

# **Makroøkonomisk undersøkelse i verdensmarkedet for fersk oppdrettslaks**

Har avstand og valutakurs en innvirkning på Loven om én pris?

Anurathan Kristian Velalakan

**Masteroppgave**



Masteroppgaven er levert for å fullføre graden

**Master i samfunnsøkonomi**

Universitetet i Bergen, Institutt for økonomi

Juni 2021

# Forord

---

Masteroppgaven i samfunnsøkonomi markerer slutten av mitt studium ved Universitet i Bergen. Selv om arbeidet har vært krevende, har det vært en lærerik og interessant prosess. Jeg vil først og fremst rette en stor takk til min veileder Erling Vårdal for ideer, konstruktive tilbakemeldinger og oppmuntring underveis i denne perioden.

Videre vil jeg takke Erlend, Audun og resten av mine medstudenter på Instituttet for Økonomi for fine og innholdsrike år i Bergen. En spesiell takk til Sjur for korrekturlesing og diskusjon undervegs i den avsluttende fasen av oppgaveskrivingen. Til slutt vil jeg også takke familie og kjæreste for god støtte underveis i studieperioden.

# Sammendrag

---

De siste tiårene har det vært en enorm vekst i oppdrettsnæringen for laks, da produksjonen har økt og mer laks omsettes globalt. Dette har skapt større svingninger i eksportpriser. Global handel av laks har ført til mer forskning på om loven om en pris holder for verdensmarkedet. Når dette som tema tas opp, er det særlig fokus på hvordan valutakurser og avstander mellom land påvirker eksportprisene.

I denne oppgaven benytter jeg en *OLS*-modell til å studere om prisendringer, valutakursendringer og avstand (transportkostnader) skaper avvik fra LOP i verdensmarkedet for laks. Spesielt er PTM og ERPT blitt brukt som eksempler på hva som kan skape eller forebygge avvik fra LOP. Med andre ord studerer jeg om variasjoner i priser, valutakurser og store avstander mellom eksportør og importør, bidrar til å skape ulikheter i eksportprisene. Data er hentet fra Statistisk Sentralbyrå, Norges Bank og *DistanceFromTo*, og benyttes til å studere markedet for hel laks og filet av laks.

Jeg finner at en prisendring i referansemarked fører til prisendringer i de andre markedene. Prisene følger de samme langsiktige trender og varierer tilnærmet lik over tid. Videre finner jeg at en appresiering av valutakursen til eksportøren bidrar til å redusere prisen til importøren for sentrale land som Japan og Storbritannia for hel laks, og USA og Sverige for filet av laks. Jeg finner også at lengre avstander mellom handelspartnere bidrar til høyere eksportpriser i markedet for hel laks.

**Nøkkelord:** Internasjonal handel; Oppdrettslaks; Loven om én pris (LOP); Valutakurser; Transportkostnader; Avstand; Grensebarrierer; Frankrike

## Innholdsfortegnelse

<b>1.0 Introduksjon</b> .....	<b>1</b>
<b>2.0 Oppdrettsnæringen</b> .....	<b>3</b>
2.1 Handelsmønsteret for norske eksportører .....	3
<b>3.0 Litteratur</b> .....	<b>8</b>
3.1 Teoretisk litteratur .....	8
3.2 Empirisk litteratur .....	12
3.3 Fersk oppdrettslaks og LOP .....	16
<b>4.0 Data og deskriptiv statistikk</b> .....	<b>21</b>
4.1 Databeskrivelse .....	21
4.2 Sammenligning av eksportpriser og deskriptiv statistikk.....	22
4.3 Sammenligning av valutakursutvikling og deskriptiv statistikk .....	26
<b>5.0 Økonometri</b> .....	<b>30</b>
5.1 Stasjonaritet og autokorrelasjon .....	30
5.2 En modell for estimering av markedsintegrasjon og LOP.....	31
5.3 Metode.....	32
<b>6.0 Resultater</b> .....	<b>35</b>
6.1 Fersk hel laks.....	35
6.2 Fersk filet av laks.....	40
6.3 Fellesestimater for valutakurs og avstand:.....	42
6.4 Alternative metoder og variabler.....	44
<b>7.0 Oppsummering og diskusjon</b> .....	<b>45</b>
<b>Litteraturoversikt</b> .....	<b>48</b>
<b>Appendiks:</b> .....	<b>52</b>
A1.0 En oversikt over land for de ulike produktgruppene og hvordan dataene er hentet.....	52
A1.1 Oversikt over land.....	52
A1.2 Hvordan dataene er hentet ut.....	53
A2.0 Korrelasjon og svingninger mellom eksportprisene.....	54
A2.1 Korrelasjon mellom de avhengige variablene .....	54
A2.2 Prisutvikling for utvalgte land.....	55
A3.0 Resultater fra ADF-test .....	57
A4.0 Resultater fra Newey-West regresjonene: .....	58

## Figurliste

<i>Figur 1: Årlig gjennomsnittlig utvikling i eksportpriser og eksportkvantum til EU i perioden 2002-2020.....</i>	<i>4</i>
<i>Figur 2: Årlig gjennomsnittlig utvikling i eksportpriser og eksportkvantum til USA i perioden 2002-2020.....</i>	<i>5</i>
<i>Figur 3: Årlig gjennomsnittlig utvikling i eksportpriser og eksportkvantum til Japan i perioden 2002-2020.....</i>	<i>6</i>
<i>Figur 4: Samspill mellom to markeder som illustrerer dynamikken i både et ikke-integrert og integrert markedet.....</i>	<i>9</i>
<i>Figur 5: Utvikling i eksportpriser (NOK) av fersk oppdrettslaks for Frankrike, Polen, Sverige og Danmark i perioden 2002-2020.....</i>	<i>23</i>
<i>Figur 6: Utvikling i eksportpriser (NOK) av fersk oppdrettslaks for Frankrike, USA, Japan og Storbritannia i perioden 2002-2020.....</i>	<i>24</i>
<i>Figur 7: Utvikling i eksportpriser (NOK) av fersk oppdrettslaks for Frankrike, Sør-Korea, Singapore og Sveits i perioden 2002-2020.....</i>	<i>25</i>
<i>Figur 8: Utvikling i EUR mot DKK, SEK og KRW i perioden 2002-2020.....</i>	<i>27</i>
<i>Figur 9: Utvikling i EUR mot GBP, USD, og JPY i perioden 2002-2020.....</i>	<i>28</i>
<i>Figur 10: Utvikling i EUR mot CHF, SGD og KRW i perioden 2002-2020.....</i>	<i>29</i>

## Tabelliste

<i>Tabell 1: Estimerte priseffekter på fersk hel laks i land forårsaket av prisendring i Frankrike i perioden 2002-2020.....</i>	<i>35</i>
<i>Tabell 2: Estimerte priseffekter på fersk laks hel i land forårsaket av prisendring i Frankrike og valutakursendring (EUR) i perioden 2002-2020.....</i>	<i>37</i>
<i>Tabell 3: Estimerte priseffekter på fersk laks i land forårsaket av prisendring i Frankrike og valutakursendring (EUR) når avhengig variabel er på prisdifferanseform i perioden 2002-2020.....</i>	<i>37</i>
<i>Tabell 4: Estimerte priseffekter på fersk filet av laks i land forårsaket av prisendring i Frankrike i perioden 2009-2019.....</i>	<i>40</i>
<i>Tabell 5: Estimerte priseffekter på fersk filet av laks i land forårsaket av prisendring i Frankrike og valutakursendring (EUR) i perioden 2009-2019.....</i>	<i>40</i>
<i>Tabell 6: Estimerte priseffekter på fersk filet av laks i land forårsaket av prisendring i Frankrike og valutakursendring (EUR) når avhengig variabel er på prisdifferanseform i perioden 2009-2019.....</i>	<i>40</i>
<i>Tabell 7: Marginale felles koeffisienter for valutakurs og distanse for både hel laks og filet av laks når hele utvalget ses under ett.....</i>	<i>42</i>

## Forkortelser

### Land:

AUT = Østerrike

BEL = Belgia

CZE = Tsjekkia

DAN = Danmark

DEU = Tyskland

ESP = Spania

FRA = Frankrike

FIN = Finland

GBR = Storbritannia

HKG = Hong Kong

ITA = Italia

JPN = Japan

NED = Nederland

POL = Polen

PRT = Portugal

ROK = Sør – Korea

SGP = Singapore

SWE = Sverige

SWI = Sveits

USA = USA

### Valuta:

CHF = Sveitsisk franc

DKK = Danske kroner

EUR = Euro

GBP = Britisk pund

JPY = Japansk yen

KRW = Sør – Koreans won

PLN = Polsk zloty

SEK = Svenske kroner

SGD = Singaporsk dollar

USD = Amerikansk dollar

## 1.0 Introduksjon

Norge står for om lag halvparten av verdens totalproduksjon av atlantisk laks (SSB 2020). Dette skyldes i hovedsak økt produktivitet i næringen forårsaket av teknologiske forbedringer, høy etterspørsel av laks, organisering av kontrakter og avtaler, samt bedre logistikk-løsninger.<sup>1</sup> Videre har innovasjon av diverse lakseprodukter i dagligvarenæringen styrket etterspørselen av laks ytterligere (Asche, Guttormsen og Nielsen 2013). Dette sammen med gode produksjonsforhold langs den norske kysten, har gjennom årene gitt Norge den dominerende posisjonen i verdensmarkedet for oppdrettslaks. Ettersom laksen importeres til hele verden, kan det tenkes at valutakurser og avstand spiller en rolle på eksportprisene til de norske selskapene.

Loven om én pris (LOP) sier at variabler som valutakurs og avstand ikke skal ha en innvirkning på prisene. LOP sier at et gode eller en handlekurv med varer, skal koste det samme i en gitt valuta uavhengig av hvor det omsettes (Goldberg og Knetter 1997). Økonomer har over flere år utforsket validiteten til loven om én pris ved å undersøke om det er mulig å oppnå et marked med perfekt konkurranse (Isard 1977; Richardson 1978; Giovannini 1988; Knetter 1989; 1993; Rogoff 1996). Begrenset informasjon rundt varer som er til salgs, kostnader knyttet til transport, tollregulering, handelsrestriksjoner og lokale forhold i hvert enkelt land har vist seg å kunne påvirke prisene ulikt. Det som er helt klart er at LOP er en viktig faktor å undersøke, når det kommer til internasjonal handel:

*“The law of one price for tradable commodities is an essential ingredient in the body of knowledge known as international economics. Without the imposition of this law, there would not even be the traditional “pure theory” of international trade. Without this law, much of the “monetary theory,” too, would have to be reconstructed” (Officer 1986).*

Ettersom over 90 prosent av Norges produksjon blir eksportert til utlandet, vil LOP være en aktuell problemstilling å undersøke. Holder LOP for laks? Laks har ufullkommenhetene som nevnt ovenfor. Samtidig har studier knyttet til fersk oppdrettslaks indikert at laks fra ulike produsenter og varianter av lakseprodukter globalt er svært substituerbare, noe som antyder at prisene varierer proporsjonalt over tid (Asche et al. 1999; Asche 2001 og Intrafish 2017).

---

<sup>1</sup> Dette inkluderer koordinering (Kvaløy and Tveterås 2008; Olson and Criddle, 2008), kontrakter (Larsen and Asche 2011), og valutakurser (Straume 2014).

For å undersøke forholdene mellom eksportpriser på tvers av land benytter jeg tidsseriedata fra Statistisk sentralbyrå, hentet fra databasen for utenrikshandel. Jeg tar for meg to produkter av laks, henholdsvis hel laks og filet av laks. Utvalget går fra perioden 2002 – 2020 for hel laks og 2009 – 2019 for filet av laks, der dataene som benyttes er oppgitt i månedlige estimater. For å kunne studere effekten av valutakurs og avstand, er data fra Norges Bank og DistanceFromTo<sup>2</sup> benyttet. Oppgaven forsøker å belyse og forklare deler av variasjoner i eksportpriser på hel laks og filet av laks gjennom prissvingninger i et stort marked (Frankrike), valutakursbevegelser og avstand. Dette vil bli gjort ved å se på hvordan en prisendring i Frankrike, endring i valutakurs (euro) og avstand vil påvirke prisene til de utvalgte landene, samt ved å gi en gjennomgang av de relevante teoriene, og noen spesifikke eksempler. Eksemplene vil først og fremst være illustrasjoner av den mulige effekten av prissvingninger, valutakurser og avstand, ettersom en grundigere økonometrisk analyse er nødvendig for å kunne redegjøre for andre faktorer. Jeg vil ikke si så mye om hvordan valutamarkedene fungerer, da disse generelt blir funnet for å være blant de mest effektive markedene i den mer generelle økonomilitteraturen.

Oppgaven er organisert som følger: kapittel 2 gir et innblikk i oppdrettsnæringen og hvordan handelsmønsteret på verdensbasis har utviklet seg gjennom årene. I kapittel 3 gjennomgår jeg sentral litteratur forbundet med LOP, samt argumenter for/imot LOP. Kapittel 4 tar for seg en kort forklaring på database og deskriptiv data forbundet med utvikling i eksportpriser og valutakurser til de sentrale landene i analysen. I kapittel 5 gjennomgår de økonometriske problemene forbundet med analysen og metoden som benyttes for å kunne gjøre analysen. I kapittel 6 presenteres og diskuteres resultatene for de to produktene. Kapittel 7 oppsummerer.

---

<sup>2</sup> DistanceFromTo bruker Geodesic WGS-84 system for å kalkulere avstandene mellom hovedstedene.



## 2.0 Oppdrettsnæringen

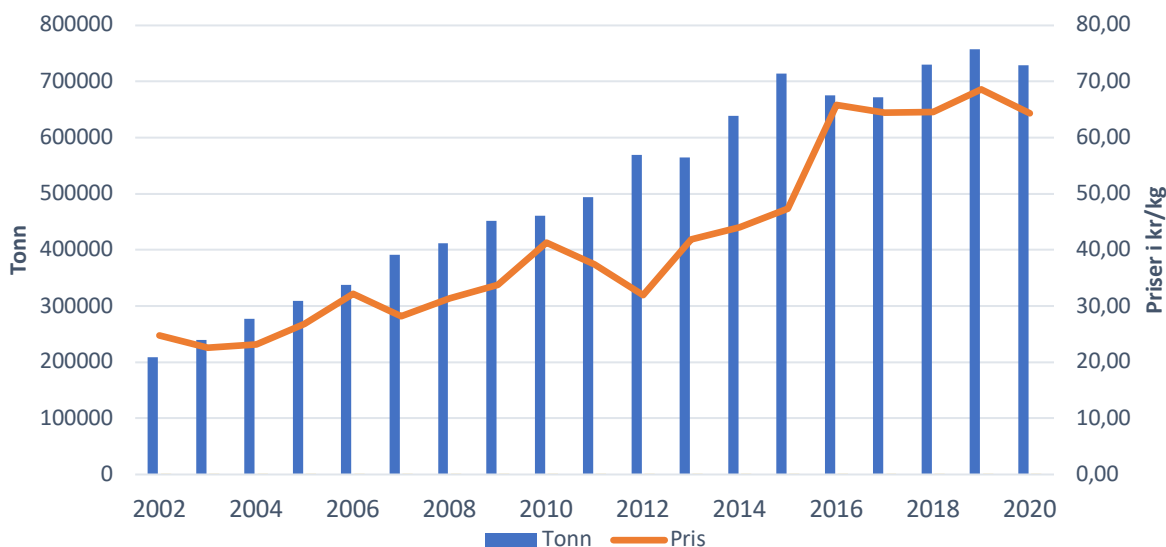
Oppdrettsnæringen i Norge ble startet opp på 1970-tallet. Siden den gang har utviklingen gjennom årene gått fra et forsøksstadium til en forskningsbasert, teknologisk raffinert næring med høy verdiskapning. I 1973 ble oppdrettsnæringen konsesjonsbelagt ved etablering av nye oppdrettsanlegg. Innføring av disse reglene for eierstruktur og lokaliseringer bidro til å gjøre lakseoppdrett til en distriktsnæring som senere skulle føre til en dominerende markedsposisjon i både Europa, Asia (hovedsakelig Japan) og USA (Norges Fiskeri og Kysthistorie u.d).

Eksport av norsk atlantisk laks er en av de mest omsatte lakseartene i markedet og er den nest største eksportnæringen i Norge, hvor laksen eksporteres til over 100 land (Asche og Bjørndal 2011). Dette har ført til at eksport av laks har blitt en av Norges viktigste eksportvarer de siste årene. I 2020 utgjorde eksportverdien for laks om lag 70 milliarder kroner, hvor volumet økte med 2 prosent fra året før. Per i dag består ca. 69 prosent av verdens lakseproduksjon av oppdrettslaks, hvor de største eksportørene av laks er Norge, Canada, Chile og Skottland. De største markedene for konsum av laks er USA, EU, Sør-Amerika og Asia (Mowi 2020). EU er det desidert største eksportmarkedet til Norge, hvor om lag 72 prosent av eksportverdien kommer derfra. EU utgjør Polen det største enkeltmarkedet med Frankrike og Danmark på plassene bak (Sjømatrådet 2021). Polen og Danmark fungerer som et transittland for den norske eksporten, hvor mesteparten av importen deres eksporteres etter videreforedling. I Storbritannia og Frankrike derimot konsumeres enn større del av importen.

### 2.1 Handelsmønsteret for norske eksportører

Norge har siden starten av oppdrettsnæringen vært en av de dominerende aktørene i verdensmarkedet for laks, spesielt i Europa hvor de har møtt lite mostand. Den dominante posisjonen har over tid resultert i flertalls konflikter mellom EU og oppdrettsnæringene i Norge. Hovedproblemet har vært knyttet til hvordan det store tilbudet av fersk laks, har bidratt til å gi ustabile priser over tid. Selv om de norske oppdrettsbedriftene aldri har vært dømt for noen av disse konfliktene, har de blitt påført strenge restriksjoner som «minimum importpriser» for å holde prisene mer stabile (Asche, Bremnes og Wessells 1999). Trass de strenge restriksjonene, har de klart seg bra med en stabil prisvekst og økt eksportmengde over tid.

## Eksport av fersk laks til EU oppgitt i gjennomsnittlige eksportpriser og mengde



Figur 1: Årlig gjennomsnittlig utvikling i eksportpriser og eksportkvantum til EU i perioden 2002-2020 (Statistisk Sentralbyrå 2021).

Derimot er konkurransen i det amerikanske markedet hardere, hvor både Chile og Norge forsyner det amerikanske markedet med en betydelig mengde laks i dag. Før Norge fikk tilgang til markedet, dominerte Chile det amerikanske markedet i flere tiår. Derimot har Chile de siste 15 årene hatt store utfordringer. I 2007 hadde de et alvorlig virusutbrudd som gjorde at den Chilenske oppdrettsnæringen ikke klarte å forsyne det amerikanske markedet (Berge 2014).<sup>3</sup> Utbruddet førte til et fall på 70 prosent av volumet i beholdningen deres (NOU 2019: 18). Etter noen år med redusert produksjon, tok de seg opp igjen i 2010 med stabil vekst de neste 5 årene. I 2016 oppstod det et nytt utbrudd, denne gang et algeutbrudd som stoppet produksjonen og reduserte beholdningen med 20 prosent. Disse problemene har på sikt bidratt til å styrke den norske posisjonen i verdensmarkedet for laks.

Gjennom de siste årene har produksjonen i Chile tatt seg noe opp igjen, hvor de i 2019 hadde sitt høyeste produksjonsnivå noen gang (Mowi 2020). Figur 2 viser at eksportmengden til det amerikanske markedet har vært lav som følge av Chiles etablerte posisjon. Derimot tok norsk laks seg virkelig opp etter 2011, noe som også samsvarer med historien til Chiles produksjonsproblemer.

<sup>3</sup> Infeksiøs Lakseanemi er en alvorlig smittsom virussykdom hos laks (Veterinærinstituttet u.d.)



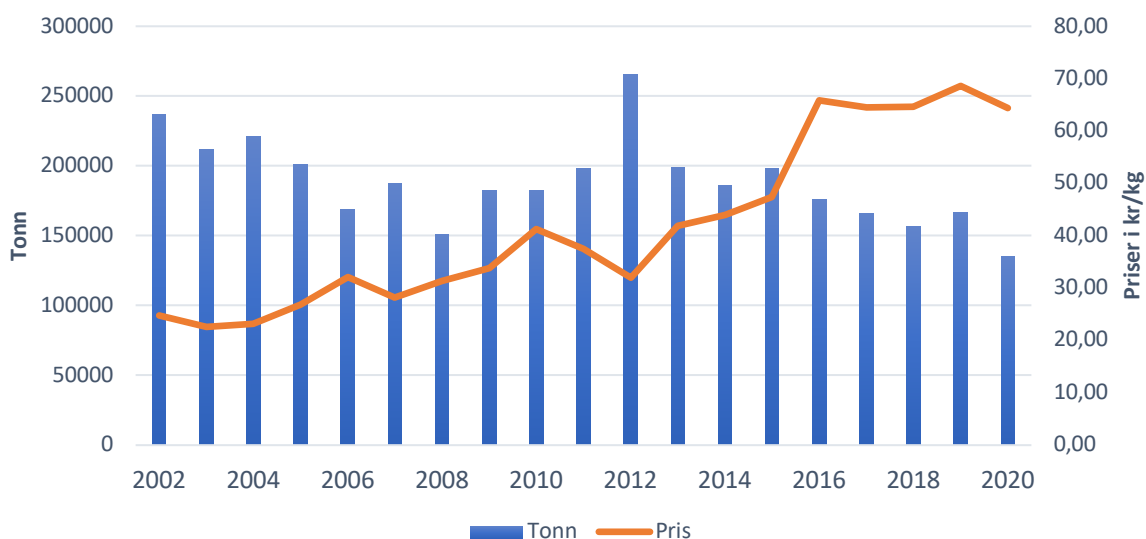
Figur 2: Årlig gjennomsnittlig utvikling i eksportpriser og eksportkvantum til USA i perioden 2002-2020 (Statistisk Sentralbyrå 2021).

Det japanske markedet er det mest diversifiserte laksemarkedene i verden, hvor markedet består av både vill- og oppdrettslaks (Asche et al. 2005). Det er sammen med EU og USA et av de tre store markedene for laks. Før nittitallet besto størsteparten av markedsandelen i Japan av villaks. Etter «Prosjekt Japan<sup>4</sup>» økte eksporten av oppdrettslaks fra et nivå på 400 millioner kroner til 1,8 milliarder kroner over en femårs periode (Olsen 2014). I sterk konkurranse med både aktører fra Europa, Sør og Nord-Amerika, har Norge siden gjennomføringen av prosjektet opprettholdt sin posisjon som den største tilbyderer i dette markedet.

Tollreguleringer har gjort det vanskeligere for norsk bedrifter å konkurrere i det japanske markedet. Dette kan forklare den nedovergående trenden de siste årene (Sjømatråd 2019). Figur 3 viser at eksporten av norsk laks til det japanske markedet har vært jevn. Økt etterspørsel etter laks har bidratt til økte priser, spesielt mellom 2015 og 2016. Årsaker til dette kan være svekkelsen av den norske kronen og en generell høyere vekts (inntektsvekst) i Japan.

<sup>4</sup> 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 (Olsen 2014)

### Eksport av fersk laks til Japan oppgitt i gjennomsnittlige eksportpriser og mengde



Figur 3: Årlig gjennomsnittlig utvikling i eksportpriser og eksportkvantum til Japan i perioden 2002-2020 (Statistisk Sentralbyrå 2021).

Veksten i norsk oppdrett kan kategoriseres i to perioder som skiller seg spesielt ut. Den første store vekstperioden foregikk frem til midten av 1990-tallet. Den veksten kan i hovedsak forklares av reduserte produksjonskostnader som følge av økt produktivitetvekst. Nye innovasjoner innenfor føring, mer effektiv bruk av stordriftsfordeler og økt kompetanse i næringen er noen av faktorene som kan forklare den raske utviklingen (Asche, Guttormsen og Nielsen 2013).

Etter denne ekspansjonen var produktivitetveksten mot slutten av 90-tallet noe lavere i næringen, selv om produksjonen av laks hadde økt. Dette tyder på at det var en etterspørselsvekst frem mot tusenårsskiftet som ikke ble dekt av produksjonen.

Årsaken til dette tar først og fremst utgangspunkt i produktutvikling. Resultatet av dette er nyutviklede lakseprodukter, som igjen appellerer til en større kundemasse (Asche, Guttormsen og Nielsen 2013). Videre i artikkelen ble 90 prosent av det totale laksekvantumet eksportert uforedlet til utlandet. Det impliserer at videreforedlerne over hele verden er en stor del av produksjonsfasen og er viktige bidragsytere for produktutvikling og eksportering av norsk laks.

I de tre hovedmarkedene er prisutviklingen svært like. Grafene har nesten identiske toppunkt og bunnpunkt, noe som gir gode indikasjoner på at prisene er tett korrelerte og tilknyttet til

hverandre. Det gir en indikasjon på at det er sterkt forhold mellom prisene på tvers av land og gir grunnlag for å tro at det finnes en felles pris i markedet for laks.

## 3.0 Litteratur

I dette kapitlet presenteres teori og empiri som er nært tilknyttet hverandre: «*Law of one price*» (LOP), «*Pricing to the market*» (PTM) og «*Exchange rate pass through*» (ERPT). Disse er relevante når en skal diskutere forholdet mellom priser i geografisk separerte markeder.

### 3.1 Teoretisk litteratur

«*Law of one price*» er en lov som sier at et gode eller en handlekurv med varer, skal koste det samme i en gitt valuta uavhengig av hvor godet omsettes. Teorien om LOP bygger på forutsetningene om at all form for handelshindringer, kostnader tilknyttet til distribusjon, transport og videresalg er fraværende. En annen essensiell forutsetning er at produktene som blir omsatt er identiske (Goldberg og Knetter 1997). De uttrykker LOP ved:

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

$p_i$  er prisen på et gode uttrykt i et lands valuta og  $p_i^*$  er prisen på det samme godet uttrykt i et annet lands valuta.  $E$  representerer valutakursen mellom to land og justerer  $p_i^*$ . LOP holder dersom de to uttrykkene er like, som vil si at godet selges for den samme prisen i begge markeder. Et verdensmarked som oppfyller (3.1) for et gode, betyr at markedene er fullstendig markedsintegreerte (Goldberg og Knetter 1997).

Dersom LOP skal være oppfylt, kan det ikke være to ulike priser for ett og samme godet i et åpent marked. Ulike priser gir muligheter for arbitrasje. Arbitrasje gjør at prisene konvergerer til likevektsprisen i markedet (Bannock, Baxter, og Davis 1988). LOP som teori betyr at det er fravær av arbitrasje.

Forutsetningene knyttet til fravær av transportkostnader, handelsrestriksjoner og videresalg av et produkt er urealistisk. Eksempelvis kan transportkostnader og videresalg føre til prisforskjeller mellom to markeder slik at den relative prisforskjellen opprettholdes mellom markedene (Goldberg og Knetter 1997). Vi kan derfor moderere uttrykket for LOP.

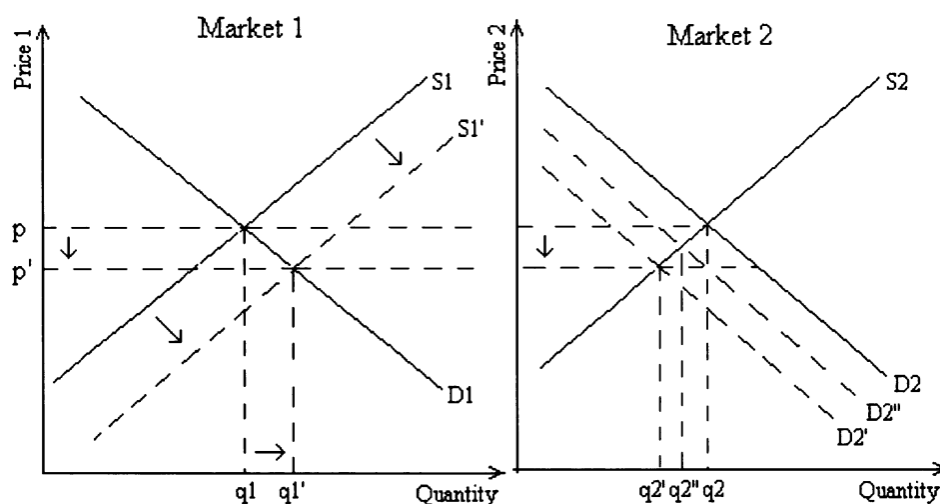
$$(3.2) \quad p_i = \alpha E p_i^*$$

$\alpha$  målt i felles valuta, representerer den relative prisforskjellen for godet  $i$  mellom de to markedene. LOP holder dersom parameteren  $\alpha$  er konstant over tid. Dette gir mening fordi formelen justerer for faktorer som transportkostnader og videresalg. Den relative LOP er mer realistisk framstilt, da den får med hvor komplekst det er å handle over store avstander (Goldberg og Knetter 1997). Som Cournot, referert i Asche og Tveterås (2004), definerte markeder i 1838:

*“It is evident that an article capable of transportation must flow from the market where its value is less to the market where its value is greater, until difference in value, from one market to the other, represents no more than the cost of transportation”.*

For å kunne diskutere mekanismene bak LOP og dynamikken i markeder som er integrerte i ulik grad, kan man bruke modellen for «Samspill mellom markeder» (Asche og Tveterås 2004). Modellens formål er å undersøke hvordan de to markedene tilpasser seg til tre typer markedsformer: (a) fravær av konkurranse i markedet, (b) et marked hvor godet er integrert med perfekte substitusjonseffekter, slik at prisen er konstant, og (c) at konkurranse i markedet er til stede, men med goder som ikke har perfekte substitusjonseffekter.

I modellen omsettes ett identisk gode i to markeder. Den tar utgangspunkt i at både marked 1 og marked 2 er i likevekt, hvor mengden uttrykkes ved  $q_1$  og prisen ved  $p$  (Asche og Tveterås 2004).



Figur 4: Samspill mellom to markeder som illustrerer dynamikken i både et ikke-integrert og integrert markedet (Asche og Tveterås 2004).

Figur 1 illustrere konsekvensene i de tre nevnte scenarioene ved et tilbudssjokk som skifter tilbudskurven  $S1$  til  $S1'$ . Dersom det er (a), fravær av konkurranse vil substitusjonseffekter være fraværende, som vil resultere i at marked 2 vil være upåvirket av tilbudssjokket i marked 1. I marked 1 vil resultatet av skiftet være en lavere pris ( $p$  til  $p'$ ) og en økning i etterspurt mengde fra  $q1$  til  $q1'$ . Hvordan situasjonen utspiller seg avhenger av konkurransen i markedet. Dersom markedene er (b) integrert med perfekt substitusjonseffekter og det i tillegg er fullkommen konkurranse, så vil prisen i marked 2 presses ned til prisen i marked 1. Resultatet av dette vil være at etterspørselskurven i marked 2 vil skifte fra  $D2$  til  $D2'$  og at mengden reduseres fra  $q2$  til  $q2'$ . Den nye likevekten vil tendere mot en likevektspris i markedene, hvor de til slutt vil være integrert med én felles pris, som betyr at LOP gjelder. Dersom (c), konkurranse mellom markedene er til stede, men produktene ikke er perfekte substitutter, vil konsekvensen ligne på utfallet i (b). I dette tilfellet vil marked 2 påvirkes av tilbudssjokket, men fallet i prisen vil ikke være i like stor grad. Dette illustreres i form av et skift i etterspørselskurven fra  $D2$  til  $D2''$ . Den nye prisen i marked 2 vil være der hvor  $S2$  krysser  $D2''$  og etterspurt mengde vil være i  $q2''$ .

Det er naturlig å tro at markedene som regel er integrert til en viss grad, men når vi studerer samspillet mellom markeder ser vi at graden av integrasjon vil ha mye å si på utfallet. Modellen for «Samspill mellom markeder» viser hvorfor det kan være nyttig å moderer LOP, slik vi gjorde i (3.2), for å justere for faktorer som kan være vanskelig å observere. Modellen viser også at dersom vi ikke befinner oss i en situasjon (b), kan det legges til rette for strategisk atferd hos eksportører ved å prise forskjellig i ulike markeder.

Dersom en eksportør kan redusere (øke) eksportprisen når importørers valuta depresierer (appresierer), for å ta ut profitt, kalles det *pricing to the market* (PTM). Dette er eksportørens evne til å tilpasse sine priser til ulike markeder for å utnytte internasjonale prisforskjeller. Eksportøren kan redusere eller øke eksportprisen når importørers valuta depresierer eller appresierer. På denne måten kan de prisdiskriminere. En viktig forutsetning for PTM er altså at markedet er ufullkomment og segmentert (Krugman 1986). Et marked der eksportøren benytter PTM, betyr at LOP ikke er oppfylt (Krugman 1986; Sarno og Taylor 2002).

PTM er med på å forklare hvordan svingninger i valutakurser påvirker prisen på goder som for eksempel laks. Det kan tenkes at PTM vil være til stede i markedet for laks, fordi vi vet at laks blir omsatt til ulike destinasjoner. Valutakursendringer i ulike markeder skaper usikkerhet og



muligheter for prisendringer. Endringene i valutakurs er heller ikke antatt å ha øyeblikkelig effekt. PTM er også med på å stille spørsmål om hvem som tar støytten for en eventuell valutakursendring.

Dersom det oppstår en valutakursendring i eksportlandet og endringen slår ut i importørens pris i egen valuta kalles det *exchange rate pass through* (ERPT). Goldberg og Knetter (1997) definerer ERPT som den prosentvise endringen i importpris ved en prosentvis endring i valutakursen mellom et eksportland og importland. Teorien bygger på to forhold: (a) at det er kontant marginalkostnader og (b) at prispåslag bedriftene setter i markedet er over kostnadene.<sup>5</sup> Tilbud- og etterspørselastisiteten avgjør i hvor stor grad en endring i valutakurs overføres til importør.<sup>6</sup> Dette gjør at forholdet mellom LOP og ERPT er uklart. Teorien er sentral for å kunne undersøke om loven om én pris kan holde for oppdrettslaks, fordi den kan fortelle oss om valutakursendring er en årsak til at laks prises ulikt til forskjellige markeder.

Om det er mer enn et eksportland av et produkt, vil valutakursendringer påvirke konkurransevnen til aktørene og dermed handlemønstrene i ethvert importmarked. Det vil si at aktører vil foretrekke å tilpasse seg i markeder som er mindre uforutsigbare og ligger i nærområdet. På samme måte, hvis det er mer enn ett importmarked, kan valutakursendringer mellom importørene gjøre markedet mer eller mindre attraktivt for enhver eksportør, og igjen påvirke handlemønstrene. Følgelig kan valutakursendringer for et høyt omsatt produkt som eksempelvis laks, ha innvirkning på inntjening og utgifter, samt handels- og forbruksmønstre hos de involverte aktørene.

Jayant Menon (1995) tok i bruk etterspørsels- og tilbudselastisiteter for å utlede forholdet mellom valutakurser og priser på varer.

$$(3.2) \quad \frac{\frac{dPD}{PD}}{\frac{dER}{ER}} = \left(1 - \frac{ED}{ES}\right)^{-1}$$

---

<sup>5</sup> Ifølge lærebøker for perfekte markeder er prispåslag over marginale kostnader lik null (Rosen, Gayer og Civian 2014).

<sup>6</sup> En vis form for elastisk etterspørsel hos import vil resultere i en *ufullstendig* ERPT, mens en uelastisk etterspørsel vil resultere i en fullstendig ERPT, hvor hele valutakursendringen overføres i importør.

(3.2) viser at hele valutakursendringen ikke overføres til importprisen dersom tilbudet eller etterspørselen ikke er perfekt elastisk, en såkalt ufullstendig ERPT. Derimot vil hele effektene av en valutakursendring lempes over på importprisen dersom etterspørsel eller tilbudet er perfekt uelastisk, også referert til som fullstendig ERPT (Menon 1995).

Prisen skal ifølge teorien om ERPT endre seg proporsjonalt med valutakursendringer, men ifølge empiriske analyser stemmer ikke dette. Dette betyr at det finnes flere forhold som påvirker importprisen og at svingninger i valutakurs ikke står for effekten alene.<sup>7</sup> Noe som resulterer i en ufullstendig ERPT. Et forhold er hvor stor markedsposisjon et selskap holder ved en valutadepresiering. I noen tilfeller kan selskapet velge å absorbere deler av valutadepresieringen for å forhindre at kunden sitter igjen med hele effekten alene. En annen faktor kan være konkurransen eksportørene møter i det globale markedet. Hvis importørs valuta depresierer mot eksportørs valuta, vil det resultere i at importprisen øker. I et marked med høy konkurransen vil det resultere i et fall i eksportprisen for å motvirke deler av valutakursendringene.

### 3.2 Empirisk litteratur

LOP forutsetter en enkel verden, og har av den grunn variert støtte. Som teori er den enkel å kritisere. I dette delkapittelet skal en mer empirisk diskusjon gjøre oss i stand til å forstå hvorvidt LOP holder på generelt grunnlag. I denne delen skal det vises til relevant litteratur som taler for og imot LOP.

Avvik fra LOP har ikke blitt redusert i noe særlig grad de siste århundrene tross lavere transportkostnader, reduserte handelsbarrierer, kriger og færre sykdomsutbrudd. Froot et al. (2019) undersøkte hvordan de årlige prisene på syv råvarer i henholdsvis Storbritannia og Nederland utviklet seg gjennom de siste 700 årene. Dette forklarer de med at til tross for omfattende to-veis handel, har råvaremarkedet i Nederland og Storbritannia aldri vært fullt integrerte. Ved å vise til avvik fra LOP over lang tid, konkluderer de med at det er fremtredende bevis for at det er arbitrasje i varemarkedet og at markedet den dag i dag ikke er perfekt. Dersom det finnes arbitrasje i et marked, kan ikke LOP holde.

---

<sup>7</sup> Variasjoner i avstand, transportkostnader og reguleringer i hvert enkelt land kunne ha innvirkning på prisen (Asche 2001), samt forhold som sesongvariasjoner og et mer globalisert verdensmarked med salgskontrakter. De største faktorene er lus og sykdommer forbundet med produksjonen, som skaper multiplikatoreffekter i de nevnte faktorene (Mowi 2020).

Siden 1950 har det blitt gjennomført studier om hvorvidt *LOP* holder i praksis og hva som kan gjøre at det oppstår avvik fra *LOP*. Resultatene har variert. De fleste studier legger frem bevis for at homogene goder blir omsatt til ulike priser til forskjellige markeder (Engel og Rogers 1996), men det er også studier som kan indikere at *LOP* holder (Rogoff 1996; Asche et al. 1999). Det er som diskutert i kapittel 3.1 mange faktorer som spiller inn på prissetting i ulike markeder.

Avstand kan være en faktor som kan skape avvik fra *LOP* på varer som omsettes både innlands og på tvers av landegrenser. Det kan skyldes transportkostnader, konkurranse i markedet og logistikkproblemer. Engel og Rogers (1996) undersøkte *LOP* for 14 varekategorier. Landene de brukte i undersøkelsen var USA og Canada, to land som grenser til hverandre. Resultatet viser at avstanden mellom byer (innad land) forklarer variasjoner i priser mellom homogene goder. Det viser seg at goder solgt i markeder som ligger nærme hverandre har relative jevnere priser enn i markeder som ligger langt ifra hverandre. Spesielt er variasjonene mellom priser høyere for to byer lokalisert i forskjellige land kontra byer i et og samme land, dette som følge av blant annet transportkostnader og variasjoner i valutakurs.

Konkurransen i markedene gjør at aktører selger godet til ulike priser i ulike markeder. Internasjonal handel kan foregå over store avstander. Større avstander mellom byer, viser seg å gi større prisforskjeller, noe som tyder på at konkurransen mellom markedene avgjør pristakernes prisnivå. De legger også frem bevis for at restriksjonene mellom land som toll og avgifter, avgjør hvor store prisvariasjonene er mellom landene. Engel og Rogers (1996) mener altså at det kan være en tilstedeværelse av *PTM*.

Andre problemer forbundet med avstand er logistikkproblemer. Det kreves en betydelig investering å kunne etablere logistikksystemer mot et bestemt marked. Ofte innebærer det å etablere relasjoner med uavhengige tredjeparter, som lastebilselskaper, skip eller flyselskaper. Disse er ofte motvillige til å etablere tjenester, helt til de mener det er tilstrekkelig etterspørsel etter en tjeneste i markedet. Når et nytt marked er åpnet, vil flere eksportbedrifter fra samme eksportland etablere seg i markedet og konkurrere, noe en på sikt antar vil skape relative like priser. De vil også utvikle markedsspesifikk kunnskap, og bygge relasjoner som skaper markedsspesifikk kapital og reduserer transaksjonskostnader (Kvaløy og Tveterås 2008; Olson og Criddle 2008).

Dersom importør eller eksportør får lyst til å bytte markeder, vil det være kostbart ved relative små prisendringer, siden det teoretisk sett vil gi høye justeringskostnader (Protopadakis og Stoll 1986).<sup>8</sup> Dette impliserer at både eksportører og importører vil ha begrenset insentiv til å avvike fra likevektsprisen og opprettholde LOP, siden kostnadene ved å avvike vil bli for høye. Deretter er transportkostnader en funksjon av avstand, men de er også i stor grad en funksjon av de tilgjengelige logistikk- og transportnettverk (Anderson, Asche og Tveterås 2010). Poenget i dette argumentet er at når disse aspektene med logistikk-løsninger er på plass, så tenkes det at kostnadene som kommer av avstand ikke vil ha så mye å si på prisene. Dette kan på sikt resultere i jevnere priser og øke sannsynligheten for at LOP holder.

Det er likevel som nevnt funnet bevis på at varer som omsette ved store avstander, prises forskjellig i ulike markeder. Eterspørselselastisiteter for de fleste goder varierer fra land til land, som tenkes å gi eksportører insentiver for å ta ulike priser i ulike markeder og kan være hovedårsaken til at eksportører prisdiskriminerer (Marston 1990). Eterspørselselastisitet kan som nevnt føre til at importør og eksportør tar en ulik del av regninga ved valutakursendringer. Variasjoner mellom ulike valutakurser har en tendens til å endre seg raskt og de er mer volatile enn innenlandske priser for flere produkter (Goldberg og Knetter 1997). Dette øker sannsynligheten for at valutakursendringer har innvirkning på handelsstrømmene og eksportprisen for en vare. Det kan tenkes at valutakurs og valutakurssvingninger bidrar til å skape en barriere mellom importører og eksportører, siden de er eksogene faktorer som påvirker den forventede eksportprisen til eksportmarkedene. Eksportøren kan velge å ta noe av tapet ved valutakursjusteringen selv, istedenfor å lempe det over på importøren.

Knetter (1989) mener at det foreligger tre essensielle årsaker til at eksportører justerer sine prispåslag når valutakursen til eksportør eller importør, appresierer/depresierer, og dermed tar støyten selv. Den første årsaken er at justeringen foregår i et marked med dominerende aktører (ufullkommen konkurranse). Den andre er at dominerende aktører kompenserer for endringer i valutakurser eller priser for å opprettholde posisjonene sine i et marked (bevarelse av markedsandeler). Den tredje årsaken er at dominerende bedrifter har stordriftsfordeler eller evne til å konkurrere i underskudd som gjør at de priser lavere i en gitt periode (konkurransefortrinn og omstillingskostnader).

---

<sup>8</sup> Kostnader knyttet til logistikkarbeid (skaffe seg kunnskap om nye markeder og lage avtaler med nye handelspartnere) og kostnader for importør ved å forlate et etablert marked i form av null kompensasjon for tidligere investeringer (sunkne kostnader).

Bahmani-Oskooee og Ltaifa (1992) undersøkte effekten av valutakursusikkerhet på samlet eksport til 19 utviklede- og 67 utviklingsland. Valutakurser ble funnet for å være skadelig på eksporten til både velutviklede land og utviklingsland. Imidlertid viser det seg at eksport til velutviklede land er mindre følsom for valutakursrisiko enn utviklingsland. Videre ble det funnet at utviklingsland med fast valutakurs, bundet opp med en «sterk» valuta, var mindre utsatt for risiko enn andre utviklingsland.

I Bove and Saltvedt (2004) blir det langsiktige forholdet mellom valutakurssvingninger og PTM i sjømatnæringen undersøkt når diverse valutakurser benyttes. Ved å teste for diverse transaksjonsvaluta for samme produkt som eksporteres til samme eksportdestinasjoner, kommer de frem til at ERPT variere både på tvers av markeder og innad i markedene til landene. Dette betyr at valg av transaksjonsvalutaer kan avgjøre prissettingen.

Noen transaksjonsvalutaer skiller seg ut. Goldberg og Tille (2016) har dokumentert at euroen i større grad brukes som transaksjonsvaluta for EU og tiltredelsesland.<sup>9</sup> Ito et al. (2010) legger frem en diskusjon for begrenset bruk av yen i transaksjonsfasen for japanske eksportører. De finner at japanske eksportører i større grad bruker LCP<sup>10</sup> til eksport i avanserte økonomier og USD til eksport i Øst-Asia. En mulig årsak til regionale forskjeller i transaksjonsvalutaen for laks kan være at eksportørene tar i bruk en historisk dominerende valutakurs i bestemte markeder. En annen mulig årsak kan være at bedrifter ønsker å sette priser som ikke avviker fra konkurrentene (Fukuda og Ono 2006). Dermed vil sannsynligheten for at flere land velger å eksportere et homogent produkt øke, dersom det er tilstrekkelig mange nok land som velger å eksportere i en felles valuta.

Litteraturen viser til andre faktorer som har innvirkning på prisene i de ulike markedene. I den klassiske gravitasjonsmodellen for verdenshandel konkluderer Linnemann, referert i Miljkovic (1999), at effekten av avstand på handel avhenger av flere faktorer. Tidkostnader og forskjeller i tradisjoner, kultur, lover og språk er noen av disse. Når disse faktorene blir tatt hensyn til, sammen med handelsrestriksjoner, synkroniseringskostnader og tariffen, blir konseptet rundt LOP tvilsomt (Miljkovic 1999).

---

<sup>9</sup> Land som er i transisjonsfasen til å delta i den Europeiske Union.

<sup>10</sup> Local currency pricing er når et eksportland gjennomfører en transaksjon i importørs valuta (Straume 2014).

Avstand spiller en sterk rolle for handel mellom land (Head 2003). Hypotesen er at redusert handel mellom land, kan kunne øke sannsynligheten for LOP ikke holder. Dette i form av at færre aktører i et marked kan bidra til redusert konkurranse for gjenværende aktører. Han presenterer teori for at avstand, i tillegg til transportkostnader, medfører andre type kostnader. Han legger først frem kostnader forbundet med tid, noe som kan relateres til ferskheten til produktet i oppgavens sammenheng. Til større avstanden det er mellom landene, desto lenger frakttid tenkes det å få produktet fra A til B. Dette øker risikoen for transportulykker, noe som øker risikoen for at produktet som leveres blir dårligere.

Forskjeller i tradisjoner, kultur, språk og kommunikasjon kan også skape grensebarrierer. Det kreves reelle ressurser som kan samle inn informasjon om reguleringer, lover og tilpasse produktene i samsvar med importlandets tradisjoner og reguleringer (Anderson et al. 2001). Head (2003) legger frem at det er betydelige kostnader knyttet til kommunikasjon med utlandet, i form av språk og reiser til handelspartnere. Selv om det nå til dags kan løses med teknologiske innovasjoner (internett og telefon). De siste Head legger frem er transaksjonskostnader. Kostnader forbundet med kontrakter, overvåking og handelsmuligheter kan tenkes å øke til større avstanden er mellom partene.

Som vi ser er litteraturen bred, men det er noen ting som går igjen og vil gjøre seg relevant i oppdrettsnæringen. Sammenhengen mellom avstand og PTM ses på som relevant, fordi oppdrettsnæringen er global. Sammenheng mellom ERPT, eksportprisene og hvordan eksportøren utøver sin markedsrett vil være viktig å ha i bakhodet. Sammenheng mellom transaksjonsvaluta og ERPT vil også vise seg å være relevant.

### 3.3 Fersk oppdrettslaks og LOP

Med bakgrunn i den teoretiske og empiriske litteraturen, skal laksenæringen belyses ytterligere. Dette delkapittelet skal gi et grunnlag for å forstå hvorvidt det er sannsynlig for at LOP holder for fersk oppdrettslaks.

For å kunne utføre en undersøkelse om hvorvidt LOP holder, er man nødt til å vite om produktet som studeres er homogent. Laks blir i dag produsert i Canada, Chile, Norge og Storbritannia. Fra et teknologisk synspunkt bør laks være homogent, siden oppdrettsproduksjonen er ganske standardisert over hele verden. Til tross for en standardisert

næring er det fortsatt flere lokale forhold som natur og sykdommer som kan påvirke produksjonen, og dermed skape forskjeller i priser (Asche 2008).

I senere tid er miljøspørsmål et tema som ofte går igjen fra konsumenter, hvor de forventer at et produkt blir produsert på en bærekraftig måte. Ifølge Ortega, Wang og Widmar (2014) er mattrygghet, bruk av antibiotika og miljøvennlig praksis viktige faktorer som påvirker amerikanske forbrukers vilje til å betale for importerte varer, noe som også kan tenkes å være tilfellet for andre importører. For eksempel kan laks fra et bestemt land betraktes som et mer miljøvennlig produkt enn i et annet land. De nevnte faktorene kan bidra til å øke etterspørselen etter laks fra en bestemt destinasjon, som vil øke prisen og dermed skape vedvarende prisforskjeller (Salazar og Dresdner 2020). Dette betyr at det vil finnes eksportører som foretrekkes fremfor andre, noe som igjen kan bety at noen eksportører har mer markedsrett enn andre.

I markedet hvor det er avvik fra LOP tenkes det at dominerende aktører har en betydelig større markedsandel enn andre, som gjør at de kan avvike fra likevektsprisen. Dette kan resultere i at det forekommer PTM i verdensmarkedet for laks. Hvis markedsrett utøves i internasjonale markeder, kan det tenkes å påvirke hvilken valutakurs som blir benyttet i transaksjonsfasen. Derfor, i et konkurransedyktig marked, vil enhver kostnadsendring, inkludert en justering av valutakursen, lempes over på kjøperen.<sup>11</sup> For primærprodukter (for eksempel laks) er det lite som tyder på utnyttelse av markedsrett, noe som en normalt forventer av homogene produkter med flere substitutter (Golberg og Knetter 1997).

Sjømatprodukter faller i stor grad inn under denne kategorien og det er få studier som undersøker hypotesen med hensyn til utøvelse av markedsrett. Et unntak er Steen og Salvanes (1999), som mener at det er få indikasjoner på at markedsrett blir utøvd i verdensmarkedet for fersk laks. De finner at Norge på 1980- og begynnelsen av 1990-tallet kunne utøve markedsrett på kort sikt, men ikke på lang sikt. I et marked hvor de ikke er dominerende aktører til stede, øker sannsynligheten for at det er priskonkurranse i markedet. Følgelig øker også sannsynligheten for at LOP holder og at PTM ikke forekommer.

---

<sup>11</sup> For et selskap eller i dette tilfellet et land som utøver markedsrett, vil en kostnadsendring imidlertid bare delvis videreføres som en prisendring, siden eksportøren også vil justere på eksportkvantumet for å redusere effekten av prisendringene på den totale inntekten (Asche, 2014). Ettersom dette også skjer for valutakursendringer, vil ikke valutakursendringer bli lempet videre når markedsrett utøves. Dette er kjent som ufullstendig ERPT eller Pricing-To-Market (Krugman, 1987; Knetter, 1993).

Hauge og Asche (2010) undersøkte graden av PTM i norsk sjømateksport ved å benytte modellen til Knetter (1989). I studien blir laks undersøkt for tre sentrale laksemarkeder. Resultatene antyder at PTM forekommer for laks når produktet eksporteres til Danmark og Frankrike og at norske eksportører i det franske markedet justerer sine prispåslag i all helhet. Det gjør de for å kompensere for valutakurssvingninger og opprettholde et prisstabilt marked. Det kan komme av at de største eksportprodusentene vil ønske å opprettholde deres markedsandeler i de største importmarkedene, dermed vil kompensasjoner ved svingninger i valutakurs, gi intuitivt mening. I det danske markedet blir kun 50 prosent av valutakurssvingningene justert for. I det japanske markedet viser det seg at fersk laks prises til en relativ høyere pris enn i de to andre markedene, men at valutakurssvingninger ikke hadde noen innvirkninger på eksportprisen. Dermed tenkes det at svingninger i valuta og valutaenheter som benyttes i transaksjonsfasen til en viss grad vil påvirke eksportprisene til de ulike markedene, noe som kan tenkes å utfordre LOP.

Internasjonale handel er med å skape usikkerhet knyttet til valutakurssvingninger, og desto flere valutakurser som benyttes i ulike markeder, til mer øker risikoen til eksportørene. Risiko regnes som tapt profitt ved handel i diverse markeder som følge av forskjellige valutakurser og svingninger. Det antas å skade eksportmarkedet for råvarer. For laksemarkedet sier Kinnucan og Myrland (2002) at valutakurs er den viktigste enkelt variablene for å kunne bestemme handelsstrømmer for laks. De viser indikasjoner på at lakseprisen er mer følsom overfor svingninger i valutakurser enn for endringer i markedsføringsavgifter, förkvoter, transportkostnader og andre faktorer. Studien til Xie, Kinnucan og Myrland (2008) undersøker effekten tilbudsvekst og valutakurssvingninger på prissettingen i oppdrettsmarkedet. Resultatene viser at det er indikasjoner for ufullstendige ERPT for Storbritannia og Chile, men fullstendig ERPT for Norge. Det betyr at Storbritannia og Chile må bære en del av valutakursomstillingene til landene de eksporterer til, mens Norge ikke gjøre det. Forfatterne mener at dette forekommer gjennom den norske kronens posisjon i valutamarkedet og markedsmakten oppdrettsnæringen har i verdensmarkedet for laks. De har også flere ulike kontrollmekanismer innenfor næringen som gjør at de kan tilpasse tilbudet av laks til enhver tid og på den måten kontrollere for markedsforholdene.

I oppdrettsnæringen viser det seg at visse typer valutakurser foretrekkes fremfor andre og de i stor grad påvirker eksportprisene til de ulike markedene. Det tenkes at en valuta som er utbredt over hele verden vil gjøre det enklere å opprettholde LOP. Norsk laks eksporteres globalt, hvor



noen marked er mer betydningsfulle enn andre, som igjen vil kunne påvirke valget av transaksjonsvalutaen. Omtrent 50% av produksjonskvantumet i Norge blir eksportert til EU, hvor Frankrike er det største enkeltmarkedet. I tillegg til dette opplever næringen stor vekst i Øst-Europa, samtidig som det asiatiske markedet alltid har vært viktig (Straume 2014).

Straume (2014) viser at euro er den dominerende valutakursen for fersk laks. Den blir brukt i 48% av alle observerte transaksjoner, som tilsier 56% av det totale eksportvolumet over perioden 2003-2009. Den amerikanske dollaren (USD) er den nest mest brukte valutaen (12% av eksportvolumet), mens den norske kronen kommer på tredjeplass (20% av eksportvolumet). Ti år senere kan det tenkes at disse valutakursene har blitt mer dominante i transaksjonsfasen. Dersom dette er tilfellet, kan de bidra til å øke sannsynligheten for et integrert verdensmarked for laks. Jo færre valutakurser som benyttes i markedet, desto mer tenkes det å redusere valutakursusikkerheten, noe som øker sannsynligheten for at LOP holder.

I markedet for laks, til tross forskjeller i avstander og restriksjoner, viser det seg at norske eksportører anser det amerikanske, EU og det japanske markedet som fullt integrerte. Asche (2001) begrunner dette ved å undersøke om restriksjoner pålagt av USA på norsk atlantisk laks hadde noe effekt på prisene i det amerikanske markedet. Resultatene viser at LOP holder og verdensmarkedet for oppdrettslaks er integrert, noe som gjør det vanskelig for eksportører å prise etter markedet de eksporterer til.

Asche et al. (1999) undersøkte om verdensmarkedet for laks er integrert ved hjelp av Johansen (1990;1991) kointegrasjonstest hvor prisene til fem laksearter ble tatt i bruk. De framla bevis for at LOP holder og at fersk norsk atlantisk laks konkurrerer med eksempelvis frossen villaks fra USA. Dessuten har det blitt lagt frem bevis for at oppdrettetlaks (farmed coho) og laksørret (salmon trout) konkurrerer med vill rød laks (wild sockeye), som indikerer på at norsk og skotsk laks er nære substitutter i Frankrike (Asche, Jaffry og Hartmann 2007).

I løpet av de siste årene har det blitt vist at fire forskjellige produktformer av chilensk laks har en felles prisfastsettelsesprosess, som også er tilfelle med norsk laks (Asche, Sikveland og Zhang 2018). Generelt indikerer disse resultatene at laks fra forskjellige produsenter og av forskjellige produktformer globalt er substituerbare, og at loven om én pris (LOP) holder i de fleste tilfeller, noe som betyr at prisene variere proporsjonalt over tid.

Frank Asche, Andreea Cojucaru og Hans-Martin Straume bekrefter også at chilensk laks, fersk og frossen, hel og fillet, er en del av det globale laksemarkedet, sammen med den norske laksen. Sjømatrådet har gjort lignende analyser på markedet for fersk filet og fersk hel laks i henholdsvis Europa og USA som indikerer at markedene er tilnærmet perfekt integrerte (Intrafish 2017).

Kort oppsummert er det indikasjoner fra empirisk litteratur at laks er et homogent gode og tenkes å være substituerbart over hele verden. Faktorer som avstander og restriksjoner virker å ha liten innvirkning på lakseprisene. Litteraturen viser også til at det er en sammenheng mellom ERPT, transaksjonsvalutaer og eksportprisene, noe som kan forårsake endringer. Videre er det indikasjoner på at markedsrett, på lang sikt, ikke er vedvarende. Det tenkes at handel i et fåtall valutakurser vil kunne bidra til å opprettholde LOP.

## 4.0 Data og deskriptiv statistikk

I dette kapittel presenteres hvilke databaser som er benyttet til å gjennomføre studien og kildene til disse. Deretter presenteres en deskriptiv statistikk om eksportprisene og valutakurser i et bestemt utvalg av land. Her presenteres og studeres korrelasjoner mellom eksportpriser og hvordan disse har variert med valutakurssvingninger.

### 4.1 Databeskrivelse

Datasettet tatt i bruk er transaksjoner på all norsk eksport av fersk hel laks og laksefilet, hentet fra Statistisk sentralbyrå.<sup>12</sup> Prisen er oppgitt i månedlige eksportpriser (NOK/kg) for både hel laks (HS-koder 03021411 og 03021201) og laksefilet (HS-koder 03044100, 03041911 og 03041011). Heretter blir hel laks benevnt som laks og laksefilet som filet. Dataen er rapportert via tollvesenet for hver enkelt eksporttransaksjon, hvor det for laks er hentet ut månedlige data i perioden 2002-2020 og for fileten mellom perioden 2009-2019. Det totale antallet på rapporterte transaksjoner for laks er 4560 og 1965 for fileten. Kiloprisen til de ulike produktene er beregnet ved å dividere eksportverdi på eksportkvantum. Det benyttes månedlige data for å fange opp effekten av sesongvariasjoner på pris og eksportert kvantum, forårsaket av tilbud og etterspørsel. Eksportverdien er definert som FOB-priser («Free on board») og er da verdien på eksportkvantumet når sendingen passerer den norske grensen. Variabler som toll, merverdi og andre kostnader er ikke inkludert i verdien. Derimot er kostnader knyttet til transport inkludert i prisen.

I regresjonsanalysen blir det tatt i bruk data fra 20 eksportdestinasjoner for laks og 15 land for fileten, hvor fleste av disse blir sett på som de viktigste eksportdestinasjonene i verden. Noen land er blitt inkludert som følge av tilgang på data og at de har en annen valutakurs en referanselandet. Ved å inkludere land som importerer store mengder laks, forbedres nøyaktigheten tilknyttet kiloprisen, som danner grunnlag for et godt vurderingsgrunnlag. I denne analysen har det vært fokus på å oppnå et balansert datasett,<sup>13</sup> noe som har medført til at viktige eksportdestinasjoner som Russland, Ukraina, Litauen, og Latvia er blitt utelatt. Faktorer som valutakurser og reguleringer er noen av årsakene til at de ikke blir inkludert. Eksempelvis

---

<sup>12</sup> En oversikt over landene som benyttes for hvert produkt er oppgitt i appendiks A1.

<sup>13</sup> Et balansert datasett er et sett som inneholder alle elementene som er observert i alle tidsrammer. Det vil si at alle landene som er inkludert i datasettet har observasjoner på eksportpriser og valutakurser i alle tidsperiodene i analysen.

innførte ikke Latvia og Litauen euro før i 2014 og 2015, og Russland innførte strenge restriksjoner i både 2006 og 2014.

Andre viktige variabler som er inkludert er valutakurser for hvert enkelt land og avstand mellom referanselandet og de andre landene. Valutakursene er hentet fra Norges Bank (2021) og er oppgitt i nominelle månedsgjennomsnitt. Videre er avstanden mellom landene oppgitt i kilometer (KM) i luftlinje, hvor Paris vil være startpunktet på reisen (DistanceFromTo 2021).

## 4.2 Deskriptiv statistikk for eksportpriser

I dette delkapittelet tar jeg for meg hvordan eksportprisene til noen av de største og minste importlandene har utviklet seg fra 2002 til 2020 i markedet for fersk laks.<sup>14</sup> Det har blitt satt opp bestemte kombinasjoner for å kunne trekke frem relevante faktorer som tenkes å skape prissvingninger, der avstand vil være i fokus. Frankrike er blitt valgt som referansepunkt opp mot de andre landene, siden de er det enkeltmarkedet som importerer størst kvantum av fersk laks (Straume 2014; Statistisk Sentralbyrå 2021). Det har blitt valgt å indeksere eksportprisene til 100 NOK/kg i 2002M1. Dette for å gjøre det enklere å kunne sammenligne utviklingen i prisene. Dette gjøres for å kunne undersøke hvor stor rolle euro spiller inn på prisene til de andre landene i utvalget. En annen årsake til at jeg valgte å undersøke disse landene er at alle har ulike valutakurser og avstander mellom seg.

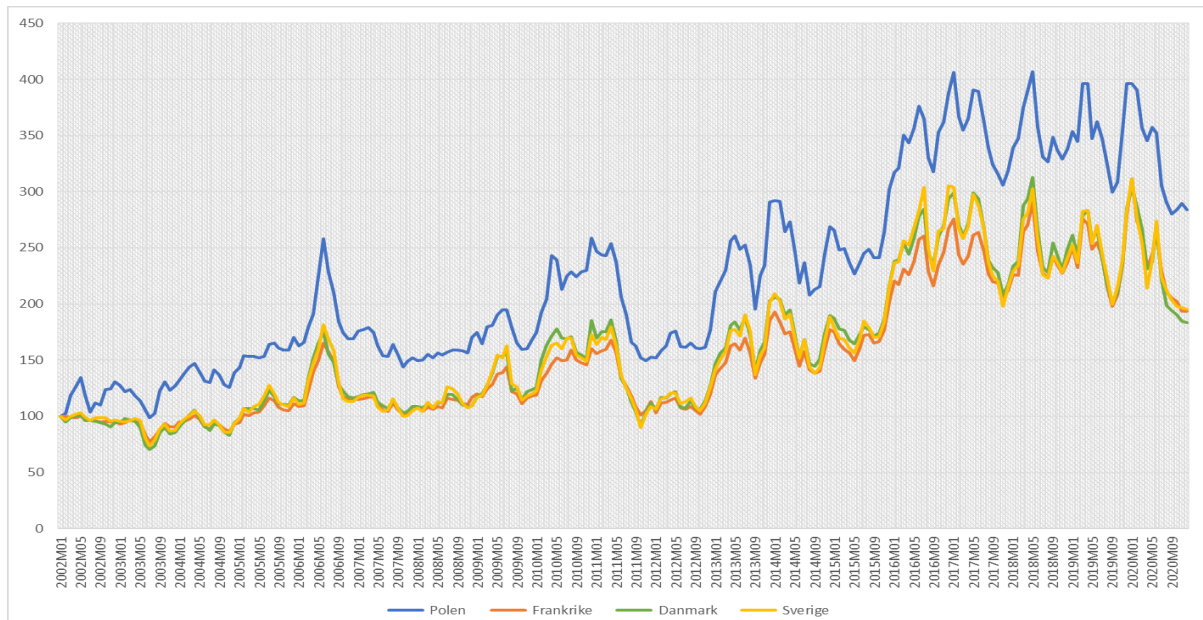
For å kunne vise og sammenligne ulike karakteristikk i markedene, har jeg satt opp ulike landkombinasjoner. Landkombinasjon 1 består av Frankrike, Polen, Danmark og Sverige. Dette er land som har ulike valutakurser, men ligger på samme kontinent med relative korte avstander. De er også medlem av EU, som er det største eksportmarkedet til Norge. Landkombinasjon 2 består av Frankrike, USA, Japan og Storbritannia. Disse landene har også ulike valutakurser, men har store avstandsforskjeller mellom hverandre. Dessuten er både Japan og USA de største importørene av fersk laks, foruten om EU. Den tredje landkombinasjonen består av Frankrike, Sveits, Sør-Korea og Singapore. Disse er blitt satt sammen for å kunne undersøke hvordan mindre aktører med ulike valutakurser blir påvirket av både pris- og valutakurs-endringer. Det er ønskelig å finne ut om de i det hele tatt blir påvirket. Videre er også andre europeiske land inkludert i analysen.

---

<sup>14</sup> Deskriptiv statistikk på filet av fersk laks er ikke blitt inkludert i oppgavene, siden mye av svingningene er tett tilknyttet markedet for fersk hel laks.

For å måle avstandene mellom landene tas det utgangspunkt i antall kilometere i luftlinje mellom hovedstedene. I landkombinasjon 1 er avstanden mellom Paris og Warszawa i luftlinje på 1371 km, mens avstandene til Stockholm og København er på henholdsvis 1544 km og 1027 km. Med det tenker jeg at det kan være interessant å ta utgangspunkt i disse landene for å teste om loven om én pris gjelder, på grunn av nærheten de har til hverandre. Ifølge Engel og Rogers (1996) skal kortere avstander redusere sannsynligheten for ulike priser og redusere graden av PTM.

I figur 5 viser prismønsteret for alle landene at den hovedsakelig er den samme, hvor de svinger tilnærmet likt. Derimot er prisøkningene i eksportprisene mellom Polen og de andre landene veldig forskjellig, hvor Polen gjennom hele perioden har hatt det høyeste relative prisnivået. Det skal sies at resultatet påvirkes av basismåned (januar) i 2002 og utviklingen reflekterer enn høyere prisutvikling og volatilitet i Polen enn i de andre landene. En kan også se at Frankrike, Sverige og Danmarks prisnivåer svinger tilnærmet likt og at de neste ligger oppå hverandre. Det som er spesielt verdt å legge merke til er at Danmarks og Sveriges grafer nesten er identiske med Frankrikes, noe som viser at prisene nesten er identiske i disse landene. De korrelerer med henholdsvis 0,993 og 0,992. Frankrike og Polen har derimot noe lavere korrelasjonskoeffisient på henholdsvis 0,99, hvor også prisene er noe lavere i Polen enn Frankrike.<sup>15</sup>

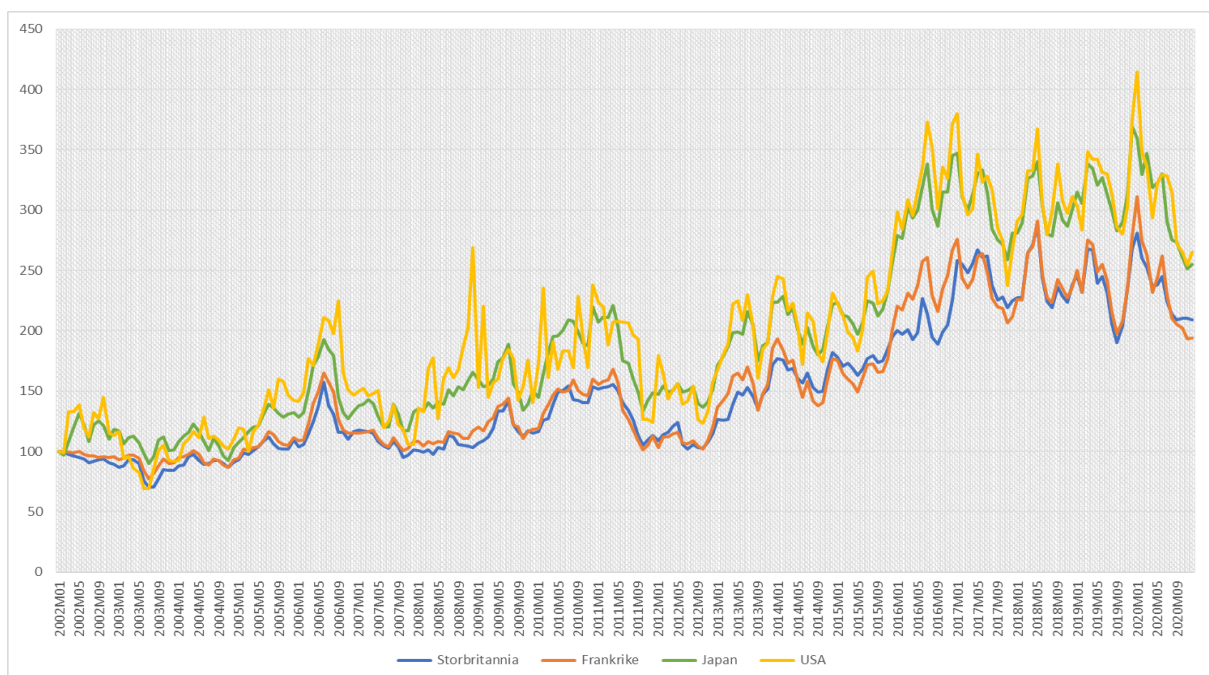


Figur 5: Utvikling av eksportpriser av fersk oppdrettslaks (NOK) for Frankrike, Polen, Sverige og Danmark. Prisserien er indeksert til 100 i år 2002.

<sup>15</sup> Prisutvikling uten indeksering lagt ved i A1.2.

Mye av disse svingningene kan relateres til de finansielle sjokkene som har oppstått gjennom de siste tiårene, men også uforutsette ting i oppdrettsnæringen. I 2006 for eksempel, stiger prisene til alle landene fra februar til juli, før de brått faller igjen i løpet av en kort periode. Noe av dette kan forklares av at over én millioner laks rømte som følge av uvær (Laksefakta 2021). Det siste tiåret har prisene mer enn doblet seg siden 2010, fra 30 kroner per kilo den første uken i 2010 til rundt 78 kroner første uken i 2020, noe også de indekserte prismønstrene forteller oss. Hvis en går mer i dybden kan en se at Polens eksportpris er en god del mer volatil enn de andre landenes eksportpriser. Dessuten kan andre faktorer som påvirker prissvingningene forklares ved at Danmark, Sverige og Polen er medlem i EU, og derfor kan reguleringer og tariffen ha en innvirkning på prisene.

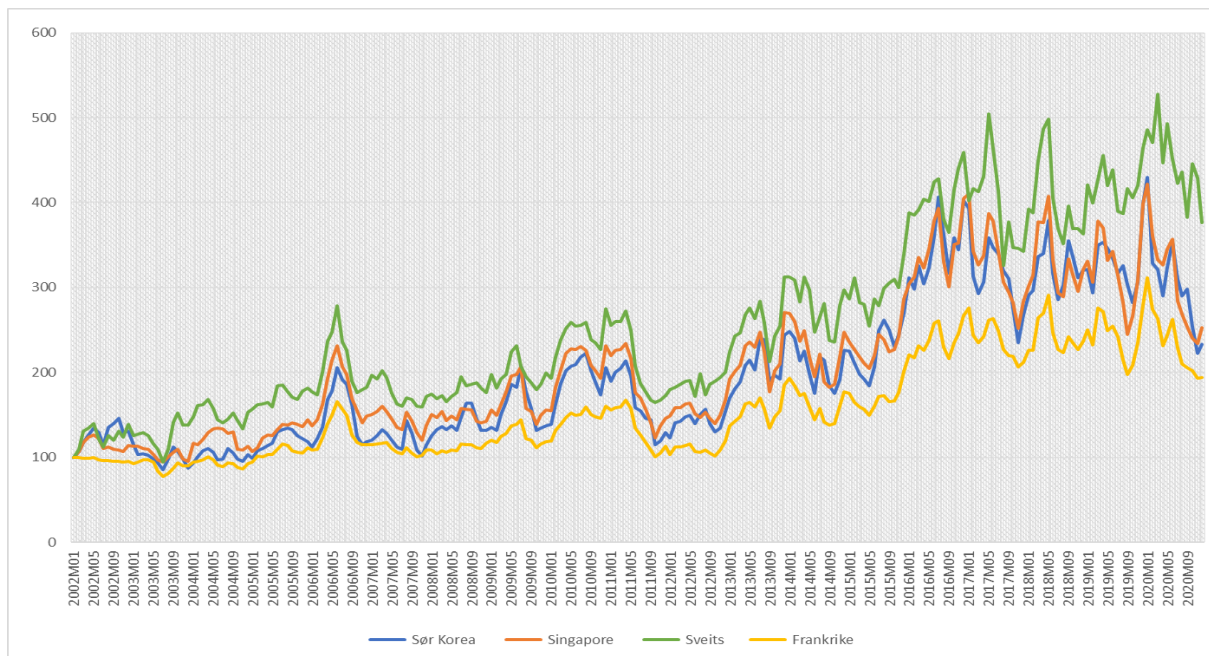
Figur 6 tar for seg utviklingen i laksepriser for USA, Storbritannia, Japan og Frankrike. I dette diagrammet får vi sett hvor volatile prisene i 3 forskjellige verdensdeler er, samtidig som det er 4 ulike valutakurser involvert. Det er tydelig at prisene i USA og Japan er mer volatile og høyere i motsetning til Storbritannia og Frankrike. Det er spesielt én topp som skiller seg ut i mengden, nemlig USAs toppnotering i slutten av 2008. Årsaken til dette var virusutbruddet i den chilenske oppdrettsnæringen, hvor Chile ikke klarte å supplere det amerikanske markedet med laks. Konsekvensen av dette var at USA måtte importere en større mengde fersk laks fra Norge som kan ha bidratt til å drive opp den norske eksportprisen til USA. Foruten om dette svinger Japans og USAs priser svært likt, med en korrelasjon på 0.9708.



Figur 6: Utvikling av eksportpriser av fersk oppdrettslaks (NOK) for Frankrike, USA, Japan og Storbritannia. Prisserien er indeksert til 100 i år 2002. Prisserien er indeksert til 100 med basisår i 2002.

I motsetning til USA og Japans prismønstre, følger prisene i Frankrike og Storbritannia hverandre i større grad, med en korrelasjon på 0,9843. Begge har enkelte år hvor de bytter på å ha høyest pris, men Frankrike har totalt sett et høyere prisnivå gjennom perioden enn Storbritannia med større svingninger i pris. Tross avstanden mellom Paris og Tokyo (9714.68 km) er korrelasjonskoeffisienten mellom landene på 0,9911, mens Washington DC og Paris (6164.60 km) har en noe lavere korrelasjon på 0,9659.

Figur 7 tar for seg utviklingen i laksepriser mellom Sør-Korea, Singapore, Sveits og Frankrike. I dette diagrammet får vi sett hvor volatile prisene i 3 mindre land er, samtidig som landene har ulike valutakurser. Det er tydelig at prisene i Sør-Korea og Singapore er korrelerte (0,98), noe som også virker fornuftig med tanke på avstanden til disse. De er også korrelerte med Frankrikes priser. Sør-Korea har en korrelasjonskoeffisient med Frankrike på 0,979, mens Singapore sine priser har en korrelasjon på 0,986. Avstanden mellom Frankrike og de asiatiske landene er på henholdsvis 8966,56 km til Seoul (Sør-Korea) og 10736,59 km til Singapore. Her vil en variabel for avstand kunne påvirke prisene, siden store avstander indikerer høyere transportkostnader.



Figur 7: Utvikling av eksportpriser av fersk oppdrettslaks (NOK) for Frankrike, Sør-Korea, Singapore og Sveits. Priserien er indeksert til 100 med basisår i 2002.

Prisforskjellene mellom Frankrike og Sveits er store, noe som ses på som uvanlig med tanke på avstanden mellom disse landene. Normalt sett burde prisene mellom disse være tilnærmet lik når en sammenligner Frankrike med andre naboland. Her tenkes det at valutakursene har en

innvirkning i prisene, noe som jeg kommer tilbake til i neste delkapittel. Derimot er korrelasjonen mellom prisene svært høy (0,9766). Prisene svinger også en god del mer enn de andre prisene i utvalget.

Selv om avstandene er store mellom flere av landene, svinger prisene tilnærmet likt, noe som kan tyde på et integrert verdensmarked for fersk laks. Dette samsvarer med teorien til Asche (2001), hvor han også finner at prisene på lang sikt følger mye av de samme trendene og mønstrene.

### 4.3 Deskriptiv statistikk for valutakursutvikling

Som diskutert i forrige delkapittel studeres noen av de største importørene av fersk laks. Spesielt er EU, Japan og USA viktige for norske eksportører. Det betyr at valutakursene mellom disse importørene, og hvordan de utvikler seg i forhold til hverandre, sannsynligvis vil være det viktigste aspektet når det kommer til det å undersøke effekten av valutakurser i verdensmarkedet for fersk laks. Dette er fordi utviklingen i deres valutakurser, i forhold til hverandre, vil påvirke den endelige prisen til de ulike destinasjonen for laksemarkedet. Det tenkes at valutakursendringer kan påvirke handel gjennom to aspekter: endringer i eksportpriser og eksportkvantum, hvor førstnevnte er i fokus i denne oppgaven.

Med utgangspunkt i dette vil delkapittelet presentere kursutviklingen for euro i forhold til danske kroner, polske zloty, japansk yen, amerikansk dollar, britisk pund, sør-koreansk won, singaporsk dollar, sveitsisk franc og svenske kroner for perioden 2002 til 2020. Data på valutakursene er hentet fra Norges bank (2021), hvor kursen er oppgitt i antall enheter euro som må til for å skaffe seg én enhet av importørs valuta. Deretter har jeg dividert NOK/EUR på NOK/X, hvor X er landet som studeres. Kursene er indekserte<sup>16</sup> for å kunne gjøre det enklere å observer endringene. Et fall i grafene betyr i denne sammenhengen en depresiering av euroen.

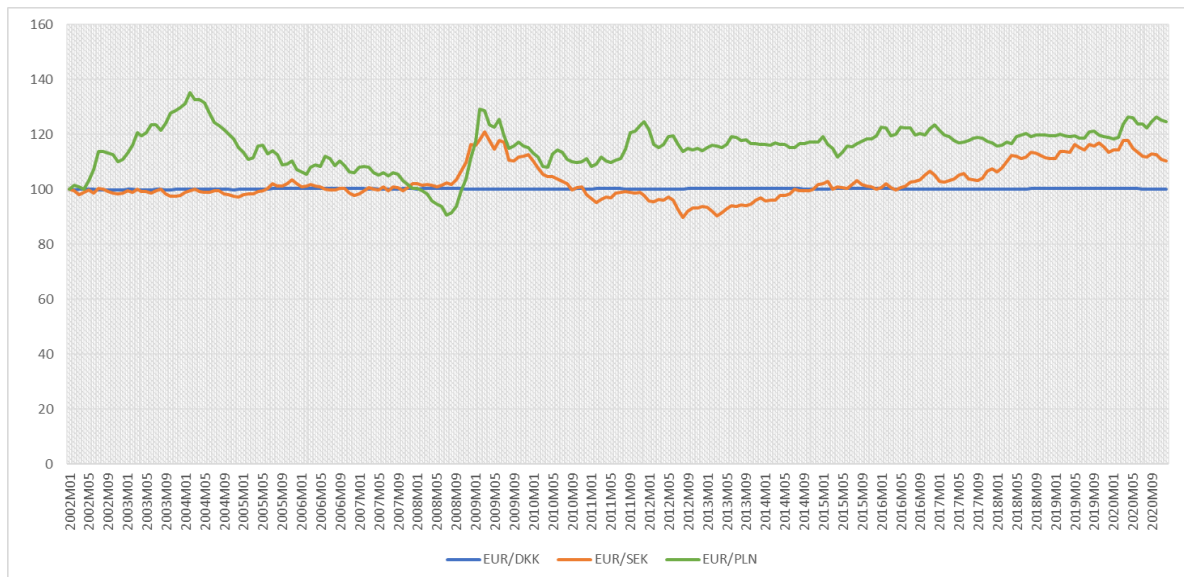
I figur 8 blir kursutviklingen for euro i forhold til danske kroner, polske zloty og svenske kroner undersøkt. En kan observer at EUR og DKK ligger tett sammen gjennom hele utvalgsperioden med korrelasjon på 0,999, nesten perfekt korrelasjon. Dette kommer av at Danmark er med i

---

<sup>16</sup> Kursene er indeksert på samme måte som eksportprisene, med basispunkt i 2002M1.



«EU's Exchange Rate Mechanism» (ERM II),<sup>17</sup> hvor de er i en transisjonsfase til å legge om til euro som valutaenhet.



Figur 8: Utvikling i EUR mot DKK, SEK og KRW i perioden 2002 til 2020. Prisserien er indeksert til 100 med basisår i 2002.

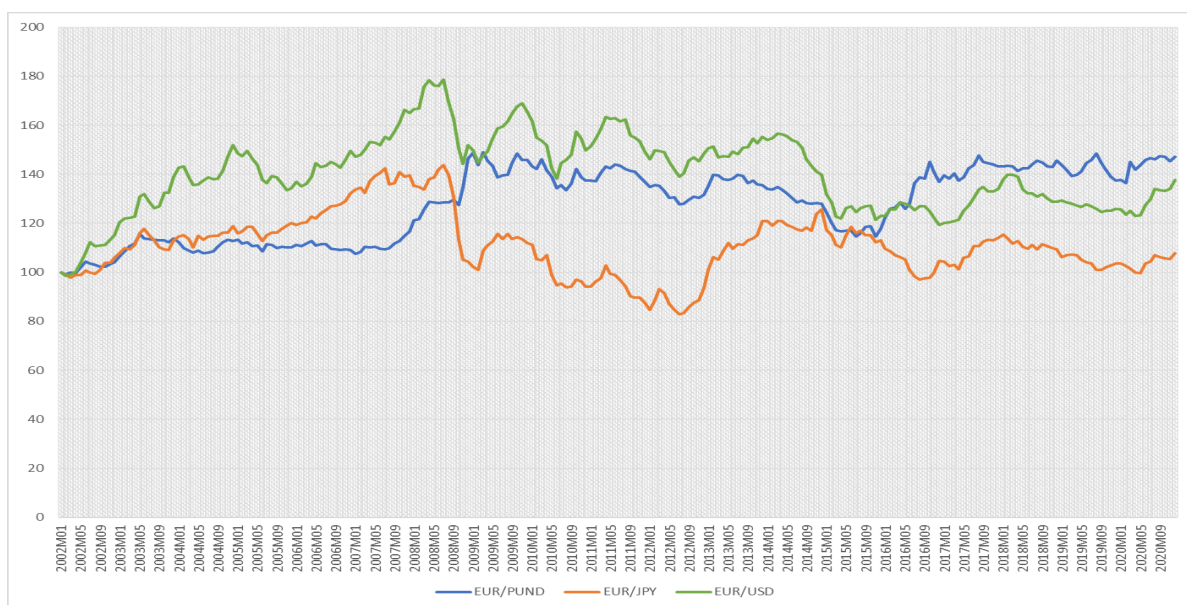
Videre observeres det at EUR/PLN var sterk fra 2002 til 2005, før den gradvis ble svekket inn mot og litt etter 2008. Deretter styrket den seg igjen under finanskrisen. Under den samme perioden har EUR/SEK ligget rundt indeksermerket, før den også under finanskrisen styrket seg og deretter deprimerte mot slutten av krisen. I de påfølgende årene har kursutviklingen vært relativt stabil mot den polske valutaen. Etter gjennomgående svekkelse av EUR har den siden 2016 styrket seg mot SEK gjennom de fire siste årene. Disse svingningene i valutakursene vises også igjen i eksportprisene til landene. Under Covid-19 opplevde svenskene en svekkelse i valutaen sin mot den europeiske valutaen, noe de fleste landene verden over også opplevde. Svekkelsen viser at prisene i forhold til årene før var 3-10 kroner lavere. Den polske opplevde også en svekkelse, men i mindre grad enn svenskene.

Figur 9 viser kursutviklingen til euro mot amerikanske dollar, japansk yen og britisk pund. Samtlige valutaer svekket seg mot EUR frem til 2008. Særlig USD, som frem mot finanskrisen

<sup>17</sup> Ordningen har som formål å sikre at valutakursfluktasjoner mellom euro og andre EU-valutaer ikke skal forstyrre den økonomiske stabiliteten i det indre markedet, samt hjelpe land som ikke benytter seg av euro til å tilpasse seg EU-regimet i fremtiden. Land som har lyst til å delta i EMR II må kunne unngå alvorlige spenninger, samt unngå å devaluere deres respektive valutakurs mot euro i minst to år. Dersom de klarer dette, vil de bli kvalifiserte til å benytte seg av euro som valuta (European Commission 2021).

nesten svekket seg med ca. 80 poeng. Fra 2002 til 2008 styrket EUR seg relativt mye mot JPY, før den gjennom noen få måneder under finanskrisen svekket seg med ca. 40 poeng.

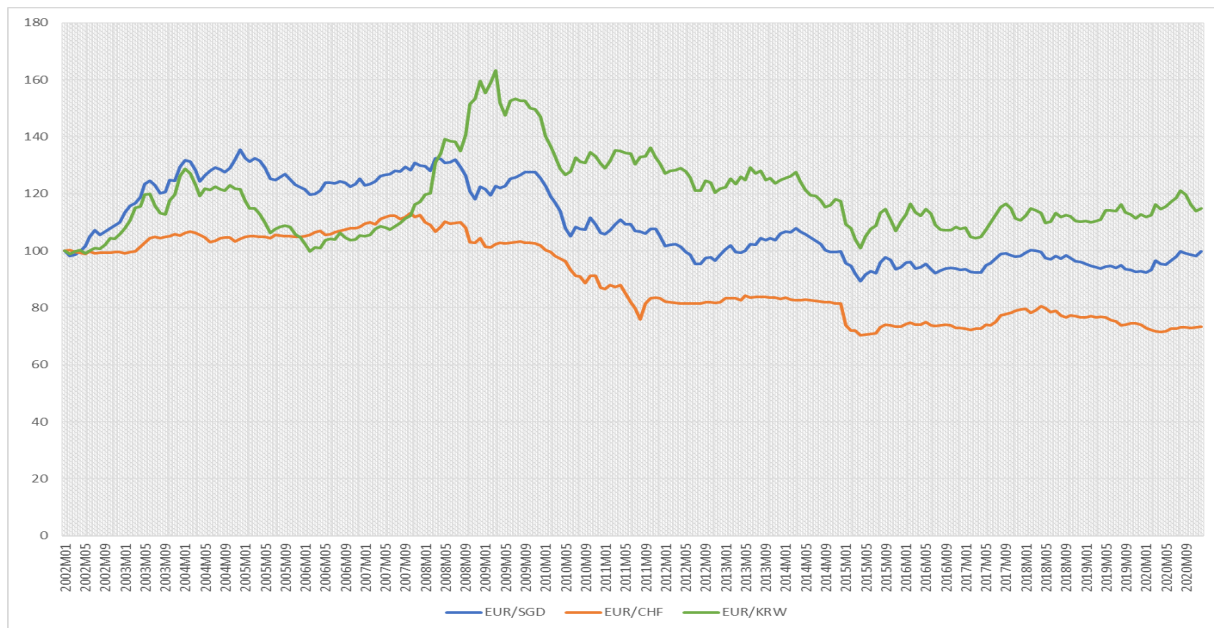
Etter 2013 har samtlige valutakurser vært relativt stabile i forhold til tidligere. Pandemiutbruddet medførte til kraftig uro i finansmarkedene, hvor indikatorer som måler svingninger i markedene steg til veldig høye og usikre nivåer. Særlig valutamarkedene bar stort preg av dette, hvor flere investorer ble trukket mot store valutaer som USD og EUR som medfører svekkelse av NOK. Norges bank svarte med å tilføre mer likviditet til pengemarkedene som i sin tur stryket den norske kronen, før den falt igjen (NOU 2020). Dette kan illustreres ved at EUR både i det amerikanske, britiske og japanske markedet får en opptur i figuren i 2020. Når dette sammenlignes med prisene i land som benytter euro, bør prisene etter teorien øke. De falt derimot både i tredje og fjerde kvartal i 2020 for samtlige land, noe som tyder på at andre faktorer påvirket prissettingen i markedet.



Figur 9: Utvikling i EUR mot GBP, USD, og JPY i perioden 2002M1 til 2020M12. Prisserien er indeksert til 100 med basisår i 2002.

Figur 10 viser hvordan euroen har utviklet seg på mot sveitsisk franc (CHF), Singaporsk dollar (SGD) og Sør-Koreans won (KRW). Blant de asiatiske valutakursene er det store svingninger og endringer fra periode til periode. KRW er den som har vært klart mest svekket i dette utvalget, samt hatt den svakeste noteringen med 60 prosentpoeng under basisindeksen. SGD hadde sin svakeste periode fra 2002 til 2008M5, før den fikk et stort hopp midt under finanskrisen. I motsatt ende ligger CHF, som la under basisindeksen frem til midten av finanskrisen. Siden den gang har valutaen appresiert noe veldig og er den kursen med størst

positiv endring i perioden 2002-2020, med en endring på ca. 30 prosentpoeng. Dette kan være en av årsakene til at eksportprisene i Sveits skiller seg ut fra de andre.



Figur 10: Utvikling i EUR mot CHF, SGD og KRW i perioden 2002M1 til 2020M12. Prisserien er indeksert til 100 med basisår i 2002.

I dette kapitlet har det blitt observert at eksportprisene og valutakursene til de utvalgte landene varierer over tid. De fleste landene har en relativ lik gjennomsnittspris gjennom perioden som ligger rundt 38-39 kroner i markedet for fersk hel laks, noe som er i tråd med Asche, Bremnes og Wessels (1999). Polen er det landet med lavest gjennomsnittspris. Det kommer av at Polen kan foredle laksen til andre land uten å betale tollsatser, som også kan være grunnen til at et lite kvantum av laks blir foredlet i Norge. Dette kan medføre til kvantumsrabatter som også kan forklare den lave gjennomsnittsprisen i Polen. I Japan og USA ligger prisene i gjennomsnitt 3-6 kroner over priser i de andre landene, noe som tenkes å komme av den lange transportavstanden (Statistisk Sentralbyrå 2021). I utgangspunktet skal ikke avstand ha en betydning, siden prisene er oppgitt i FOB, men kostnader knyttet til eksempelvis emballasje kan være en påvirkende faktor til høyere priser. Utenom dette virker det som alle prisene følger den samme langsiktige trendene. Det observeres også at valutakursene har en sammenheng med eksportprisene. Når euroen styrker seg kan en observere at de norske eksportprisene øker. Dette merkes spesielt etter 2015, hvor nesten samtlige lands priser stiger. Det skal sies at mye av denne økning skyldes nok ILA-viruset i Chile, men en skal ikke se bort ifra at euro hadde en innvirkning i prisen også. Disse variasjonene er i tråd med Kinnucan og Myrland (2002), som også mener at valutakurser er den viktigste enkelt variabelen som påvirker handlestrømmene.

## 5.0 Økonometri

I dette kapitlet blir metoden for den økonometriske analysen forklart og gjennomgått. I delkapittel 5.1 diskuteres problemene forbundet med gjennomføringen av analysen. Deretter presenteres utgangspunkt for den empiriske analysen i kapittel 5.2, gjennom en enkel modell for markedsintegrasjon og LOP. I delkapittel 5.3 presenteres metoden for den empiriske analysen.

### 5.1 Stasjonaritet og autokorrelasjon

Utleddning av den økonometriske delen er hentet fra boken «Introductory Econometrics: A Modern Approach» av Jeffery Wooldridge (2014). Det antas at variablene for både eksportprisene og valutakursene er ikke-stasjonære og integrert av førsteordens grad (Asche et al. 1999; Bowe og Saltvedt 2004; Tveteras og Asche 2008).<sup>18</sup> Dermed har det blitt valgt å teste for enhetsrøtter ved å ta i bruk en *Augmented Dickey-Fuller test* (ADF). For at en ADF-test skal kunne justere for seriekorrelasjon i restleddet, må et best mulig antall av lags<sup>19</sup> velges for at feilleddet kun skal bestå av hvit støy. I artikkelen til Asche et al. (1999) undersøkte de om 12 lags var tilstrekkelig nok til å gjøre variablene stasjonære for månedlige data.<sup>20</sup> Dette er nok det mest fornuftige antallet å bruke med tanke på det å fange opp sesongeffekter i laksepriser og valutakurser. I denne oppgaven ble det også gjennomført en ADF-test for 12 lags, hvor det viste seg at ingen av variablene ble stasjonære på hverken 5 eller 1 prosent nivå.

Det viser seg at det er høy autokorrelasjon mellom eksportprisene, noe som testene for korrelasjon også indikere.<sup>21</sup> Ut ifra litteraturen har feilspesifisering av disse aspektene høy sannsynlighet for å kunne gi spuriøse resultater, noe også analysen har tatt utgangspunkt i. Det blir derfor gjennomført en Durbin-Watson test for å undersøke i hvor høy grad korrelasjonene mellom referanselandet Frankrike og de utvalgets priser er til stede.<sup>22</sup> Testene viser høy autokorrelasjon mellom feilleddene og kovarians forskjellig fra null. Etter å ha logaritmisk

---

<sup>18</sup> Det at variablene er ikke-stasjonære vil kunne gi OLS-estimer, test-statistikk og predikasjoner som er upålitelige. Dette kommer av at gjennomsnittet og variansen i OLS-estimatorene er tidsavhengige og på den måten ikke konvergerer mot sine «korrekte» verdier med økende utvalg (Wooldridge 2014)

<sup>19</sup> Antall lags er hvor mange tidsperioder du vil gå frem/bak i tid for å kunne undersøke korrelasjonene mellom disse periodene. Dersom en eksempelvis benytter ett lags tilbake i tid, så sammenligner enn tidsperioden i en variabel fra forrige måned med tidsperioden til en annen variabel i nåværende måned.

<sup>20</sup> Etter gjennomføring av ADF-testen, kom de frem til at den beste måten var å løse det på førstedifferanseform.

<sup>21</sup> Korrelasjonskoeffisienter i estimert i appendiks A2.1

<sup>22</sup> Verdier fra null til 2 indikerer positiv autokorrelasjon og verdier fra 2 til 4 indikerer negativ autokorrelasjon. En verdi lik 2 er en indikasjon på null autokorrelasjon.

førstedifferensiert variablene, er korrelasjonene betydelig redusert. Deretter ble det gjennomført en ADF-test med begge variablene på logaritmisk førstedifferansen (uten drift, trend og lags), hvor alle variablene ble stasjonære på 1% nivå.<sup>23</sup> Dette vurderes som en sikrere måte å eliminere ikke-stasjonærhet og autokorrelasjon på, og benyttes videre i analysen. Det benyttes også robuste standardfeil for å eliminere problemet med heteroskedastisitet etter å ha gjennomført Breusch-Pagan-test. Variablen for avstand er representert på første transformert log-form, mens både valutakursene og eksportprisene er første transformert log-form og tatt førstedifferansen av.

## 5.2 En modell for estimering av markedsintegrasjon og LOP

I dette delkapittelet presenteres en modell for empirisk testing av markedsintegrasjon og LOP, inspirert av Asche et al. (2004). Den grunnleggende ligningen som har blitt benyttet når det kommer til undersøkelse av markedsintegrasjon, er gitt ved:

$$(5.1) \quad \ln p_{1t} = \alpha + \beta \ln p_{2t} + \varepsilon_t$$

Prisen på gode én ( $p_1$ ) og prisen på gode to ( $p_2$ ) representerer to forskjellige produkter, for eksempel lakseprisen i Frankrike og lakseprisen i Japan. Når  $\beta = 1$ , er det relative prisene mellom landene konstante, som impliserer at de to godene er substitutter og LOP holder. Dette gir scenario (b) i delkapittel 3.1 i modellen for *samspill mellom markeder*. Når  $\beta = 0$ , er det ingen prisforhold mellom landene, som også vil si at markedene er uavhengige av hverandre og gir scenario (a). Dersom  $0 < \beta < 1$ , har en situasjon illustrert i scenario (c) der produktene ikke er perfekte substitutter. Dette kan være indikasjoner på at LOP er fraværende. Videre kan transportkostnader og kvalitetsforskjeller mellom godene fanges opp ved  $\alpha$ , når dette eksplisitt ikke blir tatt hensyn til. I tidligere litteratur har Isard (1977), Richardson (1978), Protopapadakis og Stoll (1983) og Stigler og Sherwin (1985) tester for markedsintegrasjon og LOP i hovedsak ved å fokusere på (1) korrelasjon mellom priser, (2) teste for betydning av prisforskjeller for det spesifikke markedet og (3) gjennomført tester for LOP-begrensninger på faktorer som er av interesse.

Prisjusteringer skjer som regel over tid og kan være kostbart. Ved å modifisere ligning (1) kan en ta høyde for både kortsiktige og langsiktige priseffekter (Slade 1986). Dermed vil ligningen

---

<sup>23</sup> Resultater av ADF-testen ligger i appendiks A3.

som tar hensyn til dynamiske justeringer når det testes for markedsintegrasjon, representeres ved følgende regresjon:

$$(5.2) \quad \ln p_{1t} = \alpha + \sum_{j=1}^m \beta_j \ln p_{1t-j} + \sum_{j=0}^n \delta_j \ln p_{2t-i} + \varepsilon_t$$

Antall lag som bestemmes i modellen er med formål om å få feilledet til å bestå av mest mulig hvit støy (Asche, Bremnes og Wessells 1999). Ved å gjennomføre en «joint»<sup>24</sup>-test kan det besluttes om det er en sammenheng mellom prisene på gode 1 og gode 2. Dersom testen avviser nullhypotesen om at alle parametere,  $\delta_j$ , er lik null, impliserer dette at det er en prissammenheng mellom gode 1 og gode 2. Det vil si at en prisendring i laks for Frankrike, vil også skape en prisendring for laks i Japan. Ligning (2) kan også reverseres og brukes til å undersøke om en prisendring i Japan forårsaker en prisendring i Frankrike. På den måten kan det undersøkes for om det er en prisleder i markedet.<sup>25</sup> Dersom det ikke oppdages noe prisforhold mellom landene, vil markedet for godet defineres som uavhengige, noe som ikke tenkes å være tilfellet i analysen. Dersom det oppdages bevis for  $\sum \beta_j + \sum \delta_j = 1$ , indikerer dette for at LOP holder.

Tradisjonelt har ligning (1) og (2) blitt estimert ved å ta i bruk OLS. Det som har vært problematisk ved å ta i bruk denne metoden er at det krever prisserier som er stasjonere, noe litteraturen ikke viser seg å være (Asche, Bremnes og Wessells 1999). I de fleste tilfeller vil bruk av prisserier som er ikke-stasjonere føre til spuriøse resultater (Engle og Granger 1987). Dette blir i analysen forsøkt løst med en førstedifferensiert modell.

### 5.3 Metode

For å kunne studere effektene på eksportprisen tas det i bruk en OLS-regresjonsmodell, der dataene er tidsserie. Alle variabler (foruten om avstand) settes på førstedifferensiert form. I modellen tar Frankrike plass som eksportør av norsk fersk laks til resten av verden, for å kunne studere endringer i priser og valutakurser i et europeisk format. Dette siden store deler av laksen handles i euro (Straume 2014) og at Frankrike er den største enkelimportøren til Norge som

---

<sup>24</sup> En joint-test er en måte å teste for om et sett av variabler har en effekt på de avhengige variablene, og klarer å øke forklaringskraften til modellen. Den tester spesifikt om det er forskjeller mellom hver enkelt variabel og referansegruppene, en om gangen (Wooldridge 2014).

<sup>25</sup> Er når en ledende bedrift eller et land klarer å bestemme prisene på et gode i et gitt marked. De andre aktørene i markedet vil følge opp med å sette deres priser lik prisen til prisleder (Seaton og Waterson 2013).

konsumerer fersk laks. Dessuten ligge Frankrike godt sentrert i Europa, noe som også gjør det lettere for å undersøke effekten av korte og lange avstander.

Det tas utgangspunkt i denne modellen for å unngå ikke-stasjonere prisserier. Bruk av denne modellen gjør at prisene og valutakursene blir satt på endringsform, noe som gjør at vi kan utelukke problem med ikke-stasjonaritet og redusere autokorrelasjonene mellom prisene. Transformasjonen gjøres ved at observasjonen fra tidligere perioder trekkes fra den nåværende perioden for alle tidsperioder.<sup>26</sup> Variabelen for avstand er representert på logaritmeform. Årsaken til dette er at variabelen er konstant, noe som vil resultere i at variabelen utelukkes fra modellen dersom den differensieres. I en enkel regresjon blir det estimert en felles koeffisient både for valutakurs og avstand, hvor alle landene inkluderes i en og samme regresjon.

Det har blitt konstruert fire typer ligningssett til analysen, hvor det første ligningssett (5.3) tar i bruk eksportprisen til landet som studeres som avhengig variabel. Den brukes for å studere resultatene for de europeiske destinasjonene. Ligningssett (5.4) er en utvidelse av (5.3) for å kunne studere effekten av ulike valutakurser for utvalgte destinasjoner. Ved ligningssett (5.5) tar jeg for gitt at LOP holder og undersøker hvordan valutakurs påvirker de avhengige variablene på prisdifferanseform.<sup>27</sup> Det siste ligningssettet (5.6) er konstruert for å kunne inkludere effekten av avstand på pris. Den gir dermed en felles koeffisient både for valutakurs og avstand. Ligningene er som følgende:

$$(5.3) \quad \Delta \ln(P^J(t)) = \alpha + \beta \Delta \ln(P^F(t))$$

$$(5.4) \quad \Delta \ln(P^J(t)) = \alpha + \beta \Delta \ln(P^F(t)) + \delta \Delta \ln(E_{Euro}^J(t))$$

$$(5.5) \quad \Delta \ln(P^J(t)) - \Delta \ln(P^F(t)) = \alpha + \delta \Delta \ln(E_{Euro}^J(t))$$

$$(5.6) \quad \Delta \ln(P^J(t)) - \Delta \ln(P^F(t)) = \alpha + \delta \Delta \ln(E_{Euro}^J(t)) + \beta_1 \ln(D_{km}^J)$$

der P representerer eksportprisen, E er valutakursen (uttrykt som importørs valuta per enhet av eksportørs valuta),  $\beta$  er den prosentvise endringen i importprisen ved en prosentvis endring i prisen til Frankrike og  $\delta$  er den prosentvise endringen i importprisen ved en prosentvis endring i eksportørs valutakurs.  $\beta_1$  er den prosentvis endringen i eksportprisen som følge av en

<sup>26</sup> Grundigere forklaring på første differensiering kan finnes i boken til Wooldridge (2014).

<sup>27</sup> Prisdifferansen mellom landet som studeres og Frankrike er gitt på følgende måte: Prisdifferanse = Prisen til land X – prisen til Frankrike i alle perioder. Dette gjøres for å redusere autokorrelasjonene mellom prisene betydelig mer og observere resultatet av dette.

prosentvis endring i avstand. J refererer til eksport destinasjonen, F refererer til referanselandet og t referer til tid. Koeffisientene i modellen skal tolkes som en marginaleffekt på eksportprisen til utvalget.

Det forventes at en prisøkning i Frankrike vil medføre til økte priser, mens en appresiering av euro vil resultere i reduserte priser for importlandet. Begge vil resultere i redusert eksportkvantum. Variabelen for avstand, D, forventes å ha en positiv effekt på prisen. Den geografiske avstanden er ment til å fange opp effekten av transportkostnaden. Når avstanden øker, vil også transportkostnadene øke. Dette vil gi høyere eksportpriser ifølge litteraturen. I oppgaven har det konsekvent blitt tatt utgangspunkt i hovedsteder. Derimot kan det være betydelige avstander innad et land, eksempelvis USA (Washington til Los Angeles), som kan medfører høyere transportkostnader.

I utgangspunktet var det ønskelig å ha samme analyseperiode for både hel og filet av laks, men dette var ikke mulig ut ifra datasettet tilgjengelig. De to produktformene av laks blir brukt i denne analysen siden de er to av de mest eksporterte varene innenfor fersk laks. Laks blir sett på som et homogent produkt (Asche og Larsen 2011), og passer dermed godt til å undersøke problemstillingen i analysen. Produktene kommer ofte i flere vektklasser, men siden SSB ikke skiller dette, blir ikke dette testet for.



## 6.0 Resultater

I dette kapittelet blir resultatene fra den empiriske analysen presentert og diskutert. Det har blitt estimert effekter av forklaringsvariablene gjennom fire ligningssett. I delkapittel 6.1 presenteres resultatene for fersk hel laks og deretter resultatene for fersk laksefilet i delkapittel 6.2. Delkapittel 6.3 presenterer fellestimatene for valutakurs og avstand for alle landene, før delkapittelet 6.4 avsluttes med en diskusjon rundt usikkerheter knyttet til de estimerte størrelsene. I tabell 1 og 4 benyttes ligning (5.3) for å kunne estimere resultatene for de europeiske landene. Videre blir det i tabell 2 og 5 benyttet ligning (5.4) for å undersøke effektene av valutakursendring til land som har ulike valutakurser. I tabell 3 og 6 benyttes ligning (5.5), hvor den avhengige variabelen blir satt på prisdifferanseform, før jeg til slutt benytter ligning (5.6) for å estimere en felles koeffisient, for effekten valutakurs og avstand. Det har også blitt gjennomført en identisk analyse med Newey-West metoden,<sup>28</sup> hvor jeg finner marginale endringer.

### 6.1 Fersk hel laks

Tabell 1: Estimerte priseffekter på fersk laks hel i land forårsaket av prisendring i Frankrike i perioden 2002M1-2020M12

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	$\Delta \ln \text{ITA}$	$\Delta \ln \text{BEL}$	$\Delta \ln \text{NLD}$	$\Delta \ln \text{ESP}$	$\Delta \ln \text{DEU}$	$\Delta \ln \text{FIN}$	$\Delta \ln \text{AUT}$	$\Delta \ln \text{PRT}$
$\Delta \ln P^F$	1.357*** (0.0346)	1.115*** (0.0336)	0.983*** (0.0281)	1.072*** (0.0300)	0.973*** (0.0326)	1.367*** (0.0417)	1.407*** (0.0615)	1.226*** (0.0342)
_cons	-0.00153 (0.00191)	0.000458 (0.00208)	0.000383 (0.00154)	0.000642 (0.00170)	0.0000390 (0.00175)	-0.00120 (0.00234)	-0.000949 (0.00361)	-0.000572 (0.00224)
<i>N</i>	227	227	227	227	227	227	227	227
<i>r</i> <sup>2</sup>	0.907	0.848	0.888	0.887	0.857	0.869	0.748	0.853

Merknad: Tabellen viser den estimerte effekten av en endring prisen til Frankrike for europeiske land gjennom en OLS. Koeffisientene er estimert gjennom parvise landsammenligninger. Robuste standardfeil i parentes. \*  $p < 0.1$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$

Tabell 1 viser hvordan en prisendring i Frankrike vil påvirke åtte europeiske land. Vi ser at en prisendring i Frankrike vil føre til prisendringer i de åtte europeiske landene med signifikante verdier på ett prosentnivå. I disse landene benyttes euro som valutakurs, noe som betyr at valutakursen ikke vil ha noen effekt på lakseprisene. Dette betyr at prisene i disse landene skal svinge tilnærmet likt, ved en prisendring i Frankrike. Videre ser man at en prosentvis prisendring i Frankrike fører til tilnærmet like endring i de europeiske landene. Dette støtter opp om antagelsene på at prisene er korrelerte med hverandre og følger samme pristrender og

<sup>28</sup> Resultatene fra Newey-West metoden ligger i appendiks A4.

mønstre (Asche, Bremnes og Wessells (1999) og Asche (2001)). Det som er interessant er at land som grenser til Frankrike (Nederland, Spania, Tyskland) har tilnærmet like prisøkninger. En kort flytur over Nederland, viser også at det er en prissammenheng i Belgia. Italia, som også grenser til Frankrike har derimot enn høyere prisøkning ved en prosentvis endring i Frankrike. Finland, Østerrike og Portugal har også noe høyere prisøkning, som kan komme av at de er tre av de minste importørlandene i Europa.

Tabell 2 og 3 presenterer koeffisientestimatene for elleve land med forskjellige valutakurser. De fleste landene (Danmark, Sverige, Polen, USA, Japan og Storbritannia) har blitt valgt basert på importkvantumet, mens andre (Tsjekkia, Sveits, Sør-Korea, Singapore og Hong-Kong) har blitt valgt for å kunne undersøke om en endring i valutakurs har en effekt i mindre importland. Totalt sett vil disse gi en indikasjon på om valutakurs har en effekt på hypotesen om LOP.

Tabell 2 viser at når det skjer en prisøkning i Frankrike, så vil også prisene i de utvalgte landene øke. I land som Sverige, Danmark, Tsjekkia, Sør-Korea og Singapore vil prisene øke mer enn prisene i Frankrike, mens den i Polen, Sveits, Japan, USA og Storbritannia øker mindre. Dette samsvarer med teorien til Asche, Bremnes og Wessells (1999) og Asche (2001), hvor en prosentvis prisendring i et land vil føre til prosentvise prisendringer i andre land også, altså et integrert marked.

Når en sammenligner valutakursene i de to tabellene, viser det seg at det er marginale forskjeller mellom resultatene. Resultatet viser at nesten samtlige land blir påvirket negativt av en appresiering av EUR, mens Danmark og Tsjekkia opplever en positiv effekt. Dette kan komme av at valutakursen til Danmark er sterkt tilknyttet den europeiske valutaen og ERM II-regimet, noe som skaper spuriøse koeffisienter og standardavvik i analysen. I Tsjekkia har valutakursen ingen effekt på prisene. Fortegnet til EUR/CZK er positiv, noe den ikke burde være. Det kan tyde at handel av laks mellom eksportør og importør skjer i en annen valuta (eksempelvis euro), noe som kan forårsake insignificant EUR/CZK.

Tabell 2: Estimerte priseffekter på fersk laks hel i land forårsaket av prisendring i Frankrike og valutakursendring (EUR) i perioden 2002M1-2020M12).

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)
	ΔlnSWE	ΔlnPOL	ΔlnDAN	ΔlnCZE	ΔlnSWI	ΔlnUSA	ΔlnJPN	ΔlnGBR	ΔlnROK	ΔlnSGP	ΔlnHKG
Δln P <sup>I</sup>	1.202*** (0.0310)	0.857*** (0.0414)	1.135*** (0.0330)	1.235*** (0.0539)	0.854*** (0.0665)	0.852*** (0.116)	0.897*** (0.0341)	0.773*** (0.0321)	1.191*** (0.0627)	1.202*** (0.0444)	1.226*** (0.0588)
Δln E <sub>Euro</sub> <sup>I</sup>	-0.279* (0.152)	-0.137 (0.151)	0.699 (2.373)	0.0574 (0.287)	-0.155 (0.268)	-0.564 (0.368)	-0.346*** (0.0848)	-0.426*** (0.0940)	-0.219 (0.166)	-0.118 (0.160)	-0.309 (0.209)
_cons	-0.000435 (0.00172)	0.00223 (0.00250)	-0.000645 (0.00176)	-0.000284 (0.00346)	0.00314 (0.00437)	0.00261 (0.00825)	0.00163 (0.00234)	0.00173 (0.00190)	0.004 (0.00405)	0.000579 (0.00273)	0.000964 (0.00403)
N	227	227	227	227	227	227	227	227	227	227	227
r <sup>2</sup>	0.906	0.690	0.890	0.714	0.433	0.182	0.734	0.769	0.627	0.791	0.648

Merknad: Tabellen viser den estimerte effekten av en endring i prisen til Frankrike og euro gjennom en OLS. Koeffisientene er estimert gjennom parvise landsammenligninger. Parameteren for valutakursen er gitt ved å ta kursenheten for euro minus de ulike valutaenheten i utvalget. Robuste standardfeil i parentes. \*  $p < 0.1$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$

Tabell 3: Estimerte priseffekter på fersk laks hel i land forårsaket av prisendring i Frankrike og valutakursendring (EUR) når avhengig variabel er på prisdifferanseform i perioden 2002M1-2020M12).

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)
	Δln (SWE-FRA)	Δln (POL-FRA)	Δln (DAN-FRA)	Δln (CZE-FRA)	Δln (SWI-FRA)	Δln (USA-FRA)	Δln (JPN-FRA)	Δln (GBR-FRA)	Δln (ROK-FRA)	Δln (SGP-FRA)	Δln (HKG-FRA)
Δln E <sub>Euro</sub> <sup>I</sup>	-0.246 (0.186)	-0.130 (0.156)	0.850 (2.572)	0.00294 (0.287)	-0.177 (0.261)	-0.568 (0.366)	-0.386*** (0.0834)	-0.444*** (0.112)	-0.202 (0.170)	-0.122 (0.163)	-0.304 (0.216)
_cons	0.000140 (0.00193)	0.00181 (0.00258)	-0.000254 (0.00185)	0.000355 (0.00365)	0.00268 (0.00437)	0.00219 (0.00821)	0.00134 (0.00238)	0.00110 (0.00213)	0.00094 (0.00411)	0.00117 (0.00285)	0.00162 (0.00413)
N	227	227	227	227	227	227	227	227	227	227	227
r <sup>2</sup>	0.0126	0.00422	0.000449	0.000000538	0.00148	0.0105	0.0703	0.0590	0.00527	0.00221	0.0117

Merknad: Tabellen viser den estimerte effekten av en endring i euro på lakseprisene gjennom en OLS. Koeffisientene er estimert gjennom parvise landsammenligninger. Tabell en er den avhengige variabelen subtrahert med prisen i Frankrike. Parameteren for valutakursen er gitt ved å ta kursenheten for euro minus de ulike valutaenheten i utvalget. Robuste standardfeil i parentes. \*  $p < 0.1$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$

En årsak til at den polske prisen ikke blir påvirket av en appresiering i euro kan komme av at Polen er blant de største eksportlandene til Norge, hvor også mesteparten av laksen blir omsatt i euro. Ifølge Straume (2014) ble det kun observert 16 transaksjoner i perioden 2003-2009, hvor laks ble solgt i PLN. Sett bort fra transaksjonsvaluta kan rollen de har som transitland, være en faktor som gjør at valutakursendringer ikke har innvirkninger på prisen. Største delen av fisken omsatt til landet blir foredlet og solgt videre til andre eksportdestinasjoner. Dette bidrar til å skape arbeidsplasser og importen er dermed en viktig inntektskilde. Derfor kan det tenkes at foredlerne er mindre prissensitive i forhold til konsumentene som i større grad vil substituere seg vekk. Dette kan også indikere at eksportørene i mindre grad trenger å justere sine priser ved en kursendring, siden de fortsatt vil eksportere i stor grad uavhengig av valutakursen. Derfor kan kvantumsrabatter og andre fordelsvirkninger være grunner til at euroen ikke påvirker prisene i Polen.

I Sveits har valutakursendring ingen effekt på prisene i denne analysen. Derimot har EUR/CHF riktig fortegn, men likhet med EUR/CZK ikke statistisk signifikant. I de asiatiske landene (utenom Japan) virker det ikke som svingninger i euro har noe effekt på prisene.<sup>29</sup>

Det tenkes, basert på den deskriptive statistikken i delkapittel 4.2, at valutakursene spiller en sentral rolle på lakseprisene i Japan og USA, siden de er to av de største importlandene i markedet. En endring i valutakursen vil kunne påvirke hvor mye disse landene vil velge å importere.

Resultatene viser at en prosentvis endring i euro har en signifikant effekt på lakseprisene i flere sentrale land. For Japan viser resultatet at en prosentvis økning i EUR/YEN vil medføre en prisreduksjon i eksportprisen med -0,346, som vil si at dersom Euroen styrker seg med ti prosent, så vil prisene i Japan falle med 3,46 prosent. Verdien for Japan er statistisk signifikant på ett prosent nivå. I Storbritannia vil prisene reduseres med -0,426 prosent som også har et statistisk signifikansnivå på ett prosentnivå. Den faller noe mer enn det prisene i Japan gjør, som kan være forårsaket av at det til en viss grad er større etterspørsel (importmengde) etter fersk laks fra Japan i motsetning til Storbritannia basert på importkvantum (Statistisk Sentralbyrå 2021). Det samme resultatet skjer også i tabell 4 med marginale forskjeller. I

---

<sup>29</sup> I Sveits og Singapore ble det observert henholdsvis 6000 og 4000 tonn av fersk laks i perioden 2003 – 2009 ble handlet i CHF og SGD (Straume 2014). Det lave importkvantumet kan forklare at en endring i euro ikke har statistisk signifikant effekt på eksportpris.

Sverige vil også en endring i euro medføre en reduksjon i eksportprisen på -0,279. Verdien er statistisk signifikant på ti prosent nivå.

I USA viser det seg at en prosentvis økning i EUR/USD vil medføre en reduksjon i pris på -0,564. Derimot er ikke verdien statistisk signifikant. Noe av dette kan eventuelt forklares av konkurransesituasjonene i USA, hvor også storkonkurrenten Chile opererer. Denne intense situasjonen kan være årsaken til at en eventuell valutakursendring ikke har en effekt på prisene, siden eksportørene er mer prisbevisste i dette markedet. I tabell 3 er det som nevnt, marginale endringer fra tabell 2. Resultatet viser at Sveriges estimat ikke er statistisk signifikant, når den settes på prisdifferanseform. Derimot er estimatene for Storbritannia og Japan fortsatt statistisk signifikant ved differanseform på ett prosentnivå.

## 6.2 Fersk filet av laks

Tabell 2: Estimerte prisseffekter på fersk filet av laks i land forårsaket av prisendring i Frankrike i perioden 2002M1-2020M12.

	(1) Δln ESP	(2) Δln ITA	(3) Δln DEU	(4) Δln NLD	(5) Δln BEL
Δln $P^F$	0.806*** (0.141)	1.058*** (0.304)	0.931*** (0.160)	0.868*** (0.129)	0.591*** (0.0758)
_cons	0.000802 (0.00741)	-0.00134 (0.0160)	0.00103 (0.00838)	0.00194 (0.00678)	0.00254 (0.00398)
<i>N</i>	132	132	132	132	132
<i>r</i> <sup>2</sup>	0.200	0.0851	0.207	0.258	0.319

Merknad: Tabellen viser den estimerte effekten av en endring i lakseprisen til Frankrike for europeiske land gjennom en OLS. Koeffisientene er estimert gjennom parvise landsammenligninger. Robuste standardfeil i parentes. \*  $p < 0.1$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$

Tabell 3: Estimerte prisseffekter på fersk filet av laks i land forårsaket av prisendring i Frankrike og valutakursendring (EUR) i perioden 2002M1-2020M12).

	(1) Δln SWE	(2) Δln POL	(3) Δln DAN	(4) Δln JPM	(5) Δln USA	(6) Δln SGP	(7) Δln GBR	(8) Δln SWI
Δln $P^F$	0.505*** (0.0534)	0.945*** (0.121)	0.996*** (0.195)	0.165*** (0.0536)	0.392*** (0.0679)	1.359*** (0.0925)	0.234* (0.120)	0.791*** (0.157)
Δln $E_{Euro}^J$	-0.783** (0.316)	0.0620 (0.0798)	5.485 (15.60)	0.00750 (0.0311)	-0.615*** (0.210)	0.0232 (0.0351)	-0.577* (0.301)	0.557 (0.582)
_cons	0.00168 (0.00351)	0.0459 (0.0579)	0.00249 (0.0112)	0.0167 (0.0606)	0.00252 (0.00371)	0.0366 (0.0589)	0.00611 (0.00621)	0.00326 (0.00854)
<i>N</i>	132	132	132	132	132	132	132	132
<i>r</i> <sup>2</sup>	0.339	0.372	0.142	0.0427	0.240	0.605	0.0508	0.174

Merknad: Tabellen viser den estimerte effekten av en endring i prisen til Frankrike og euro gjennom en OLS. Koeffisientene er estimert gjennom parvise landsammenligninger. Parameteren for valutakursen er gitt ved å ta kursenheten for euro minus de ulike valutaenheten i utvalget. Robuste standardfeil i parentes. \*  $p < 0.1$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$

Tabell 4: Estimerte prisseffekter på fersk filet av laks i land forårsaket av prisendring i Frankrike og valutakursendring (EUR) når avhengige variabel er på prisdifferanseform i perioden 2002M1-2020M12).

	(1) Δln (SWE- FRA)	(2) Δln (POL- FRA)	(3) Δln (DEN- FRA)	(4) Δln (JPN- FRA)	(5) Δln (USA- FRA)	(6) Δln (SGP- FRA)	(7) Δln (GBR- FRA)	(8) Δln (SWI- FRA)
Δln $E_{Euro}^J$	-0.746** (0.312)	0.0306 (0.0887)	5.497 (15.46)	-0.0234 (0.0313)	-0.501** (0.221)	0.0117 (0.0380)	-0.517 (0.334)	1.536** (0.597)
_cons	0.0011 (0.00418)	0.0258 (0.0630)	0.00247 (0.0112)	-0.0454 (0.0612)	0.00183 (0.00388)	0.0197 (0.0631)	0.00174 (0.00713)	0.00725 (0.0089)
<i>N</i>	132	132	132	132	132	132	132	132
<i>r</i> <sup>2</sup>	0.0461	0.000964	0.000814	0.00365	0.0477	0.000820	0.0135	0.0589

Merknad: Tabellen viser den estimerte effekten av en endring i euro på lakseprisene gjennom en OLS. Koeffisientene er estimert gjennom parvise landsammenligninger. I tabell en er den avhengige variabelen subtrahert med prisen i Frankrike. Parameteren for valutakursen er gitt ved å ta kursenheten for euro minus de ulike valutaenheten i utvalget. Robuste standardfeil i parentes. \*  $p < 0.1$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$

Resultatene fra de europeiske destinasjonene for filet av laks, viser også at en prisendring i Frankrike, vil resultere i prisendringer med signifikante verdier for filet av laks. En kan observere at prisendringene er prosentvis større i verdensmarkedet for laks enn for filet, men dette kan ha noe med tidsperioden som studeres og at filet blir regnet som et dyrere produkt. I analysen legges det spesielt merke til koeffisienten til Italia, hvor standardavvik er dobbelt så stort i forhold til de andre landene og et negativt konstantledd. Jeg har ingen god forklaring på hva som forårsaker dette.

I tabell 5 og 6 presenteres estimatene for Sverige, Polen, Danmark, Japan, USA, Storbritannia Singapore og Sveits for filet av laks. Resultatene i tabell 5 viser at en prosentvis økning i prisen til Frankrike, vil for samtlige land føre til en prisøkning. Foruten om Singapore, vil prisen for samtlige land øke relativt mindre enn prisene i Frankrike. Det observeres også at Japan, Storbritannia og USA vil oppleve en relativ lav prisendring i forhold til de andre landene, hvor Storbritannia sin koeffisient kun er statistisk signifikant på ti prosentnivå. Videre kan en også legge merke til at prisene i både Polen og Danmark øker tilnærmet like mye som prisen i Frankrike, hvor Danmark sin pris vil øke med 0,96 prosent ved en prosentvis økning i Frankrike. Når det kommer til valutakursene i begge tabellene observerer en at fortegnene for flere land går imot empirisk litteratur. Dog er koeffisientene med feil fortegn heller ikke signifikante, foruten om Sveits. I tabell 5 er kun kursene for Sverige, USA og Storbritannia (EUR/SEK, EUR/USD og EUR/GBP) de eneste valutakursene som har en effekt av en økning i euro. Euro har en sterk effekt på eksportprisene i USA, med et signifikansnivå på ett prosentnivå.

Japan og Storbritannia er viktige aktører både for verdensøkonomien og markedet for laks. I analysen har de negative fortegn, som også er forventet. Dessuten er koeffisienten for Storbritannia signifikant på 10 prosentnivå i analysen. I analysen for hel laks ble det observert et høyt standardavvik for Danmark, som også er tilfellet for filet av laks.

I tabell 6 har en de samme estimatene med marginale endringer. De største forskjellene er at signifikansnivået til EUR/USD falt ned på 5 prosentnivå og at EUR/CHF er statistisk signifikant, men med et fortegn som er positivt, noe som er uforventet. En forklaring på dette kan være at CHF har vært sterkere enn EUR de siste tiårene, men uavhengig av dette er estimatet fortsatt høyt i forhold til en prosentvis økning i EUR. Dermed kan det i sies at resultatet er tvetydig og motstrider empirisk litteratur. EUR/JPN har fått et nytt fortegn, men koeffisienten er ikke statistisk signifikant

### 6.3 Fellesestimater for valutakurs og avstand

Tabell 5: Marginale felles koeffisienter for alle landenes valutakurs og avstand for både hel laks og filet av laks

	(1) $\Delta \ln \text{Priser} / \Delta \ln \text{P\_FRA}$ for hel laks	(2) $\Delta \ln \text{Priser} / \Delta \ln \text{P\_FRA}$ for filet av laks
$\Delta \ln \text{EUR} / \Delta \ln \text{Valutakurser}$	-0.218** (0.0818)	-0.483*** (0.243)
$\ln D_{km}^j$	0.000123** (0.0000440)	-0.000150 (0.000132)
<b>_cons</b>	-0.000178 (0.000369)	0.000957 (0.000907)
<i>N</i>	4540	1965
<i>r</i> <sup>2</sup>	0.00290	0.00630

Merknad: For å kunne finne felles koeffisienter for valutakurs og avstand, har datasettet blitt satt opp som et paneldata, men en vanlig OLS-regresjons utføres med clustra standardavvik på land. Her kjøres ligningssett 5.6. Standardfeil i parentes\*  $p < 0.1$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$

I tabell 7 er den avhengige variabelen differanse mellom prisene til landene subtrahert med prisen i Frankrike. Parameteren for valutakursen er gitt ved å ta kursenheten for euro minus de ulike valutaenheten til utvalget. I denne regresjonen er alle landene inkludert for begge produktene. Dermed vil land som benytter euro ikke ha noe effekt av en valutakursendring, noe som kan bety at estimatet kan være noe svakere. Variabelen for avstand er uttrykt på logaritme form og er avstanden mellom referanselandets hovedstad (Paris) og hovedstedene i utvalget. I modellen forventes det at avstanden vil påvirke eksportprisene positivt, i form av økte eksportpriser: jo lenger varen må fraktes, desto dyrere er det å transportere varen som medfører økte transportsatser (Frankel 1997).

Estimeringen i tabell 7 viser betakoeffisienter for felles marginale effekter av valutakursendringer og avstand. Resultatet for hel laks viser at valutakursen og avstand totalt sett har en innvirkning på eksportprisen, med fem prosent signifikansnivå, hvor en prosentvis økning i euro vil føre til en reduksjon i eksportprisen med -0,218 prosent. En prosentvis økning i avstand vil øke prisene med 0,000123 prosent. Dette er i tråd med studien til Xie, Kinnucan og Myrland (2008), som sier at lakseprisen er mer følsom overfor svingninger i valutakurser enn for endringer i transportkostnader.



For fersk filet av laks har valutakurser enn sterkere signifikant effekt enn i markedet for hel laks. En prosentvis økning i euro vil resultere reduksjon i eksportprisen på -0,483 prosent. Derimot viser det seg at variablene for avstand ikke har signifikant effekt på prisen. Den har også, etter teorien, feil fortegn. Jeg legger også merke til at standardavviket for valutakurskoeffisienten til fersk filet av laks, er en god del større enn for fersk hel laks. Dette kan ha noe med at prisene for filet varierer i større grad mellom land enn det prisene for hel laks gjør. Dessuten kan også tidsperiodene ha en innvirkning, siden analyseperioden er dobbelt så kort som for hel laks.

Resultatet for hel laks er også i tråd med både Krugman (1991) om arbeid på internasjonal handel og Frankel, Stein og Wei (1995) og McCallum (1995) på empirisk arbeid, hvor disse forfatterne mener at ulikheter i det geografiske aspektet fører til ulike priser. Hypotesen er at svingninger i pris på homogene varer vil være positivt korrelert med avstanden mellom landene (Engel and Rogers 1996).

Prisøkning forbundet med avstand kan tenkes å komme av kostnader forbundet med tid, synkroniseringskostnader, kommunikasjonskostnader, samt kontrakt- og overvåkningskostnader (Head 2003).<sup>30</sup> Selv om avstanden mellom landene har en negativ effekt på eksportprisen, kan det også tenkes at kostanden er avtakende: jo lengre avstandene mellom handelslandene er, desto mindre har de siste kilometerne å si for eksportprisene. Det kan tenkes at kostandene vil være den samme å få produktet på flyet og av flyet, mens kostnadene ved å frakte produktet en ekstra kilometer vil være avtakende.

Etter å ha sett på månedlige observasjoner på laks som handles mellom aktørene i verdensmarkedet, ser det ut som de svinger noen kroner fra måned til måned mellom eksportør og importør. Det kan tenkes at dette kommer som følge av forskjeller i valutakurser og importert kvantum. Det virker som at land som eksporterer mye også oppnår en form for kvantumsrabatt, siden det observeres lavere eksportpriser til land som eksporterer relativt mer.

---

<sup>30</sup> Kostnadene forbundet med tid, tenkes å være hvor lang tid det tar for å frakte produktet fra A til B. Til lenger tid det tar å frakte et produkt, til dyrere blir det å holde produktet ferskt. Laks er ferskvare og ferskheten spiller en stor rolle på kvaliteten fisken tilberedes, både i restauranter og husholdninger. Ofte innebærer transport at flere aktører er involvert, noe som kan skape forsinkelser. Restauranter er avhengig av at produktet kommer frem så raskt som mulig, noe som kan tenkes å kunne påvirke synkroniseringskostnadene. Kostnader forbundet med språk og reiser til handelspartnere er faktorer som også må tas i betraktning når aktører eksporterer varer internasjonalt.

## 6.4 Alternative metoder og variabler

Metoden benyttet i denne oppgaven kan kritiseres. Ifølge litteraturen benyttes kointegrasjons som den fremste metoden for å kunne teste LOP. Der benytter de prisene til de forskjellige landene som forklaringsvariabel i analysen. I oppgaven har denne metoden blitt sett vekk i fra, siden det største ønsket var å undersøke hvordan valutakurs og avstand påvirker eksportprisene. Gjennom korrelasjonsanalysen oppdaget jeg at det allerede er en tett sammenheng mellom eksportprisene og valgte heller å benytte meg av en *OLS*. En «fixed effect» modell ble også utelukket, siden variabelen for avstand ikke kunne bli estimert. Årsaken til dette er at den er fast over tid, noe en «fixed effect» modell hadde kastet ut av regresjonen.

Derimot kunne flere forklaringsvariabler vært inkludert. I en fullkommen modell hadde data på alle variabler som kan påvirke den avhengige variabelen vært inkludert, men i de fleste tilfeller er dette ikke mulig. Ofte er flere forklaringsvariabler ikke målbare, oppgitt i feil format eller utilgjengelig. Variabler som inntektsvekst per innbygger, bruttonasjonalprodukt, fraktkostnader og restriksjoner i hvert enkelt land, noen eksempler på dette. Problemet forbundet med disse variablene, er at det er vanskelig å finne data på månedlige endringer, samt at flere av de er faste over tid. For inntektsvekst og BNP er som oftest gitt i kvartalsvis data, noe som gjør det vanskelig å observere månedlige endringer. Restriksjoner (eks. tolltariffer) er ofte faste over tid og varierer fra land til land.

## 7.0 Oppsummering og diskusjon

Handel av laks har de siste tre tiårene utvidet seg raskt og er for tiden det mest omsatte fiskeproduktet (Anderson, Asche og Tveterås 2010). Ettersom flere produsenter selger laks på internasjonale markeder, blir de utsatt for et sett med risikofaktorer. Mange handelspartnere bruker en annen valuta enn NOK, og dermed kan valutakursrisiko være en essensiell faktor å undersøke. Det er også velkjent at de fleste valutakurser har høy volatilitet (Goldberg og Knetter 1997) som kan føre til betydelig risikoeksponering for alle som driver med internasjonal handel. I denne oppgaven blir det gjennomført en empirisk analyse på to faktorer som har vist seg å være viktige i forbindelse med internasjonal handel, nemlig valutakurser og avstand. I tillegg undersøkes det om prisene varierer likt over tid. Frankrike er brukt som referanseland for å kunne sammenligne eksportpriser og endring i euro opp mot utvalget.<sup>31</sup> I tillegg har faktorer som markedsutvikling, etterspørselselastisiteter, restriksjoner, logistikk-løsninger og produksjonsforhold blitt diskutert. Med utgangspunkt i dette benyttes tidsseriedata, der OLS benyttes for å undersøkes i hvor stor grad LOP holder for verdensmarkedet for fersk laks. Dette ved å se på hvordan prisendringer, valutakurser og avstand mellom landene påvirker eksportprisene.

Fokuset i litteraturgjennomgangen har vært på tre områder. 1) Hvordan en prisendring i et stort importmarked påvirker de mindre importmarkedene, 2) hvordan en endring i valutakurs vil påvirke eksportprisene, og 3) hvor stor innvirkning avstand har på eksportprisene. Tross økende integrasjon av markedene, viser analysen at valutakurser og avstand har en påvirkning på lakseprisene. Jeg finner at eksportprisene for tre relativt store importland (Sverige, USA og Storbritannia), har en effekt av en endring i euro for fersk hel laks. Når den avhengige variabelen blir satt på prisdifferanseform, viser det seg at estimatene for Japan og Storbritannia fortsatt er statistisk signifikante. For filet av laks finner jeg at Sverige, USA og Storbritannia har en signifikant effekt av en endring i euro. På prisdifferanseform er det kun Sverige og USA som blir påvirket. Jeg legger merke til at markedet for hel laks i USA ikke blir påvirket av en valutakursendring, men resultatet kan forklares av at eksportører justerer sine priser når kursene depresierer mot euro som følge av konkurransen i dette markedet mot chilenske produsenter. I markedet for filet har Japan heller ingen effekt av en valutakursendring.

---

<sup>31</sup> Det europeiske markedet blir sett på som det viktigste eksportmarkedet for Norge. I dette markedet er Frankrike den største enkeltimportøren. Dessuten foregår størsteparten av alle transaksjoner i euro (Straume, 2014). Derfor ses Frankrike som et godt referansegrunnlag i analysen.

Resultatene for valutakurser og avstand indikerer at de har en påvirkning på eksportprisene når hele utvalget ses under ett for fersk hel laks, mens det for fileten er kun valutakurs som har en effekt. Resultatene til valutakurskoeffisientene er i tråd med resultatene til Kinnucan og Myrland (2002). Det indikerer at lakseprisene kan være forskjellige i ulike destinasjoner. Derimot strider dette med litteraturen (Asche et al. 1999; Asche 2001; Asche et al. 2005; Asche 2008; Asche, Jaffry og Hartmann 2007 og Intrafish 2017) som sier at markedet for fersk laks er integrert og at LOP holder. En annen ting med valutakurs er at handel av laks i flere av landene foregår i andre valutaer enn bare euro (Straume 2014), dermed kan effekten av endringer i valutakurser være usikkert. Effekten av valutakursendringer tenkes å være større desto flere valutakurser som benyttes i markedet.

I denne oppgaven har det heller ikke spesifikt blitt undersøkt for hvem av aktørene (eksportør eller importør) som tar på seg en eventuell endring i valutakurs. I Japan mener Hauge og Asche (2004) at valutakursendringer ikke har noen innvirkninger på de høye lakseprisene, noe som kan tyde på ufullstendig ERPT. I likhet med USA, er det også stor konkurranse i det japanske markedet, så det vil ikke være et utenkelig scenario. Derfor kan det ikke ses bort i fra at kompensasjoner hos eksportører ved valutakursendringer kan være med på å skape avvik fra LOP. For markeder som ligger langt unna, observeres det høyere priser. Dette kan komme av kostnader knyttet til transport, eksempelvis emballasje som trengs for å holde fisken fersk. Det skal sies at kostnaden av transport utgjør en liten del av lakseprisen i analysen, noe som Asche (2014) også mener den gjør.

En prisendring i Frankrike har en sterk signifikant effekt på prisene i utvalget til begge produktene. Jeg finner at en prisøkning i Frankrike vil føre til en tilnærmet lik prisøkning i samtlige land. Dette samsvarer både med teorien for LOP og empirisk teori Asche et al. (1999) og Asche (2001), hvor prosentvis prisendring i et land vil føre til prosentvise endringer i andre land. Spesielt i markedet for hel laks har flere av landene tilnærmet lik prisendring som i referanselandet.

Det kan konkluderes med at det er vanskelig å slå fast i hvor stor grad avstand og valutakurssvingninger bidrar til å skape avvik fra LOP i verdensmarkedet for fersk laks. Mine resultater viser at de har en effekt, men samtidig viser det seg at prisene følger samme trender og mønstre over tid ved prissammenligninger. En må ha også ha i bakhodet at variabler som

toll, merverdi og andre kostnader ikke er inkludert i lakseprisene, noe som kan ha en effekt på prisene.

## Litteraturoversikt

- Aandahl, Paul, Frank Asche, and Ingrid K. Pettersen. 2017. "Det er et globalt marked for laks." *IntraFish*. Accessed 10.05.2021. <https://www.intrafish.no/nyheter/det-er-et-globalt-marked-for-laks/1-1-1240580>.
- Anderson, Asche og Tveterås. 2010. *Handbook of marine fisheries conservation and management*. Oxford ; New York :.
- Anderson, James E., Eric van Wincoop, Charles Engel, and Caroline Freund. 2001. "Borders, Trade, and Welfare [with Comments and Discussion]." *Brookings Trade Forum*: 207-243. <http://www.jstor.org/stable/25063161>.
- Asche, Frank. 2001. "Testing the effect of an anti-dumping duty: The US salmon market." *Empirical economics* 26 (2): 343-355. <https://doi.org/10.1007/s001810000043>.
- Asche, Frank. 2008. "Farming the Sea." *Marine resource economics* 23 (4): 527-547. <https://doi.org/10.1086/mre.23.4.42629678>.
- Asche, Frank. 2014. *Exchange rates and the seafood trade*. Rome, Italy :  
<http://www.fao.org/3/bb216e/bb216e.pdf>.
- Asche, Frank , Atle G. Guttormsen, and Rasmus Nielsen. 2013. "Future challenges for the maturing Norwegian salmon aquaculture industry: An analysis of total factor productivity change from 1996 to 2008." *Aquaculture* 396-399: 43-50. <https://doi.org/10.1016/j.aquaculture.2013.02.015>.
- Asche, Frank, and Trond Bjørndal. 2011. *The economics of salmon aquaculture*. 2nd ed. Vol. 10. Chichester: Wiley-Blackwell.
- Asche, Frank, Helge Bremnes, and Cathy. R Wessells. 1999. "Product Aggregation, Market Integration, and Relationships between Prices: An Application to World Salmon Markets." *American journal of agricultural economics* 81 (3): 568-581. <https://doi.org/10.2307/1244016>.
- Asche, Frank, Atle G. Guttormsen, Tom Sebulonsen, and Elin H. Sissener. 2005. "Competition between farmed and wild salmon: the Japanese salmon market." *Agricultural economics* 33 (3): 333-340. <https://doi.org/10.1111/j.1574-0864.2005.00072.x>.
- Asche, Frank, Shabbar Jaffry, and Jessica Hartmann. 2007. "Price transmission and market integration: vertical and horizontal price linkages for salmon." *Applied Economics* 39 (19): 2535-2545. <https://doi.org/10.1080/00036840500486524>.
- Asche, Frank, Marius Sikveland, and Dengjun Zhang. 2018. "Profitability in Norwegian salmon farming: The impact of firm size and price variability." *Aquaculture Economics & Management* 22 (3): 306-317. <https://doi.org/10.1080/13657305.2018.1385659>.
- Asche, Frank, and Sigbjørn Tveterås. 2004. "On the Relationship Between Aquaculture and Reduction Fisheries." *Journal of agricultural economics* 55 (2): 245-265. <https://doi.org/10.1111/j.1477-9552.2004.tb00095.x>.
- Bahmani-Oskooee, Mohsen, and Nabil Ltaifa. 1992. "Effects of exchange rate risk on exports: crosscountry analysis." *World Development*: 1173-1181. [https://doi.org/10.1016/0305-750X\(92\)90008-J](https://doi.org/10.1016/0305-750X(92)90008-J).
- Bannock, Graham, R.E. Baxter, and Evans Davis. 1988. Law of one price In *The Penguin dictionary of economics*. London: Penguin Books.
- Berge, Aslak. 2014. "Mot rekordeksport på USA." iLaks Last Modified 08.09.2014. <https://ilaks.no/mot-rekordeksport-pa-usa/>.
- Bowe, Michael, and Thina M. Saltvedt. 2004. "Currency invoicing practices, exchange rate volatility and pricing-to-market: evidence from product level data." *International Business Review* 13 (23): 281-308. <https://doi.org/10.1016/j.ibusrev.2004.01.003>.

- DistanceFromTo. 2021. "Distance Between Cities on Map." <https://www.distancefromto.net/>.
- Engel, Charles, and John H. Rogers. 1996. "How Wide Is the Border?" *The American economic review* 86 (5): 1112-1125. [https://www.jstor.org/stable/2118281?seq=1#metadata\\_info\\_tab\\_contents](https://www.jstor.org/stable/2118281?seq=1#metadata_info_tab_contents).
- Engle, Robert F., and C. W. J. Granger. 1987. "Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing." *Econometrica* 55 (2): 251-276. <https://doi.org/10.2307/1913236>. <http://www.jstor.org/stable/1913236>.
- European Commission. 2021. "ERM II – The EU's Exchange Rate Mechanism." [https://ec.europa.eu/info/business-economy-euro/euro-area/introducing-euro/adoption-fixed-euro-conversion-rate/erm-ii-eus-exchange-rate-mechanism\\_en](https://ec.europa.eu/info/business-economy-euro/euro-area/introducing-euro/adoption-fixed-euro-conversion-rate/erm-ii-eus-exchange-rate-mechanism_en).
- Frankel, Jeffrey. 1997. *Regional Trading Blocs in the World Economic System*. Washington: Peterson Institute for International Economics.
- Frankel, Jeffrey, Ernesto Stein, and Shang-Jin Wei. 1995. "Trading blocs and the Americas: The natural, the unnatural, and the super-natural." *Journal of Development Economics* 47 (1): 61-95. [https://doi.org/10.1016/0304-3878\(95\)00005-4](https://doi.org/10.1016/0304-3878(95)00005-4).
- Froot, A. Kenneth, Micheal Kim, Kenneth Rogoff, and 2019. "The Law of One Price Over 700 Years." *Annals of economics and finance* 20 (1): 1-35. <https://doi.org/10.3386/w5132>.
- Fukuda, Shin-ichi, and Masanori Ono. 2006. "On the determinants of exporters' currency pricing: History vs. expectations." *Journal of the Japanese and international economics* 20 (4): 548-568. <https://doi.org/10.1016/j.jjie.2006.07.003>.
- Giovannini, Alberto. 1988. "Exchange rates and traded goods prices." *Journal of international economics* 24 (1): 45-68. [https://doi.org/10.1016/0022-1996\(88\)90021-9](https://doi.org/10.1016/0022-1996(88)90021-9).
- Goldberg, Linda S., and Cédric Tille. 2016. "Micro, macro, and strategic forces in international trade invoicing: Synthesis and novel patterns." *Journal of international economics* 102: 173-187. <https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2016.07.004>.
- Goldberg, Linda, and Cédric Tille. 2008. "Vehicle currency use in international trade." *Journal of International Economics* 76 (2): 177-192. <https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2008.07.001>.
- Goldberg, Pinelopi, and M. Michael Knetter. 1997. "Goods Prices and Exchange Rates: What Have We Learned?" *Journal of economic literature* 35 (3): 1243-1272. [https://www.jstor.org/stable/2729977?seq=1#metadata\\_info\\_tab\\_contents](https://www.jstor.org/stable/2729977?seq=1#metadata_info_tab_contents).
- Hauge, Tor Hugo, and Frank Asche. 2010. *Pricing to Market in Norwegian Seafood Exports*. EcoMod. <https://EconPapers.repec.org/RePEc:ekd:003306:330600064>.
- Head, Keith. 2003. "Gravity for beginners". <https://vi.unctad.org/tda/background/Introduction%20to%20Gravity%20Models/gravity.pdf>.
- Isard, Peter. 1977. "How Far Can We Push the "Law of One Price"?" *The American economic review* 67 (5): 942-948.
- Ito, T., S. Koibuchi, K. Sato, and J. Shimizu. 2010. "Why has the Yen Failed to become a Dominant Invoicing Currency in Asia?" *NBER Working Paper No. 16231*. National Bureau of Economic Research, Cambridge, MA. <https://doi.org/10.3386/w16231>.
- Kinnucan, Henry W., and Øystein Myrland. 2002. "The Relative Impact of the Norway-EU Salmon Agreement: a Mid-term Assessment." *Journal of agricultural economics* 53 (2): 195-219. <https://doi.org/10.1111/j.1477-9552.2002.tb00017.x>.
- Knetter, Michael M. 1989. "Price Discrimination by U.S. and German Exporters." *The American economic review* 79 (1): 198-210. <https://www.jstor.org/stable/1804781>.
- Knetter, Michael M. 1993. "International Comparisons of Pricing-to-Market Behavior." *The American Economic Review* 83 (3): 473-486. <http://www.jstor.org/stable/2117529>.

- Krugman, Paul. 1991. "Increasing Returns and Economic Geography." *Journal of Political Economy* 99 (3): 483-99. <https://EconPapers.repec.org/RePEc:ucp:jpolec:v:99:y:1991:i:3:p:483-99>.
- Krugman, Paul. 1986. "Pricing to Market when the Exchange Rate Changes." *National Bureau of Economic Research Working Paper Series*. <https://www.nber.org/papers/w1926>.
- Kvaløy, Ola, and Ragnar Tveterås. 2008. "Cost Structure and Vertical Integration between Farming and Processing." *Journal of Agricultural Economics* 59 (2): 296-311. <https://doi.org/https://doi.org/10.1111/j.1477-9552.2007.00149.x>.
- Laksefakta. 2021. "Lakseoppdrett i Norge." Accessed 20.04.2021. <https://laksefakta.no/lakseoppdrett-i-norge/>.
- Larsen, Thomas A., and Frank Asche. 2011. "Contracts in the Salmon Aquaculture Industry: An Analysis of Norwegian Salmon Exports." *Marine resource economics* 26 (2): 141-150. <https://doi.org/10.5950/0738-1360-26.2.141>.
- Marston, Richard C. 1990. "Pricing to market in Japanese manufacturing." *Journal of International Economics* 29 (3-4): 217-236. [https://doi.org/10.1016/0022-1996\(90\)90031-G](https://doi.org/10.1016/0022-1996(90)90031-G).
- McCallum, J. 1995. "National borders matter: Canada-US regional trade patterns." *American Economic Review* 85 (3): 615-623. <https://www.jstor.org/stable/2118191>.
- Menon, Jayant. 1995. "Exchange rate pass-through " *Journal of economic surveys* 9 (2): 197-231. <https://doi.org/10.1111/j.1467-6419.1995.tb00114.x>.
- Miljkovic, Dragan. 1999. "The Law of One Price in International Trade: A Critical Review." *Review of Agricultural Economics* 21 (1): 126-139. <https://doi.org/10.2307/1349976>.
- Mowi. 2021. "Integrated Annual Report 2020." Accessed 04.03.2021. [https://corpsite.azureedge.net/corpsite/wp-content/uploads/2021/03/Mowi\\_Integrated\\_Annual\\_Report\\_2020.pdf](https://corpsite.azureedge.net/corpsite/wp-content/uploads/2021/03/Mowi_Integrated_Annual_Report_2020.pdf).
- Norges Bank. 2021. "Valutakurser ". Norges Bank Accessed 02.02.2021. <https://www.norges-bank.no/tema/Statistikk/Valutakurser/?tab=currency&id=USD>.
- Norges fiskeri og Kysthistorie. (u.d). "Havbruksnæringen - et eventyr i Kyst-Norge ". Institutt for arkeologi, historie, kultur- og religionsvitenskap, UIB. Accessed 22.02.2021. <https://norges-fiskeri-og-kysthistorie.w.uib.no/bokverket/bind-5-havbrukshistorie/>.
- Norges Sjømatråd. 2019. "På lag med japanske sjømataktører for å sikre norsk sjømat." Accessed 24.04.2021. <https://seafood.no/aktuelt/nyheter/pa-lag-med-japanske-sjomataktorer-for-a-sikre-norsk-sjomat/>.
- Norges Sjømatråd. 2021. "Nøkkeltall." Accessed 02.02.2021. <https://nokkeltall.seafood.no/>.
- NOU. 2019: 18. *Skattlegging av havbruksvirksomhet*. Oslo: Finansdepartementet <https://www.regjeringen.no/no/dokumenter/nou-2019-18/id2676239/>.
- NOU. 2020: 8. *Grunnlaget for inntektsoppgjørene 2020*. Oslo Arbeids- og sosialdepartementet. <https://www.regjeringen.no/no/dokumenter/nou-2020-8/id2714942/?ch=11>.
- Officer, Lawrence H. 1986. "The law of one price cannot be rejected: Two tests based on the tradable/nontradable price ratio." *Journal of macroeconomics* 8 (2): 159-182. [https://doi.org/10.1016/0164-0704\(86\)90002-9](https://doi.org/10.1016/0164-0704(86)90002-9).
- Olsen, Bjørn Erik. 2014. "Rå suksess." Nofima. Accessed 20.04.2021. <https://nofima.no/nyhet/2010/11/raa-suksess/>.
- Olson, Tyler K., and Keith R. Criddle. 2008. "Industrial evolution: A case study of chilean salmon aquaculture. ." *Aquaculture Economics & Management* 12 (2): 89-106. <https://doi.org/10.1080/13657300802110687>.



- Ortega, David L., H. Holly Wang, and Nicole J. Olynk Widmar. 2014. "Aquaculture imports from Asia: an analysis of U.S. consumer demand for select food quality attributes." *Agricultural Economics* 45 (5): 625-634. <https://doi.org/10.1111/agec.12111>.
- Protopapadakis, Aris, and Hans R Stoll. 1986. "The Law of One Price in international commodity markets: A reformulation and some formal tests." *Journal of International Money and Finance* 5 (3): 335-360. [https://doi.org/10.1016/0261-5606\(86\)90034-3](https://doi.org/10.1016/0261-5606(86)90034-3).
- Protopapadakis, Aris, and Hans Stoll. 1983. "Spot and Futures Prices and the Law of One Price." *Journal of Finance* 38 (5): 1431-55. <https://EconPapers.repec.org/RePEc:bla:jfinan:v:38:y:1983:i:5:p:1431-55>.
- Richardson, J. David. 1978. "Some empirical evidence on commodity arbitrage and the law of one price." *Journal of International Economics* 8 (2): 341-351. [https://doi.org/https://doi.org/10.1016/0022-1996\(78\)90027-2](https://doi.org/https://doi.org/10.1016/0022-1996(78)90027-2).
- Rogoff, Kenneth. 1996. "The Purchasing Power Parity Puzzle." *Journal of Economic Literature* 34 (2): 647-668. <http://www.jstor.org/stable/2729217>.
- Rosen, Harvey S., Ted Gayer, and Abdülkadir Civan. 2014. *Public finance*. 10th ed. Maidenhead: McGraw-Hill.
- Salazar, Leonardo, and Jorge Dresdner. 2020. "Market integration and price leadership: The U.S. Atlantic salmon market." *Aquaculture Economics & Management*: 1-15. <https://doi.org/10.1080/13657305.2020.1843562>.
- Sarno, Lucio , and Mark. P Taylor. 2002. "Purchasing Power Parity and the Real Exchange Rate." *IMF staff papers* 49 (1): 65-105. <https://www.jstor.org/stable/3872492>.
- Seaton, Jonathan S., and Michael Waterson. 2013. "Identifying and characterising price leadership in British supermarkets." *International Journal of Industrial Organization* 31 (5): 392-403. <https://doi.org/https://doi.org/10.1016/j.ijindorg.2013.07.002>.
- Slade, Margaret E. 1986. "Exogeneity Tests of Market Boundaries Applied to Petroleum Products." *The Journal of Industrial Economics* 34 (3): 291-303. <https://doi.org/10.2307/2098572>.
- Statistisk Sentralbyrå. 2020. "Oppdrett til heile verda ". Accessed 31.01.2021. <https://www.ssb.no/jord-skog-jakt-og-fiskeri/artikler-og-publikasjoner/oppdrettslaks-til-heile-verda>.
- Statistisk Sentralbyrå. 2021. "Utenrikshandel med varer." Accessed 30.03.2021. <https://www.ssb.no/statbank/table/08799/>.
- Steen, Frode, and Kjell G. Salvanes. 1999. "Testing for market power using a dynamic oligopoly model." *International Journal of Industrial Organization* 17 (2): 147-177. [https://doi.org/10.1016/S0167-7187\(97\)00025-8](https://doi.org/10.1016/S0167-7187(97)00025-8).
- Stigler, George, and Robert A. Sherwin. 1985. "The Extent of the Market." *Journal of Law and Economics* 28 (3): 555-85. <https://doi.org/10.1086/467101>.
- Straume, Hans-Martin. 2014. "Currency Invoicing in Norwegian Salmon Export." *Marine resource economics* 29 (4): 391-409. <https://doi.org/10.1086/678930>.
- Wooldridge, Jeffrey M. 2014. *Introduction to econometrics*. Europe, Middle East and Africa ed. Andover: Cengage Learning.
- Xie, Jinghua , Henry W. Kinnucan, and Myrland Øystein. 2008. "The Effects of Exchange Rates on Export Prices of Farmed Salmon." *Marine resource economics* 23 (4): 439-457. <https://doi.org/10.1086/mre.23.4.42629674>.


## Appendiks:


A1.0 En oversikt over land for de ulike produktgruppene og hvordan dataene er hentet.


### A1.1 Oversikt over land

<b>Fersk hel laks</b>	<b>Fersk filet av laks</b>
Tyskland	Tyskland
Frankrike	Frankrike
Italia	Italia
Nederland	Nederland
Polen	Polen
Storbritannia	Storbritannia
Danmark	Danmark
Sverige	Sverige
Japan	Japan
USA	USA
Sør-Korea	Singapore
Singapore	Spania
Hong Kong	Belgia
Spania	Sveits
Finland	
Portugal	
Tsjekkia	
Belgia	
Sveits	
Østerrike	

## A1.2 Hvordan dataene er hentet ut

  
**Velg tabell**

  
**Velg variabler**

  
**Vis resultat**

### 08799: Utenrikshandel med varer, etter varenummer (HS) og land 1988M01 - 2021M04

[Informasjon om tabell](#) [Listevising](#)

#### Statistikkvariabel

Må velges \*

Velg alle  Opphev alle

Valgt 2 av totalt 3

Mengde 1 (M1)
Verdi (kr)
Mengde 2 (M2)

#### Måned

Må velges \*

Velg alle  Opphev alle

Søk

Starten av ord

Valgt 228 av totalt 400

2021M04
2021M03
2021M02
2021M01
2020M12
2020M11
2020M10
2020M09

#### Varenummer

Må velges \*

Velg alle  Opphev alle

→ Gå til: Velg verdier fra gruppe

Søk

Starten av ord

Valgt 0 av totalt 661

03011000 (m1=kg, m2=nei) Akvariefisk, levende
03011100 (m1=kg, m2=nei) Akvariefisk, ferskvann
03011900 (m1=kg, m2=nei) Akvariefisk, unntatt
03019100 (m1=kg, m2=nei) Ørret, levende
03019200 (m1=kg, m2=nei) Ål (Anguilla-arter)
03019300 (M1=kg, m2=nei) Karpe, levende, av
03019400 (m1=kg, m2=nei) Makrellstorje, levende

#### Import/eksport

Må velges \*

Velg alle  Opphev alle

Valgt 1 av totalt 2

Import
Eksport

#### Land

Må velges \*

Velg alle  Opphev alle

→ Gå til: Velg verdier fra gruppe

Søk

Starten av ord

Valgt 0 av totalt 59

Albania
Andorra
Belgia
Bosnia-Hercegovina
Bulgaria
Danmark
Estland

## A2.0 Korrelasjon og svingninger mellom eksportprisene

### A2.1 Korrelasjon mellom de avhengige variablene

I datasettet forventes det at korrelasjonen mellom prisene til de ulike eksportdestinasjonen er høye. Det er dermed ønskelig å undersøke korrelasjonen mellom referanselandet sine priser og prisene til de utvalgte eksportdestinasjonene. Det er stor grunn til å tro at eksportprisene henger svært tett sammen, spesielt til de landene som har felles valutakurs. I korrelasjonsmatrisen er tidsserien til de ulike eksportprisene satt på logaritme form.

Korrelasjon: Priser	Frankrike	Korrelasjon: Priser	Frankrike
Tyskland	0.997	Tyskland	0.926
Italia	0.992	Italia	0.925
Nederland	0.997	Nederland	0.942
Polen	0.990	Polen	0.830
Storbritannia	0.984	Storbritannia	0.982
Danmark	0.992	Danmark	0.943
Sverige	0.993	Sverige	0.951
Japan	0.991	Japan	0.847
USA	0.966	USA	0.416
Sør-Korea	0.982	Sør-Korea	0.791
Singapore	0.989	Singapore	0.889
Hong Kong	0.985	Hong Kong	0.802
Spania	0.997	Spania	0.942
Finland	0.986	Finland	0.932
Portugal	0.991	Portugal	0.924
Tsjekkia	0.985	Tsjekkia	0.845
Belgia	0.997	Belgia	0.921
Sveits	0.978	Sveits	0.658
Østerrike	0.986	Østerrike	0.865

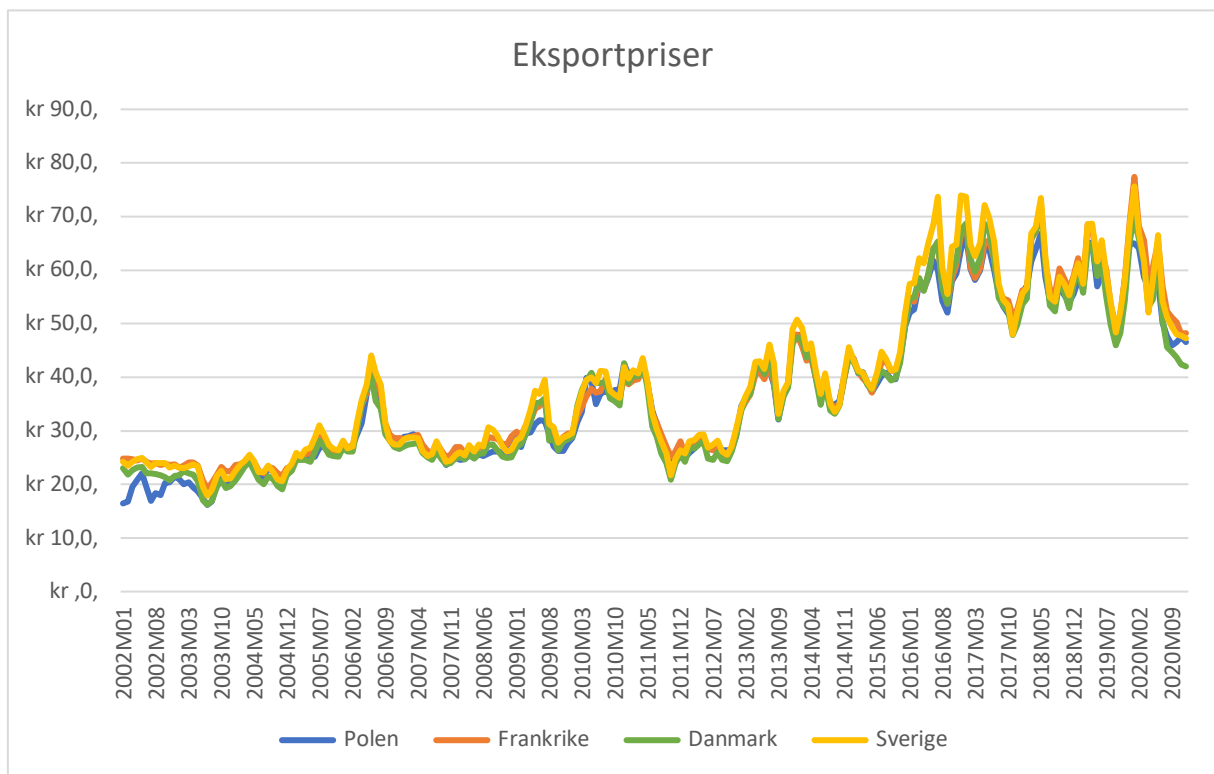
Tabell A2.1.1: Korrelasjonskoeffisient mellom eksportprisene til landene for fersk oppdrettslaks hel, på logaritmeform

Tabell A2.1.2: Korrelasjonskoeffisient mellom eksportprisene til landene for fersk oppdrettslaks hel, på første differensiert logaritmeform

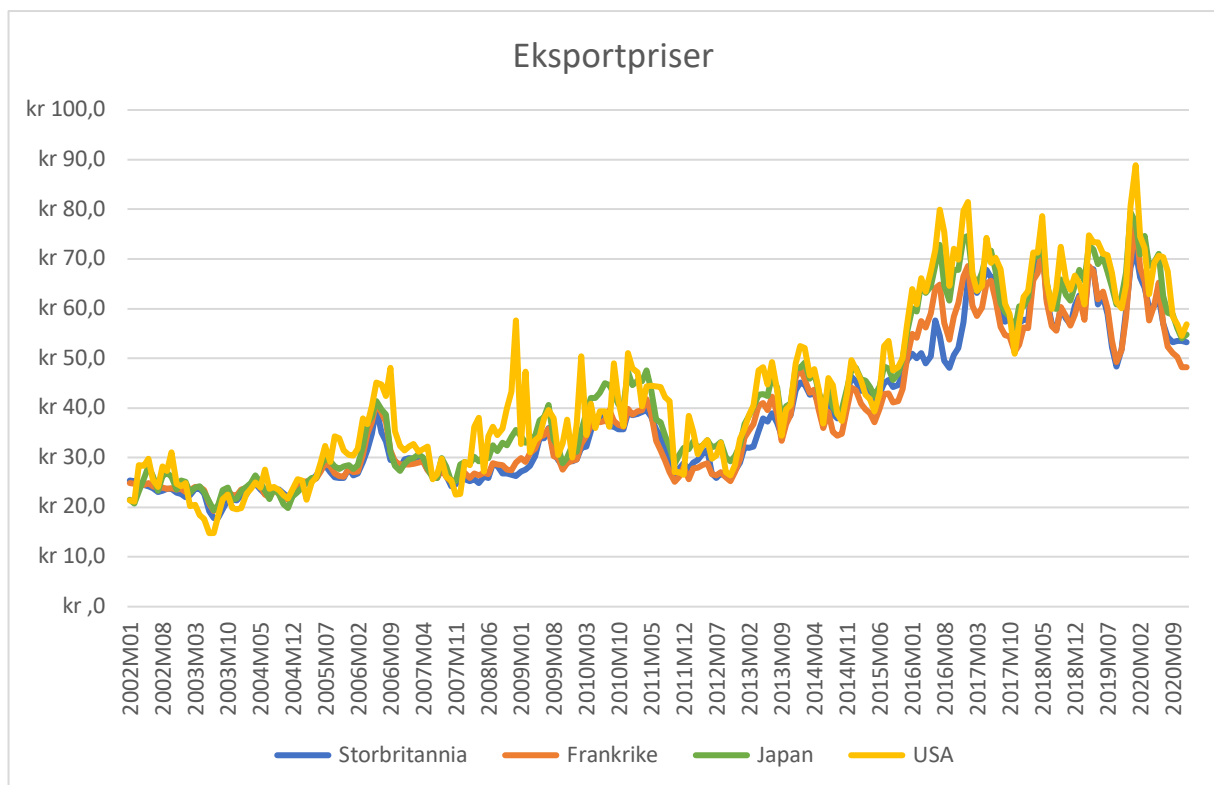
I tabell A1.1 er resultatet akkurat som forventet, hvor alle korrelasjonskoeffisientene i tabellen er høyere enn 0,96, som betyr en svært høy korrelasjon i de parvise landskombinasjonene. De fleste koeffisientene ligger mellom 0.98 til perfekt korrelasjon. Den høye korrelasjonen mellom forklaringsvariablene kan forklares ved at de blir påvirket av de samme faktorene, som også stemmer siden prisene gjelder for den samme varen. For å redusere denne korrelasjonen blir variablene satt på logaritmisk førstedifferanse form.

I tabell A1.2 viser at korrelasjonen mellom variablene fortsatt er relativt høye. Det jeg har gjort da er å ta prisene til det landet vi velger å se på, minus referanselandet sine priser. Vi får eksempelvis enn følgende uttrykk for dette:  $\Delta \ln \text{JPN-FRA}$ . Når den sammenlignes med eksempelvis prisdifferanse mellom USA og Frankrike ( $\Delta \ln \text{USA-FRA}$ ), er korrelasjonen betydelig lavere (0,28).

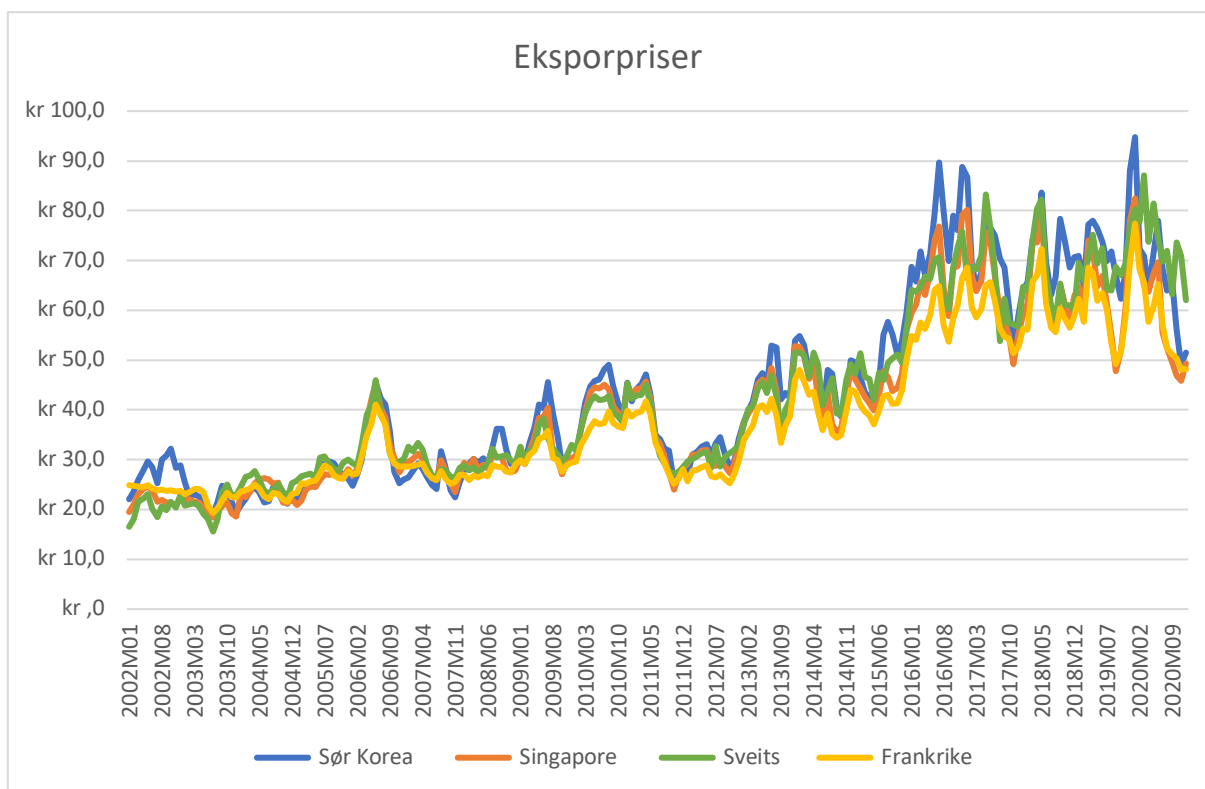
## A2.2 Prisutvikling for utvalgte land



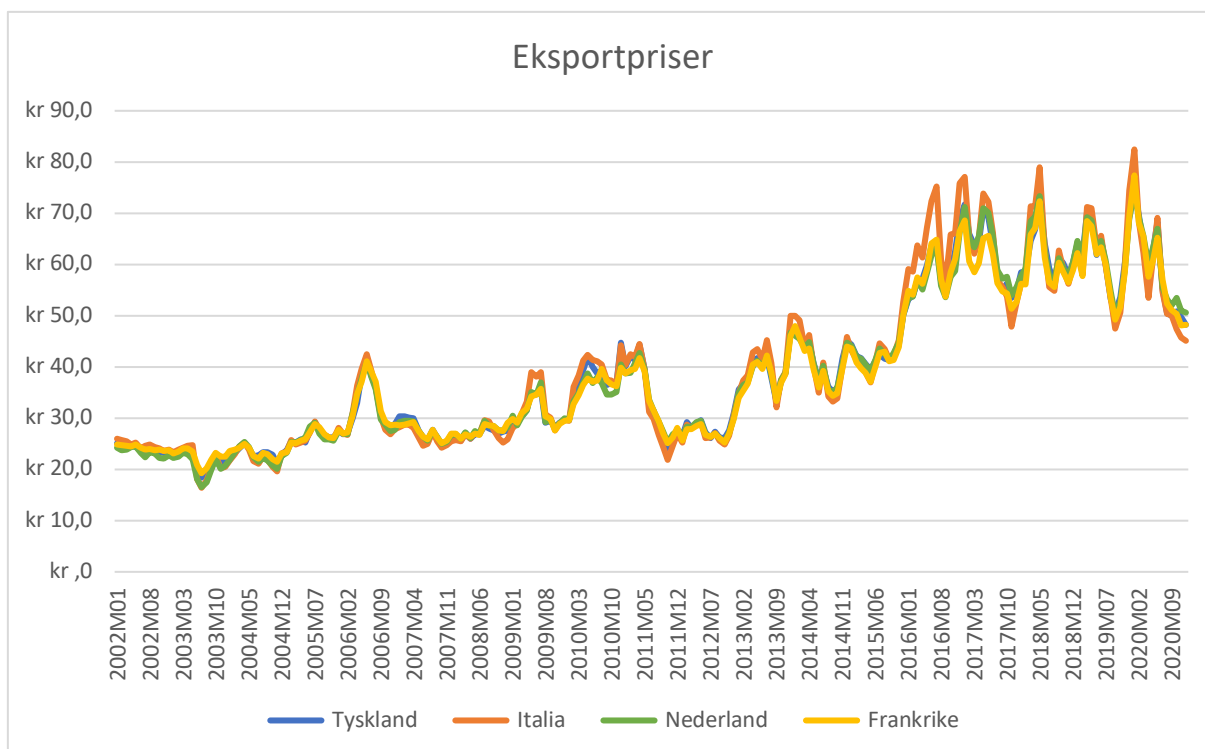
Tabell A2.2.1: Utvikling av eksportpriser av fersk oppdrettslaks (NOK) for Frankrike, Polen, Sverige og Danmark i perioden 2002M1-2020M12.



Tabell A2.2.2: Utvikling av eksportpriser av fersk oppdrettslaks (NOK) for Frankrike, USA, Japan og Storbritannia i perioden 2002M1-2020M12.



Tabell A2.2.3: Utvikling av eksportpriser av fersk oppdrettslaks (NOK) for Frankrike, Sør-Korea, Singapore og Sveits i perioden 2002M1-2020M12.



Tabell A2.2.4: Utvikling av eksportpriser av fersk oppdrettslaks (NOK) for Frankrike, Italia, Nederland og Tyskland i perioden 2002M1-2020M12.

### A3.0 Resultater fra ADF-test

Her er resultatene fra ADF-testene for eksportpriser og valutakurser.

Tabell A3.1: Resultater av ADF-testene, månedlige data fra januar 2002 – desember 2020 for fersk hel laks.

	ADF-test	1% kritisk verdi
Japan	-12.862	-3.468
USA	-19.344	-3.468
Sverige	-12.428	-3.468
Polen	-11.774	-3.468
Danmark	-12.135	-3.468
Storbritannia	-11.894	-3.468
Tsjekkia	-14.931	-3.468
Sør-Korea	-13.018	-3.468
Hong Kong	-12.539	-3.468
Singapore	-12.570	-3.468
Sveits	-15.329	-3.468
Nederland	-12.292	-3.468
Italia	-12.829	-3.468
Spania	-12.449	-3.468
Finland	-12.687	-3.468
Portugal	-12.915	-3.468
Belgia	-12.855	-3.468
Østerrike	-14.970	-3.468
Tyskland	-12.350	-3.468
Frankrike	-11.907	-3.468

Tabell A3.2: Resultater av ADF-testene, månedlige data fra januar 2009 – desember 2019 for filet av laks.

	ADF-test	1% kritisk verdi
Japan	-10.295	-3.499
USA	-10.075	-3.499
Sverige	-11.129	-3.499
Polen	-11.648	-3.499
Danmark	-16.095	-3.499
Storbritannia	-12.013	-3.499
Singapore	-9.182	-3.499
Sveits	-15.262	-3.499
Nederland	-11.487	-3.499
Italia	-20.100	-3.499
Spania	-13.633	-3.499
Frankrike	-8.824	-3.499
Belgia	-12.631	-3.499
Tyskland	-14.180	-3.499

Tabell A3.3: Resultater av ADF-testene, månedlige data fra januar 2002 – desember 2020 for valutakurs.

	ADF-test	1% kritisk verdi
EUR	-11.916	-3.468
JPY	-10.720	-3.468
GBP	-11.787	-3.468
USD	-10.043	-3.468
PLN	-11.477	-3.468
DKK	-11.904	-3.468
SEK	-12.326	-3.468
KRW	-11.878	-3.468
SGD	-10.976	-3.468
CHF	-12.381	-3.468

#### A4.0 Resultater fra Newey-West regresjonene:

Observasjonen og metode er identisk med analysen gjennomført i kapittel 6. Forskjellen er at kommando *newey* med 12 lags blir benyttet. Koeffisienten er de samme, men standardavvikene og signifikansnivåene er forskjellig. I gjennomsnitt er standardavvikene noe lavere enn i analysen hvor kommando *reg* med robuste standardavvik tas i bruk, men de er marginale. Standardavviken til eksportprisene, ved en prisendring i Frankrike er så å si identiske, mens det er marginale prosentvise forskjeller i valutakursene.

Felles effekten på valutakurs og avstand er ikke inkludert-

Tabell A4.0: Estimerte priseffekter på fersk hel laks i land forårsaket av prisendring i Frankrike i perioden 2002M1-2020M12.

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	$\Delta \ln ITA$	$\Delta \ln BEL$	$\Delta \ln NLD$	$\Delta \ln ESP$	$\Delta \ln DEU$	$\Delta \ln FIN$	$\Delta \ln AUT$	$\Delta \ln PRT$
$\Delta \ln P^F$	1.357*** (0.0365)	1.115*** (0.0415)	0.983*** (0.0353)	1.072*** (0.0450)	0.973*** (0.0381)	1.367*** (0.0390)	1.407*** (0.0488)	1.226*** (0.0508)
_cons	-0.00153 (0.00110)	0.000458 (0.000858)	0.000383 (0.000753)	0.000642 (0.00110)	0.0000390 (0.000799)	-0.00120 (0.00125)	- 0.000949 (0.00162)	- 0.000572 (0.00123)
<i>N</i>	227	227	227	227	227	227	227	227

Merknad: Tabellen viser den estimerte effekten av en endring prisen til Frankrike for europeiske land gjennom en Newey-West regresjon. Koeffisientene er estimert gjennom parvise landsammenligninger. Standardfeil i parentes. \*  $p < 0.1$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$



Tabell A4.1: Estimerte priseffekter på fersk laks hel i land forårsaket av prisendring i Frankrike og valutakursendring (EUR) i perioden 2002M1-2020M12).

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)
	$\Delta \ln \text{SWE}$	$\Delta \ln \text{POL}$	$\Delta \ln \text{DAN}$	$\Delta \ln \text{CZE}$	$\Delta \ln \text{SWI}$	$\Delta \ln \text{USA}$	$\Delta \ln \text{JPN}$	$\Delta \ln \text{GBR}$	$\Delta \ln \text{ROK}$	$\Delta \ln \text{SGP}$	$\Delta \ln \text{HKG}$
$\Delta \ln P^F$	1.202*** (0.0309)	0.857*** (0.0563)	1.135*** (0.0407)	1.235*** (0.0376)	0.854*** (0.0930)	0.852*** (0.114)	0.897*** (0.0526)	0.773*** (0.0392)	1.191*** (0.0558)	1.202*** (0.0461)	1.226*** (0.0633)
$\Delta \ln E^I_{\text{Euro}}$	-0.279** (0.133)	-0.137 (0.174)	0.699 (2.252)	0.0574 (0.274)	-0.155 (0.228)	-0.564** (0.280)	-0.346*** (0.0633)	-0.426*** (0.0696)	-0.219 (0.228)	-0.118 (0.139)	-0.309 (0.216)
_cons	-0.000435 (0.000903)	0.00223 (0.00166)	-0.000645 (0.000876)	-0.000284 (0.00189)	0.00314 (0.00204)	0.00261 (0.00351)	0.00163 (0.00136)	0.00173 (0.00152)	0.000400 (0.00220)	0.000579 (0.00159)	0.000964 (0.00232)
N	227	227	227	227	227	227	227	227	227	227	227

Merknad: Tabellen viser den estimerte effekten av en endring i prisen til Frankrike og euro gjennom en Newey-West regresjon. Koeffisientene er estimert gjennom parvise landsammenligninger.

Parameteren for valutakursen er gitt ved å ta kursenheten for euro minus de ulike valutaenheten i utvalget. Standardfeil i parentes. \*  $p < 0.1$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$

Tabell A4.2: Estimerte priseffekter på fersk laks i land forårsaket av prisendring i Frankrike og valutakursendring (EUR) når anhengig variabel er på prisdifferanseform i perioden 2002M1-

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)
	$\Delta \ln (\text{SWE-FRA})$	$\Delta \ln (\text{POL-FRA})$	$\Delta \ln (\text{DAN-FRA})$	$\Delta \ln (\text{CZE-FRA})$	$\Delta \ln (\text{SWI-FRA})$	$\Delta \ln (\text{USA-FRA})$	$\Delta \ln (\text{JPN-FRA})$	$\Delta \ln (\text{GBR-FRA})$	$\Delta \ln (\text{ROK-FRA})$	$\Delta \ln (\text{SGP-FRA})$	$\Delta \ln (\text{HKG-FRA})$
$\Delta \ln E^I_{\text{Euro}}$	-0.246 (0.138)	-0.130 (0.175)	0.850 (2.340)	0.00294 (0.282)	-0.177 (0.222)	-0.568* (0.280)	-0.386*** (0.0692)	-0.444*** (0.0932)	-0.202 (0.230)	-0.122 (0.149)	-0.304 (0.232)
_cons	0.000140 (0.000985)	0.00181 (0.00161)	-0.000254 (0.00104)	0.000355 (0.00193)	0.00268 (0.00203)	0.00219 (0.00346)	0.00134 (0.00141)	0.00110 (0.00172)	0.000947 (0.00228)	0.00117 (0.00158)	0.00162 (0.00233)
N	227	227	227	227	227	227	227	227	227	227	227

Merknad: Tabellen viser den estimerte effekten av en endring i euro på lakseprisene gjennom en Newey-West regresjon. Koeffisientene er estimert gjennom parvise landsammenligninger. I tabell en er den avhengige variabelen subtrahert med prisen i Frankrike. Parameteren for valutakursen er gitt ved å ta kursenheten for euro minus de ulike valutaenheten i utvalget. Standardfeil i parentes. \*  $p < 0.1$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$

Tabell A4.3: Estimerte pris effekter på fersk filet av laks i land forårsaket av prisendring i Frankrike i perioden 2009M1-2019M12

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	$\Delta \ln \text{ESP}$	$\Delta \ln \text{ITA}$	$\Delta \ln \text{DEU}$	$\Delta \ln \text{NLD}$	$\Delta \ln \text{BEL}$
$\Delta \ln P^F$	0.806*** (0.122)	1.058*** (0.346)	0.931*** (0.185)	0.868*** (0.171)	0.591*** (0.110)
_cons	0.000802 (0.00410)	-0.00134 (0.00507)	0.00103 (0.00356)	0.00194 (0.00298)	0.00254 (0.00282)
<i>N</i>	132	132	132	132	132

Merknad: Tabellen viser den estimerte effekten av en endring i lakseprisen til Frankrike for europeiske land gjennom en Newey-West regresjon. Koeffisientene er estimert gjennom parvise landsammenligninger. Standardfeil i parentes. \*  $p < 0.1$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$

Tabell A4.4: Estimerte pris effekter på fersk filet av laks i land forårsaket av prisendring i Frankrike og valutakursendring (EUR) i perioden 2009M1-2019M12.

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	$\Delta \ln \text{SWE}$	$\Delta \ln \text{POL}$	$\Delta \ln \text{DAN}$	$\Delta \ln \text{JPM}$	$\Delta \ln \text{USA}$	$\Delta \ln \text{SGP}$	$\Delta \ln \text{GBR}$	$\Delta \ln \text{SWI}$
$\Delta \ln P^F$	0.505*** (0.0537)	0.945*** (0.174)	0.996*** (0.152)	0.165*** (0.0470)	0.392*** (0.0627)	1.359*** (0.111)	0.234 (0.127)	0.791*** (0.203)
$\Delta \ln E_{Euro}^J$	-0.783*** (0.246)	0.0620 (0.0472)	5.485 (12.55)	0.00750 (0.0329)	-0.615** (0.252)	0.0232 (0.0171)	-0.577 (0.317)	0.557 (0.557)
_cons	0.00168 (0.00264)	0.0459 (0.0341)	0.00249 (0.00515)	0.0167 (0.0633)	0.00252 (0.00308)	0.0366 (0.0291)	0.00611 (0.00453)	0.00326 (0.00418)
<i>N</i>	132	132	132	132	132	132	132	132

Merknad: Tabellen viser den estimerte effekten av en endring i prisen til Frankrike og euro gjennom en Newey-West regresjon. Koeffisientene er estimert gjennom parvise landsammenligninger. Parameteren for valutakursen er gitt ved å ta kursenheden for euro minus de ulike valutaenheten i utvalget. Standardfeil i parentes. \*  $p < 0.1$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$

Tabell A4.5: Estimerte pris effekter på fersk filet av laks i land forårsaket av prisendring i Frankrike og valutakursendring (EUR) når avhengig variabel er på prisdifferanseform i perioden 2009M1-2019M12.

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	$\Delta \ln \text{SWE}/$ $\text{FRA}$	$\Delta \ln \text{POL}/$ $\text{FRA}$	$\Delta \ln \text{DEN}/$ $\text{FRA}$	$\Delta \ln \text{JPN}/$ $\text{FRA}$	$\Delta \ln \text{USA}/$ $\text{FRA}$	$\Delta \ln \text{SGP}/$ $\text{FRA}$	$\Delta \ln \text{GBR}/$ $\text{FRA}$	$\Delta \ln \text{SWI}/$ $\text{FRA}$
$\Delta \ln E_{Euro}^J$	-0.746*** (0.266)	0.0306 (0.0575)	5.497 (12.44)	-0.0234 (0.0353)	-0.501 (0.310)	0.0117 (0.0212)	-0.517 (0.377)	1.536** (0.625)
_cons	-0.00116 (0.00227)	0.0258 (0.0431)	0.00247 (0.00504)	-0.0454 (0.0686)	0.00183 (0.00424)	0.0197 (0.0354)	0.00174 (0.00475)	0.00725 (0.00400)
<i>N</i>	132	132	132	132	132	132	132	132

Merknad: Tabellen viser den estimerte effekten av en endring i euro på lakseprisene gjennom en Newey-West regresjon. Koeffisientene er estimert gjennom parvise landsammenligninger. I tabell en er den avhengige variabelen subtrahert med prisen i Frankrike. Parameteren for valutakursen er gitt ved å ta kursenheden for euro minus de ulike valutaenheten i utvalget. Standardfeil i parentes. \*  $p < 0.1$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$