikner effekten av valutakursendringer gjennom å endre prispåslaget, slik at graden av ERPT er tilnærmet lik null.

Som det fremkommer av tabell 5 er det marginale forskjeller i resultatene fra estimering (1) og (2). Resultatet av estimeringen viser at betakoeffisienten for eurosonen er -0,20 og signifikant på 10 prosent. I følge Knetter (1989) kan en av årsakene til at eksportører stabiliserer prisene i lokal valuta være frykten for tap av markedsandeler. Knetter trekker fram at det amerikanske markedet er viktig for tysk eksport, og at tyske eksportører justerer sine prispåslag for å bevare sine markedsandeler. En liknende forklaring kan benyttes i vår studie. EU er det største og viktigste markedet for norsk laks (Myrset 2015). Våre resultater viser at eksportørene justerer sine prispåslag med 2 prosent ved en 10 prosent appresiering av den norske kronen mot euroen. Dette kan henge sammen med at norske eksportører er opptatte av å beholde sine andeler i dette markedet.

I følge Goldberg og Knetter (1999) kan prisdiskriminering oppstå som følge av handelsbarrierer. Asche og Hauge (2004) trekker frem lakseavtalen mellom Norge og EU fra 1997 som en mulig forklaring på funn av PTM. Denne avtalen ble inngått etter at Norge ble funnet skyldig i å selge laks til EU til en pris som var lavere enn produksjonskostnadene, såkalt dumping. Anti-dumpingstiltaket i denne avtalen innebar blant annet at Norge ikke kunne selge laks til EU under en gitt minstepris (Kinnucan & Myrland 2002). Asche og Hauge hevder at dette bidro til at norske eksportører måtte justere prispåslagene sine ved valutakursendringer, slik at prisen ikke skulle falle under minsteprisen. En tilsvarende avtale eksisterte også i den tidsperioden vår studie tar for seg. Denne avtalen eksisterte fra 2006 til 2008, og ettersom det utgjør en liten andel av perioden vi studerer er det lite trolig at den er like utslagsgivende for våre resultater (Utenriksdepartementet 2009).

Resultatene tyder på at PTM også forekommer utenfor Europa. Den estimerte betakoeffisienten til USA er signifikant forskjellig fra null på 10 prosent signifikansnivå, og er den sterkeste av samtlige destinasjoner. Koeffisienten på -0,54 innebærer at norske eksportører kompenserer appresiering av kronen ved å redusere prispåslaget med over 50 prosent av valutakursendringen. I følge Knetter (1989) og Dornbusch (1987) er mulige årsaker til PTM ønsket om å bevare konkurransekraften i markeder med stor konkurranse. I tråd med dette kan våre funn for USA

kan forklares med utgangspunkt i konkurransesituasjonen i det amerikanske markedet. Chile eksporterer betydelige mengder laks til USA og Norge har i mange år forsøkt å kapre deres markedsandeler. Denne konkurransesituasjonen kan medføre at norske eksportører er mer prisbevisste i dette markedet enn i øvrige markeder. Sammenlignet med importprisen til USA som har en ERPT på 46 prosent, er ERPT i importprisen til eurosonen nesten dobbelt så høy. Dette indikerer at norske eksportører opplever mindre konkurranse i Europa.

I det asiatiske markedet finner vi at den estimerte betakoeffisienten til Japan er signifikant på 1 prosent signifikansnivå. Ingen av de øvrige eksportdestinasjonene har betakoeffisienter som er så sterkt signifikante. Dette er i kontrast til Asche og Hauge (2004) som finner at betakoeffisienten til Japan er sterkt ikke-signifikant, og som dermed konkluderer med ingen forekomst av PTM i dette markedet. Dornbuschs (1987) teori om at lokal prisstabilisering er assosiert med graden av konkurranse, kan også gjelde for det japanske laksemarkedet. Japan er det mest diversifiserte markedet i verden, og norsk oppdrettslaks møter konkurranse fra villaks og oppdrettslaks fra Europa og Sør- og Nord-Amerika (Asche et al. 2005). Dette kan være en årsak til at norske eksportører ønsker å beholde sin konkurransekraft gjennom å justere sine prispåslag til det japanske markedet, og at kun 70 prosent av valutakursendringene overføres til importprisene. Vi finner også at det forekommer PTM i eksporten til Sør-Korea, og dette kan ha sammenheng med at Sør-Korea er viktig asiatisk marked for norsk laks. Norske eksportører vil derfor ha interesse av å bevare sine markedsandeler i dette landet.

Til forskjell fra det europeiske og amerikanske markedet, finner vi positive betakoeffisienter for enkelte asiatiske markeder. De positive betakoeffisientene til Hong Kong, Taiwan og Vietnam indikerer at norske eksportører forsterker effekten av valutakursendringene. Disse er imidlertid ikke signifikante, og vi kan derfor ikke si at det forekommer PTM i norsk eksport til de markedene. Ettersom mesteparten av laksen som eksporteres til disse landene blir eksportert videre til Kina (Chen & Garcia 2016), kan prisene i virkeligheten være mer påvirket av den kinesiske valutaen. Dette har vi imidlertid ikke testet for i denne studien. Som det fremkommer av våre resultater er det heller ingen forekomst av PTM i eksporten direkte til Kina.

Estimering (3) i tabell 6 viser betakoeffisientene for perioden 2002 til 2014 inkludert Russland. At perioden avsluttes i 2014 i stedet for 2015 gir noe utslag i de estimerte betakoeffisientene; betakoeffisienten til Polen er nå signifikant på ti prosent og koeffisienten til eurosonen på fem prosent. I 2013 startet en depresiering av den norske kronen mot flere valutakurser, deriblant den polske zlotyen og euroen. Denne utviklingen fortsatte i 2015. Våre resultater indikerer også

at et flertall av betakoeffisientene har blitt mer negative når 2015 utelukkes. Det kan muligens se ut som norske eksportører i større grad reduserer sine prispåslag ved en appresiering av kronen, enn det de øker prispåslagene ved en depresiering. Vi har imidlertid ikke undersøkt dette nærmere og kan ikke dra slutninger om asymmetrisk prisatferd. Videre viser våre resultater ingen forekomst av PTM i eksporten til Russland, da betakoeffisienten ikke er signifikant.

Tabell 6 - Norsk eksport av fersk oppdrettslaks til 15 eksportdestinasjoner.

(3)	
Eksportdestinasjon	β
<i>Russland (RUB)</i>	-0,14 (0,13)
<i>Storbritannia (GBP)</i>	-0,23 (0,18)
<i>Sverige (SEK)</i>	-0,13 (0,15)
<i>Tsjekkia (CZK)</i>	-0,13 (0,21)
<i>Polen (PLN)</i>	-0,28 (0,15) *
<i>Danmark (DKK)</i>	-0,13 (0,19)
<i>USA (USD)</i>	-0,59 (0,34) *
<i>Japan (JPY)</i>	-0,31 (0,08) ***
<i>Kina (CNY)</i>	-0,06 (0,19)
<i>Sør-Korea (KRW)</i>	-0,34 (0,16) **
<i>Singapore (SGD)</i>	-0,15 (0,15)
<i>Hong Kong (HKD)</i>	0,10 (0,16)
<i>Taiwan (TWD)</i>	0,12 (0,26)
<i>Vietnam (VND)</i>	0,33 (0,22)
<i>Eurosonen (EUR)</i>	-0,25 (0,13) **

Merknad: *, ** og *** angir signifikante betakoeffisienter på henholdsvis 10, 5 og 1 prosent signifikansnivå. De robuste standardfeilene er oppgitt i parentes.

De største eksportmarkedene for norsk laks basert på perioden 2002 til 2015 er Polen, Frankrike, Russland, Danmark, Storbritannia, USA og Japan samt EU som et samlet marked. Våre resultater gir ingen klar indikasjon på at importvolum påvirker forekomsten av PTM, fordi PTM forekommer i eksporten til noen, men ikke alle disse markedene. Hvilke land som opplever PTM kan derimot ha sammenheng med hva den norske laksen benyttes til. For eksempel blir norsk laks i Frankrike hovedsakelig konsumert, mens Polen og Danmark videreforedler laksen og deretter sender den til andre land i EU. Videreforedlerne er dermed avhengig av laksen, fordi den er deres inntektskilde. Derfor er videreforedlerne trolig mindre prissensitive enn konsumentene som enklere kan substituere laksen. I så fall kan dette bety at norske eksportører i mindre grad trenger å justere sine prispåslag til Polen og Danmark. På den andre siden er både Storbritannia og Tyskland store konsumenter av norsk laks, men våre

resultater tyder ikke på at PTM forekommer i eksporten til disse landene. Vi kan med andre ord heller ikke her dra noen entydige slutninger.

9. Konkluderende bemerkninger

Formålet med denne studien var å undersøke om norske lakseeksportører tar ulike priser i ulike markeder som følge av valutakursendringer. Denne formen for prisdiskriminering omtales i litteraturen som pricing to market (PTM). Til sammen 22 eksportdestinasjoner for norsk oppdrettslaks inngår i studien. Disse står for over 90 prosent av den totale eksportverdien for norsk laks. Dataene vi benytter er månedlige eksportpriser og valutakurser i perioden 2002 til 2015.

Lakseprisen har steget fra 20 NOK/kg i 2002 til over 50 NOK/kg i 2015. Flere faktorer på tilbuds- og etterspørselssiden kan forklare denne økningen. I denne oppgaven har vi kun sett på en faktor: valutakurser. I perioden 2002 til 2015 har den norske kronen både styrket og svekket seg. Kronen har hovedsakelig styrket seg mot EUR, USD og GBP i denne perioden, men med særlig unntak av 2008 og de siste to årene. Spesielt i perioden 2014 til 2015 har kronen falt, og parallelt med den kraftige depresieringen har lakseprisen nådd et nivå vi må tilbake til 80-tallet for å oppleve. Korrelasjonsanalysene viser at det er en nokså sterk, negativ korrelasjon mellom de sentrale valutaene og eksportprisene. Vi mener at svekkelsen av den norske kronen har vært en sentral drivkraft for den høye lakseprisen i 2015.

I denne studien benyttet vi modellen til Knetter (1993) for å undersøke om PTM forekommer i norsk eksport av fersk oppdrettslaks. For at eksportørene skal være i stand til å prisdiskriminere kan ikke markedet være integrert. Forekomst av PTM vil derfor indikere at markedet er segmentert, som igjen betyr at law of one price (LOP) ikke holder. Våre resultater tyder på at det forekommer PTM i flere ulike eksportdestinasjoner. Dermed strider våre funn med tidligere studier som finner at laksemarkedet er integrert (Asche et al. 1999; Asche 2001). Videre indikerer resultatene at norske lakseeksportører utøver markedsrett, fordi PTM innebærer at eksportøren kan ta en pris over marginalkostnad.

Våre resultater indikerer at det forekommer PTM i norsk eksport Frankrike, Polen, Belgia, USA, Japan, Sør-Korea samt eurosonen. Vi har gitt noen mulige forklaringer på dette, og særlig trekker vi fram graden av konkurranse i et marked. Norge møter stor konkurranse i for eksempel det amerikanske og japanske laksemarkedet. For å bevare konkurransekraften i disse markedene kan norske lakseeksportører være nødt til å redusere sine prispåslag når kronen appresierer mot yen og dollar. Vi finner at importprisene i USA er mer påvirket av valutakursendringer enn de øvrige importprisene, altså er graden av exchange rate pass-through (ERPT) lavest i de amerikanske importprisene. Til forskjell fra de franske importprisene der

ERPT er 70 prosent, blir kun 40 prosent av valutakursendringene overført til de amerikanske prisene.

PTM ble definert på 1980-tallet av Krugman (1987), og siden da er det gjennomført en rekke studier på PTM i ulike markeder og for ulike produkter. Det er imidlertid ikke gjennomført en egen studie på PTM i laksemarkedet, og derfor gir vår studie et ytterligere bidrag til forskningen på PTM. I arbeidet med å analysere datamaterialet og tolke resultatene har vi fått nye ideer til videre studier. Bowe og Saltvedt (2004) finner en sammenheng mellom PTM og hvilken valuta som benyttes i handelstransaksjoner. I denne studien har vi ikke tatt hensyn til dette, og en oppfølgingsstudie som undersøker hvordan valget av transaksjonsvaluta påvirker forekomsten av PTM i norsk lakseeksport kan derfor være interessant. Vi antar i denne studien at effekten av valutakursendringer umiddelbart overføres til eksportprisene. Dette reflekterer ikke nødvendigvis virkeligheten, og er en mulig svakhet i vår studie. En studie om PTM som også undersøker hvor raskt og sterkt gjennomslaget fra valutakursen til lakseprisen er, kan gi mer nyanserte resultater. Avslutningsvis foreslår vi en oppfølgingsstudie tilknyttet valutasikring. Det er ikke uvanlig at eksportører benytter ulike former for valutasikring, noe som kan føre til at valutakursendringer ikke slår fullt ut i importprisene. Så vidt oss bekjent er det ingen studier som undersøker hvorvidt valutasikring påvirker forekomsten av PTM. En slik studie representerer derfor en ny innfallsvinkel i forskningen på PTM.

Referanser

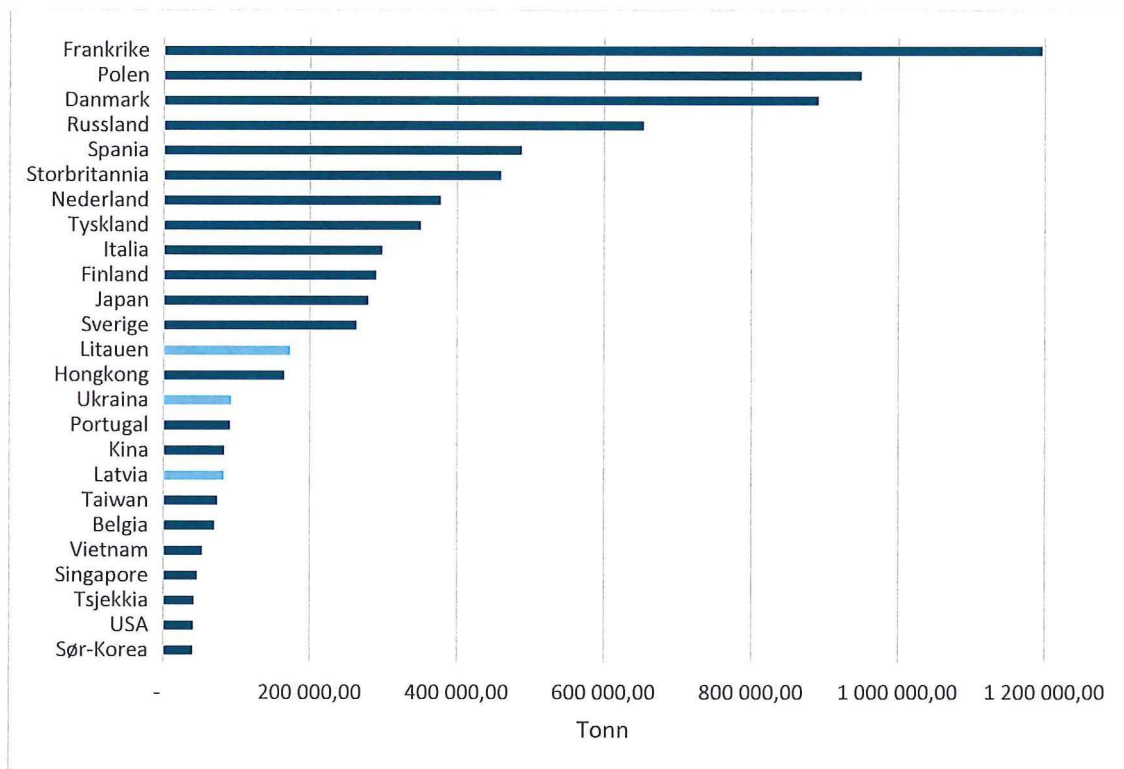
- Aandahl, P. T. (2016). *E-postkorrespondanse med Paul T. Aandahl ved Norges Sjømatråd* (11.05.2016).
- Ardeni, P. G. (1989). Does the Law of One Price Really Hold for Commodity Prices? *American Journal of Agricultural Economics*, 71 (3): 661-669.
- Asche, F., Bremnes, H. & Wessells, C. R. (1999). Product Aggregation, Market Integration, and Relationships Between Prices: An Application to World Salmon Markets. *American Journal of Agricultural Economics*, 81 (3): 568-581.
- Asche, F. (2001). Testing the Effect of an Anti-Dumping Duty: The US Salmon Market. *Empirical Economics*, 26 (2): 343-355.
- Asche, F. & Guttormsen, A. G. (2001). Patterns In the Relative Price for Different Sizes of Farmed Fish. *Marine Resource Economics*, 16 (3): 235-247.
- Asche, F., Gordon, D. V. & Hannesson, R. (2004). Tests for Market Integration and the Law of One Price: The Market for Whitefish in France. *Marine Resource Economics*, 19 (2): 195-210.
- Asche, F. & Hauge, T. H. (2004). *Pricing to Market in Norwegian Seafood Exports*. Unpublished work. Upublisert manuskript.
- Asche, F., Guttormsen, A. G., Sebulonsen, T. & Sissener, E. H. (2005). Competition Between Farmed and Wild Salmon: The Japanese Salmon Market. *Agricultural Economics*, 33 (3): 333-340.
- Asche, F., Hansen, H., Tveteras, R. & Tveterås, S. (2009). The Salmon Disease Crisis in Chile. *Marine Resource Economics*, 24 (4): 405-411.
- Asche, F., Guttormsen, A., Roll, K. H. & Tveterås, R. (2013). Produksjonsvekst, innovasjon og miljøutfordringer - Veksten i norsk lakseoppdrett. *Samfunnsøkonomen*, 4: 82-91.
- Asplund, M. & Friberg, R. (2001). The Law of One Price in Scandinavian Duty-Free Stores. *The American Economic Review*, 91 (4): 1072-1083.
- Athukorala, P. (1991). Exchange Rate Pass-Through: The Case of Korean Exports of Manufactures. *Economics Letters*, 35 (1): 79-84.
- Athukorala, P. & Menon, J. (1994). Pricing to Market Behaviour and Exchange Rate Pass-Through in Japanese Exports. *The Economic Journal*, 104 (423): 271-281.
- Baffes, J. (1991). Some Further Evidence on the Law of One Price: The Law of One Price Still Holds. *American Journal of Agricultural Economics*, 73 (4): 1264-1273.
- Berge, A. (2014). *Mot rekordeksport på USA*. Tilgjengelig fra: <http://ilaks.no/mot-rekordeksport-pa-usa/> (lest 01.03.2016).
- Bowe, M. & Saltvedt, T. M. (2004). Currency Invoicing Practices, Exchange Rate Volatility and Pricing-to-Market: Evidence From Product Level Data. *International Business Review*, 13 (3): 281-308.
- Chen, X. & Garcia, R. J. (2016). China's Salmon Sanction. *China Information*, 30 (1): 29-57.
- Dornbusch, R. (1987). Exchange Rates and Prices. *American Economic Review*, 77 (1): 93-106.
- Dougherty, C. (2007). *Introduction to Econometrics*. 4. utg. USA: Oxford University Press. 592 s.
- Drukker, D. M. (2003). Testing for Serial Correlation in Linear Panel-Data Models. *Stata Journal*, 3 (2): 168-177.
- Eilertsen, H. (2014). *Norsk laks tar omveier inn i Russland*. Tilgjengelig fra: <http://www.highnorthnews.com/norsk-laks-tar-omveier-inn-i-russland/> (lest 01.03.2016).
- Engel, C. & Rogers, J. H. (1996). How Wide Is the Border? *American Economic Review*, 86 (5): 1112-1125.
- Froot, K. A. & Klemperer, P. D. (1989). Exchange-Rate Pass-Through When Market Share Matters. *American Economic Review*, 79 (4): 637-654.
- Giovannini, A. (1988). Exchange Rates and Traded Goods Prices. *Journal of International Economics*, 24 (1): 45-68.
- Goldberg, P. K. & Knetter, M. M. (1997). Goods Prices and Exchange Rates: What Have We Learned? *Journal of Economic Literature*, 35 (4): 1243-1272.

- Goldberg, P. K. & Knetter, M. M. (1999). Measuring the Intensity of Competition In Export Markets. *Journal of International Economics*, 47 (1): 27-60.
- Goldberg, P. K. & Verboven, F. (2005). Market Integration and Convergence To the Law of One Price: Evidence From the European Car Market. *Journal of International Economics*, 65 (1): 49-73.
- Granger, C. W. & Newbold, P. (1974). Spurious Regressions in Econometrics. *Journal of Econometrics*, 2 (2): 111-120.
- Gujarati, D. N. & Porter, D. C. (2009). *Basic Econometrics*. 5. utg. USA: McGraw-Hill Education. 944 s.
- Helkie, W. L. & Hooper, P. (1988). An Empirical Analysis of the External Deficit, 1980-86. I: *External deficits and the dollar, the pit, and the pendulum*, s. 10-56.
- Hendry, D. F. (1980). Econometrics - Alchemy or Science? *Economica*: 387-406.
- Hendry, D. F. (1986). Econometric Modelling With Cointegrated Variables: An Overview. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 48 (3): 201-212.
- Hoechle, D. (2007). Robust Standard Errors for Panel Regressions with Cross-Sectional Dependence. *Stata Journal*, 7 (3): 281-312.
- Isard, P. (1977). How Far Can We Push the "Law of One Price"? *The American Economic Review*, 67 (5): 942-948.
- Johansen, S. & Juselius, K. (1990). Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration - With Applications to the Demand for Money. *Oxford Bulletin of Economics and statistics*, 52 (2): 169-210.
- Johansen, S. (1991). Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models. *Econometrica*, 59 (6): 1551-1580.
- Kasa, K. (1992). Adjustment Costs and Pricing-to-Market Theory and Evidence. *Journal of International Economics*, 32 (1-2): 1-30.
- Kinnucan, H. W. & Myrland, O. (2002). The Relative Impact of the Norway-EU Salmon Agreement: A Mid-Term Assessment. *Journal of Agricultural Economics*, 53 (2): 195-219.
- Knetter, M. M. (1989). Price-Discrimination by United-States and German Exporters. *American Economic Review*, 79 (1): 198-210.
- Knetter, M. M. (1993). International Comparisons of Pricing-to-Market Behavior. *American Economic Review*, 83 (3): 473-486.
- Krenin, M. (1977). The Effect of Exchange Rate Changes on the Prices and Volume of Foreign Trade. *International Monetary Fund Staff Papers*, 47 (2): 297-329.
- Krugman, P. R. (1987). Pricing to Market When the Exchange Rate Changes. I: *Real-Financial Linkages Among Open Economies*, s. 49-70.
- Kvamme, L. (2016). *Fra vondt til verre i Chile*. Tilgjengelig fra: http://sysla.no/2016/03/02/havbruk/fra-vondt-til-verre-i-chile_79814/ (lest 01.04.2016).
- Laksefakta. (2016). *Norsk havbrukshistorie* Tilgjengelig fra: <http://www.laksefakta.no/> (lest 01.03.2016).
- Larsen, T. A. & Asche, F. (2011). Contracts in the Salmon Aquaculture Industry: An Analysis of Norwegian Salmon Exports. *Marine Resource Economics*, 26 (2): 141-150.
- Lavoie, N. & Liu, Q. (2007). Pricing-to-Market: Price Discrimination or Product Differentiation? *American Journal of Agricultural Economics*, 89 (3): 571-581.
- Marine Harvest. (2015). *Marine Harvest Industry Handbook 2015*. Tilgjengelig fra: <http://www.marineharvest.com/globalassets/investors/handbook/2015-salmon-industry-handbook.pdf> (lest 08.02.2016).
- Marston, R. C. (1990). Pricing to Market in Japanese Manufacturing. *Journal of International Economics*, 29 (3): 217-236.
- Menon, J. (1993). Exchange Rate Pass-Through: Australian Imports of Motor Vehicles. *International Economic Journal*, 7 (3): 93-109.
- Menon, J. (1995). Exchange Rate Pass-Through. *Journal of Economic Surveys*, 9 (2): 197-231.
- Myrset, O. (2015). *Disse landene kjøper mest fisk av Norge*. Tilgjengelig fra: http://sysla.no/2015/01/12/havbruk/disse-landene-kooper-mest-fisk-av-norge_37746/ (lest 17.04.2016).

- Nofima. (2010). *Rå suksess*. Tilgjengelig fra: <http://nofima.no/nyhet/2010/11/raa-suksess/> (lest 01.03.2016).
- Norges Bank. (2016). *Konkurranskursindeksen*. Tilgjengelig fra: <http://www.norges-bank.no/Statistikk/Valutakurser/Effektiv-kronekurs-beregnete-kurser/> (lest 01.03.2016).
- Norges Sjømatråd. (2015). *Selger laksen seg selv?* Tilgjengelig fra: <http://blogg.seafood.no/2015/05/selger-laksen-seg-selv/> (lest 01.03.2016).
- Norges Sjømatråd. (2016a). *Laks og ørret for 50 milliarder i 2015*: Norges Sjømatråd. Tilgjengelig fra: <http://www.seafood.no/Nyheter-og-media/Nyhetsarkiv/Pressemeldinger/Laks-og-%C3%B8rret-for-50-milliarder-i-2015> (lest 08.02.2016).
- Norges Sjømatråd. (2016b). *Sjømatrådet innsikt: månedsstatistikk*. Tilgjengelig fra: <http://www.seafood.no/Markedsinnsikt/Sj%C3%B8matr%C3%A5det-innsikt> (lest 01.03.2016).
- Olsen, Ø. (2016). *E-postkorrespondanse med Ørjan Olsen ved Norges Sjømatråd* (03.05.2016).
- Protopapadakis, A. & Stoll, H. R. (1983). Spot and Futures Prices and the Law of One Price. *The Journal of Finance*, 38 (5): 1431-1455.
- Richardson, J. D. (1978). Commodity Arbitrage and the Law of One Price. *Journal of International Economics*, 8 (2): 341-351.
- Tveteras, S. & Asche, F. (2008). International Fish Trade and Exchange Rates: An Application to the Trade With Salmon and Fishmeal. *Applied Economics*, 40 (13): 1745-1755.
- Utenriksdepartementet. (2009). *Laksesaken mot EU i WTO. Vanlige spørsmål og svar*. . Tilgjengelig fra: <https://www.regjeringen.no/no/tema/naringsliv/handel/ud---innsiktsartikler/svar/id489966/#f> (lest 06.05.2016).
- Vike, S. (2014). *Infectious Salmon Anaemia in Atlantic Salmon, Salmo Salar L. in Chile*. Unpublished work. Upublisert manuskript.
- Xie, J., Kinnucan, H. W. & Myrland, Ø. (2008). The Effects of Exchange Rates on Export Prices of Farmed Salmon. *Marine Resource Economics*, 23 (4): 439-457.

Vedlegg

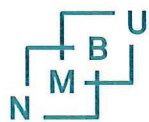
Vedlegg 1: Eksportdestinasjoner



Figur 11 - De 25 største eksportdestinasjonene for fersk oppdrettslaks. Total eksportkvantum fra 2002 til 2015.

Vedlegg 2: Dato for innføring av EUR

EU-land	Innført	Tidligere valuta
Belgia	01.01.1999	Franc (BEF)
Estland	01.01.2011	Kroon (EEK)
Finland	01.01.1999	Mark (FIM)
Frankrike	01.01.1999	Franc (FRF)
Hellas	01.01.2001	Drakme (GRD)
Irland	01.01.1999	Pund (IEP)
Italia	01.01.1999	Lire (ITL)
Kypros	01.01.2008	Pund (CYP)
Latvia	01.01.2014	Lats (LVL)
Litauen	01.01.2015	Litas (LTL)
Luxembourg	01.01.1999	Franc (BEF)
Malta	01.01.2008	Lire (MTL)
Nederland	01.01.1999	Gylden (NLG)
Portugal	01.01.1999	Escudos (PTE)
Slovakia	01.01.2009	Koruna (SKK)
Slovenia	01.01.2007	Tolar (SIT)
Spania	01.01.1999	Pesetas (ESP)
Tyskland	01.01.1999	Mark (DEM)
Østerrike	01.01.1999	Schilling (ATS)



Norges miljø- og biovitenskapelig universitet
Noregs miljø- og biovitenskapelige universitet
Norwegian University of Life Sciences

Postboks 5003
NO-1432 Ås
Norway