



Handelshøyskolen BI

BTH 36201 Bacheloroppgave - Økonomi og administrasjon

Bachelor thesis 100%

Predefinert informasjon

Startdato:	08-01-2024 09:00 CET
Sluttdato:	03-06-2024 12:00 CEST
Eksamensform:	D
Termin:	202410
Vurderingsform:	Norsk 6-trinns skala (A-F)
Flowkode:	202410 10679 IN17 B D
External assessor:	External assessor 1
Internal assessor:	Internal assessor 1

Deltaker

Navn: Morten Vollan og Sebastian Pedersen D'incan

Informasjon fra deltaker

Tittel *:	Empirisk test for Marshall-Lerner betingelsen: Gjelder Marshall Lerner betingelsen for Norge og deres største handelspartnere?»
Navn på veileder *:	Atle Haugen

Inneholder besvarelsen
konfidensielt
materiale?: Nei

Kan besvarelsen
offentliggjøres?: Ja

Gruppe

Gruppenavn: (Anonymisert)

Gruppenummer: 4

Andre medlemmer i gruppen:

Marshall-Lerner betingelsen

Empirisk test for Marshall-Lerner betingelsen: *Gjelder Marshall Lerner betingelsen for Norge og deres største handelspartnere?*

Sebastian Pedersen D`incan og Morten Vollan Andreassen

Veileder: Atle Haugen

Juni 2024

BTH 3620 – Bacheloroppgave - Økonomi og Administrasjon

Innleveringsdato: 02.06.2024

Handelshøyskolen BI, Campus Bergen

«Denne oppgaven er gjennomført som en del av studiet ved Handelshøyskolen BI.

Dette innebærer ikke at Handelshøyskolen BI går god for de metoder som er anvendt, de resultater som er fremkommet, eller de konklusjoner som er trukket».

Forord

Denne bacheloroppgaven markerer slutten på studieløpet innen Økonomi og Administrasjon ved Handelshøyskolen BI.

Oppgavens tema reflekterer våres interesse for internasjonale handelsstrømmer, samt valutakursers generelle påvirkningsevne på handel. Arbeidet med oppgaven har vært enormt lærerikt, men også utfordrende. Vi har med dette tilegnet oss ny og relevant kunnskap til videre masterstudier.

Vi ønsker å rette en stor takk til vår veileder Atle Haugen, for gode og konstruktive tilbakemeldinger. Samt Hans-Martin Straume for verdifull innsikt i programvaren STATA.

Sammendrag

I denne utredningen undersøker vi effekten av realvalutakursendringer på handelsbalansen mellom Norge og utvalgte handelspartnere gjennom en empirisk test av Marshall-Lerner betingelsen for perioden 2010 til 2023. Formålet med oppgaven er å avdekke om en realdepresiering av valutakursen faktisk forbedrer handelsbalansen som betingelsen påstår.

Innledningsvis presenteres det teoretiske grunnlaget som tar for seg sammenhengen mellom valutakursteori og handelsbalanse, i tillegg til faktorer som påvirker balansen på kort- og lang sikt. Deretter ser vi på tidligere empiriske studier for å få en innsikt i metodikken og for å bygge forventninger til egne tester. Videre gjennomføres en deskriptiv analyse i en grafisk fremstilling av forklaringsvariablene som oppgaven bygges på. I metodedelen blir modellrammeverket grundig belyst, hvor valget mellom de ulike økonomiske metodene blir vurdert for å sikre at resultatene er robuste og pålitelige.

I den empiriske analysen blir resultatene fremstilt og diskutert. Noe overraskende var mangelen på kointegrerte vektorer mellom landene. Derimot fant vi en langsiktig sammenheng mellom Norge og Storbritannia, hvor vi konkluderte med at Marshall-Lerner betingelsen var gjeldende. Avslutningsvis drøftes mulige årsaker til analysens implikasjoner, og ufullstendige effekter på kort- og lang sikt.

Innholdsfortegnelse

1.0	INTRODUKSJON	1
2.0	TEORI	2
2.1	<i>NOMINELL- OG REALVALUTAKURS</i>	2
2.3	<i>MARSHALL-LERNER BETINGELSEN</i>	2
2.4	<i>J-KURVEN</i>	6
2.5	<i>EØS-AVTALEN</i>	8
3.0	EMPIRISK FORANKRING	9
4.0	DATA	12
4.1	FORKLARINGSVARIABLER	12
4.2	DESKRIPTIV ANALYSE	13
4.2.1	<i>Handelsbalansen</i>	13
4.2.2	<i>Valutakurser</i>	14
4.2.3	<i>Bruttonasjonalproduktet</i>	15
5.0	ØKONOMETRISK METODE	16
5.2	EGENSKAPER VED TIDSSERIEDATA	16
5.2.1	<i>Stasjonaritet</i>	16
5.2.2	<i>Dickey-Fuller test</i>	17
5.2.4	<i>AR og VAR-modellen</i>	18
5.2.5	<i>Integrasjon</i>	19
5.2.6	<i>Kointegrasjon</i>	19
6.0	EMPIRISK ANALYSE	23
6.1	<i>STASJONARITET</i>	24
6.2	<i>MODELLSPESIFIKASJON</i>	25
6.3	<i>JOHANSEN-TEST FOR KOINTEGRASJON</i>	26
6.4	<i>LANGSIKTIGE OG KORTSIKTIGE SAMMENHENGER</i>	27
6.5	<i>VIDERE DISKUSJON</i>	29
6.5.1	<i>Svakheter ved analysen</i>	30
7.0	KONKLUSJON	31
	LITTERATURLISTE	32
	APPENDIKS	36
A1	<i>DATAKILDER</i>	36
A2	<i>FORKLARINGSVARIABLER</i>	37
A3	<i>RESULTATER</i>	39

Tabell-liste

Tabell 1: Forklaringsvariabler.....	37
Tabell 2: Resultater fra ADF-tester	39
Tabell 3: Optimal antall lags.....	40
Tabell 4: Resultater fra Johansen-test.....	40
Tabell 5: VECM resultater.....	41
Tabell 6: IRF-resultater	41

Figur-liste

Figur 1: J-curve.....	6
Figur 2: <i>Import/Eksport for Storbritannia</i>	13
Figur 3: <i>Import/Eksport for Nederland</i>	13
Figur 4: <i>Import/Eksport for Sverige</i>	14
Figur 5: <i>Import/Eksport for Tyskland</i>	14
Figur 6: <i>Import/Eksport for USA</i>	14
Figur 7: <i>Realvalutakurser</i>	15
Figur 8: <i>Realvalutakurs for Sverige</i>	15
Figur 9: <i>Reelt BNP for de respektive landene</i>	15

1.0 Introduksjon

Kronekursens utvikling og handelsoverskuddet er makroøkonomiske begreper som har fått mye oppmerksomhet i media den siste tiden. I august 2022 nådde Norges handelsbalanse et topp-punkt, anført av rekordhøye priser fra petroleumssektoren. Kunnskap om sammenhenger av handelsstrømmer og valutakurser har på mange måter vært viktig for å forstå mekanismene bak utviklingen. E24 publiserte i 2023 en artikkel som diskuterer hvordan den norske kronen har svekket seg over det siste tiåret (E24, 2023). Videre rapporterer SSB om et «eksepsjonelt overskudd for handelsbalansen i 2022» på 1 579 milliarder kroner som følge av det geopolitiske bilde (SSB, 2023).

I lys av kronesvekkelsen, sammen med den positive utviklingen av handelsbalansen, ble det interessant å utforske om disse økonomiske fenomenene kan forklares gjennom Marshall-Lerner betingelsen, som forklarer hvordan en realdepresiering av valutakursen vil bedre handelsbalansen. Dette førte til formuleringen av følgende problemstilling:

«Empirisk test for Marshall-Lerner betingelsen: Gjelder Marshall Lerner betingelsen for Norge og deres største handelspartnere?»

I denne oppgaven utforskes gyldigheten av Marshall-Lerner betingelsen, hvor vi undersøker realvalutakursens effekt på import- og eksporttetterspørselen. Analysen fokuserer på handelsrelasjonen mellom Norge og handelspartnerne USA, Tyskland, Storbritannia, Nederland og Sverige over perioden 2010 til 2023. Undersøkelsen tar i bruk kointegrasjonstester, som er avhengig av intergrasjonsorden for å estimere elastisitetene i import- og eksporttetterspørselen ved bruk av en *vector error correction model*.

2.0 Teori

2.1 Nominell- og realvalutakurs

Når man snakker om valutakursteori er det essensielt å ta for seg de to forskjellige målene på valutakurs. Den nominelle valutakursen beskriver bytteverdien mellom to valutaer, uten å ta høyde for prisnivåer. I motsetning, inkluderer realvalutakursen både den nominelle valutakursen og kostnader i lokal valuta for å måle den kostnadmessige konkurranseevnen mellom land (Steigum, 2018, s. 389). Formelen for realvalutakursen er gitt som følger:

$$q = \frac{E * P^*}{P} \quad (2.1)$$

der q = realvalutakursen, E = nominelle valutakursen, P^*
= prisnivået i utlandet og P = prisnivået i hjemlandet

Realvalutakursen tolkes som forholdet mellom pris- og kostnadsnivået i utlandet sammenlignet med hjemlandet. En høy realvalutakurs indikerer at pris- og kostnadsnivået er relativt høyt i utlandet, noe som styrker konkurransedyktigheten til foretak i hjemlandet mot utlandet. På motsatt vis, vil en lav realvalutakurs tyde på et lavere pris- og kostnadsnivå i utlandet sammenlignet med hjemlandet, som kan resultere i en svekket konkurranseevne for hjemlandets foretak. Dermed kan man si at realvalutakursen fungerer som en relativ pris som uttrykker et bytteforhold mellom varer og tjenester produsert i forskjellige land.

2.3 Marshall-Lerner betingelsen

Marshall-Lerner betingelsen forklarer hvordan en realdepresiering av valutakursen vil forbedre handelsbalansen dersom eksport- og importvolumet er elastisk nok med hensyn på realvalutakursen (Krugman, et al., 2022, s. 535). Betingelsen kan kort defineres som en nasjons handelsbalanse bestående av forskjellen mellom verdien av eksport og import, hvor hver verdi måles som en pris multiplisert med mengde. Når valutakursen til et land depresierer, forventes det en medfølgende prisreduksjon som øker etterspurt mengde av eksport og reduserer etterspurt mengde import. Imidlertid kan handelsbalansen forbedres dersom eksport- eller

importmengden responderer tilstrekkelig for å kompensere for nedgangen i prisnivået. Dermed må enten eksportmengden øke eller importmengden avta. ML-betingelsen fastslår at elastisitetene (målt i absolutte verdier) må summeres til mer enn én for at en depresiering av valutakursen effektivt skal forbedre handelsbalansen til et land (Bahmani et al., 2013). Utledningen av ML-betingelsen gjøres på følgende måte:

$$CA\left(\frac{EP^*}{P, Y^d}\right) = EX\left(\frac{EP^*}{P}\right) - IM\left(\frac{EP^*}{P, Y^d}\right) \quad (2.2)$$

Av denne formelen ser vi at eksportterspørselen er skrevet som en funksjon av $\frac{EP^*}{P}$ fordi utenlandsk inntekt er holdt konstant. Videre vil variabelen «q» representere realvalutakursen og « EX^* » vil representere innenlandsk import målt i form av utenlandsk, istedenfor innenlandsk, produksjon. Notasjonen EX^* brukes som følge av at innenlandsk import fra utlandet, målt i utenlandsk produksjon, tilsvarer volumet av utenlandsk eksport til hjemlandet. Disse forutsetningene gir oss den nye sammenhengen:

$$IMP = q * EX^* \quad (2.3)$$

Denne sammenhengen forteller oss at, import målt i innenlands produksjon = (innenlands produksjonsenheter / utenlandsk produksjonsenheter) * (import målt i utenlandsk produksjonsenheter). Videre kan vi derfor uttrykke handelsbalansen som:

$$CA(q, Y^d) = EX(q) - q * EX^*(q, Y^d) \quad (2.4)$$

Videre vil EX_q nå representere effekten av en økning i q, altså en realdepresiering, på eksportterspørsel. EX_q^* vil nå beskrive effekten av en økning i q på importvolumet. Derav får vi ligningene:

$$EX_q = \frac{\Delta EX}{\Delta q} \text{ og } EX_q^* = \frac{\Delta EX^*}{\Delta q} \quad (2.5)$$

Som nevnt vil EX_q være positiv ettersom en realdepresiering av valutakursen gjør produkter i hjemlandet relativt billigere, noe som i sin tur stimulerer eksporten.

EX_q^* på sin side vil være negativ, ettersom at, en relativ prisnedgang på produkter i hjemlandet reduserer innenlandsk importetterspørsel. Ved bruk av disse definisjonene kan vi nå se på hvordan en økning i variabelen q påvirker handelsbalansen, dersom resterende holdes likt.

Hvis en variabel opphøyd i «1» indikerer den inngående verdien av en variabel, og en variabel opphøyd i «2» indikerer verdien av variabelen etter q har endret seg med: $\Delta q = q^2 - q^1$, så vil endringen i handelsbalansen forårsaket av en endring i realvalutakursen Δq være:

$$\begin{aligned}\Delta CA &= CA^2 - CA^1 \\ &= (EX^2 - q^2 * EX^{*2}) - (EX^1 - q^1 * EX^{*1}) \quad (2.6) \\ &= \Delta EX - (q^2 * \Delta EX^*) - (\Delta q * EX^{*1})\end{aligned}$$

Dividerer vi denne ligningen på endringen i realvalutakurs Δq så resulterer det i at vi får handelsbalansens respons på en endring i realvalutakursen q :

$$\frac{\Delta CA}{\Delta q} = EX_q - (q^2 * EX_q^*) - EX^{*1} \quad (2.7)$$

Ligningene (2.2 – 2.7) oppsummerer volum- og verdieffekten av en realdepresiering på handelsbalansen. Variablene EX_q og EX_q^* representerer volums-effekten, altså effekten av en endring i q på antallet produserte enheter eksportert og importert. Disse verdiene vil alltid være positiv ettersom at $EX_q > 0$ og $EX_q^* < 0$. Den siste variabelen i ligning (2.7), EX^{*1} , representerer verdieffekten og har negativt fortegn. Denne variabelen forteller oss at en økning i realvalutakursen, q , forverrer handelsbalansen i den grad økningen i realvalutakursen øker den innenlandske produksjonsverdien av det inngående volumet av import.

Priselastisiteter, enten det gjelder etterspørsel eller tilbud, måler sensitiviteten til mengden av et produkt som handles i respons til prisendringer (Moen og Riis, 2022, s. 248). For land som er tungt involvert i multinasjonal handel, er import- og eksportelastisiteter avgjørende variabler som påvirker handelsbalansen, og dermed nasjonal økonomisk stabilitet. Disse elastisitetene, definert som den

prosentvise endringen i importert eller eksportert mengde på prosentvise prisendringer, tilbyr innsikt i landets økonomiske tilpasningsevne til valutasingninger og prisvolatilitet (Ricci og MacDonald, 2002).

ML-betingelsen er interessert i å se om høyresiden av ligning (2.7) er positiv, slik at en realdepresiering av valutakursen påvirker handelsbalansen positivt. For å besvare spørsmålet om høyresiden er positiv, må vi først definere elastisiteten av eksportterspørsel med hensyn på q :

$$\eta = \left(\frac{q^1}{EX^1} \right) * EX_q \quad (2.8)$$

og elastisiteten av importterspørsel med hensyn på q :

$$\eta^* = - \left(\frac{q^1}{EX^{*1}} \right) * EX_q^* \quad (2.9)$$

Ligning (2.9) har negativt fortegn som følge av at $EX_q^* < 0$ og handelsetastisiteter defineres som positive tall. Videre henter vi tilbake ligning (2.7). Høyresiden av ligningen multipliseres med $\left(\frac{q^1}{EX^1}\right)$ for å få ligningen til å uttrykke elastisitet.

Dermed, hvis handelsbalansen i utgangpunktet er 0, dvs. ($EX^1 = q^1 * EX^{*1}$), vil ligningen under vise at ligning (2.7) er positiv når:

$$\eta + \left(\frac{q^2}{q^1} \right) * \eta^* - 1 > 0 \quad (2.10)$$

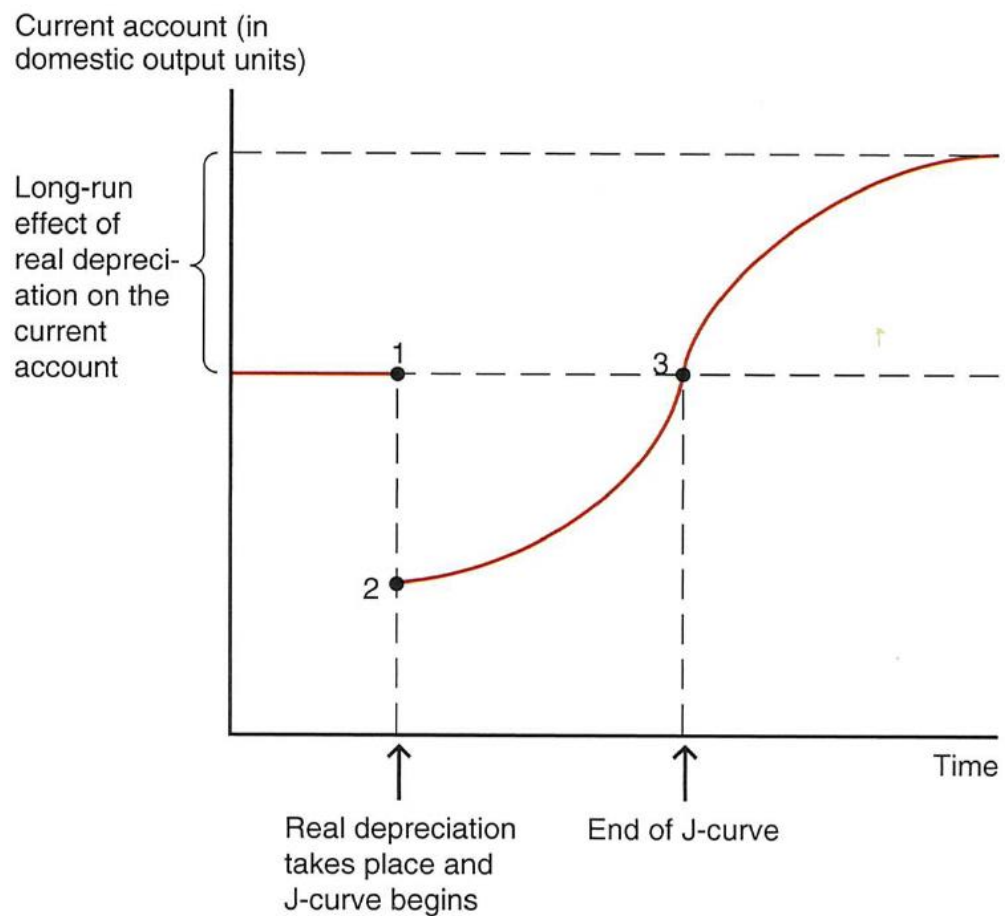
Dersom man antar at endringen i realvalutakursen er liten, slik at $q^2 \approx q^1$, vil betingelsen for at en økning i q forbedrer handelsbalansen være:

$$\eta + \eta^* > 1 \quad (2.11)$$

Ligning (2.11) representerer avslutningsvis Marshall-Lerner betingelsen, der betingelsen gjelder dersom summen av importelastisiteten og eksportelastisiteten, i absolutte verdier, er større enn én (Krugman, et al., 2022, s.535-536).

2.4 J-kurven

J-kurven er en detaljert metode for å analysere hvordan handelen påvirkes av endringer i valutakurser. Teorien sier at handelsbalansen forverres umiddelbart etter depresiering av valutakursen, og forbedres ikke før månedsvis etterpå. Den tar hensyn til tidsaspektet, som innebærer at dersom det forekommer en depresiering/appresiering av valutakursen så kan det ta tid før effekten endrer etterspørselen etter varene ettersom mesteparten av eksport og import bestillinger er satt flere måneder i forveien. Den første måneden etter en depresiering av realvalutakursen vil eksport- og importvolumet reflektere ordre som ble gjort basert på den gamle realvalutakursen: Hovedeffekten av depresieringen er å heve verdien av «pre-contracted» import i form av innenlandske produkter. Ettersom eksporten målt i innenlandsk produksjon ikke endrer seg, og importen målt i innenlandsk produksjon stiger, så resulterer dette i at vi får et fall i handelsbalansen (Krugman, et al., s. 518, 2022):



Figur 1: J-curve (International Economics: Theory and Policy, s.519, 2022)

Selv etter at de gamle eksport- og importkontraktene er oppfylt, tar det tid før nye eksportleveranser tilpasser den relative prisendringen. Over tid, som beskrevet i Marshall-Lerner betingelsen, vil depresieringen potensielt forbedre handelsbalansen hvis summen av elastisitetene for import og eksport overstiger én. Dette indikerer at volumeffekten til slutt vil oppveie den negative verdieffekten av dyrere import og billigere eksport.

For å fullt ut forstå hvordan valutakursendringer påvirker handelsbalansen på kort sikt, må vi undersøke sammenhengen mellom den nominelle valutakursen og prisene på eksport og import. Prisen på produksjon i utlandet målt i hjemlandets valuta, er produktet av valutakursen og prisen i utenlandsk valuta, eller EP^* . Inntil nå har vi forutsatt at når valutakursen E stiger, forblir prisen i utenlandsk valuta, P^* , konstant. Dette innebærer at prisen på importerte varer målt i innenlandsk valuta øker proporsjonalt, men virkeligheten er imidlertid ikke alltid slik. En mulig forklaring er det Krugman, Obstfeld og Melitz beskriver som «*imcomplete pass-through*», eller *delvis prisoverføring*, som refererer til hvordan segmentering av internasjonale markeder gir bedrifter i ufullkommen konkurranse muligheten til å tilpasse prisen på produkter over landegrensene, en såkalt «*price-to-market*» strategi (Krugman, et al., 2022, s. 520).

I den grad et lands eksportpriser stiger når valutaen depresieres, vil eventuelle positive effekter på landets konkurranseposisjon i verdensmarkedene bli redusert. Økning i disse prisene, som følge av delvis prisoverføring, kan imidlertid også svekke effekten av J-kurven. Dette skyldes at selv om en svakere valuta initialt kan gjøre eksporterte varer mer konkurransedyktige internasjonalt, kan økte lokale priser som delvis kompenserer i utenlandsk valuta, til slutt dempe den forventede forbedringen i handelsbalansen. Interessant nok, kan vi knytte flere paralleller mellom teorien og Norges eksport- og importposisjon. Norges eksportinntekter er sterkt knyttet til oljepriser, som ofte er volatilt. Når oljeprisen faller, kan det føre til en svekkelse av den norske kronen. En svakere krone gjør importen dyrere, noe som umiddelbart kan forverre handelsbalansen før fordelene av økt konkurransevne begynner å ta effekt (Krugman, et al., 2022, s. 520).

2.5 EØS-avtalen

En viktig forutsetning for Norges handel med omverden er EØS-avtalen. 1. Januar 2024 markerte 30 år siden EØS-avtalen trådte i kraft, og forskere ved Norsk Utenrikspolitisk Institutt (NUPI) viser til flere rapporter som alle viser at Norges tilknytning til EU har ført til at handelen har økt med 35 - 65 prosent (Melchior og Nordås, 2024). Avtalen består for øyeblikket av det europeiske økonomiske samarbeidsområdet, EU27 og EFTA-landene (European Free Trade Association). Etter Storbritannias utmelding fra EU i 2020, sto en av Norges viktigste handelspartnere utenfor samarbeidsavtalen. Frihandelsavtalen som senere ble innført mellom EFTA-landene (Island, Liechtenstein, Norge og Sveits) og Storbritannia, tillot Norge å beholde Storbritannia som sitt største eksportmarked (SSB, 2020).

Formålet med handelsavtalen er å etablere et felles regelverk som gir fri mobilitet og felles konkurranselover blant deltakerlandene. Gjennom EØS-avtalen arbeides det for å eliminere handelsbarrierer og gi forutsigbarhet til medlemslandene (Regjeringen, 2012). Videre fungerer WTO-regelverket som i bærebjelke i internasjonal handel, hvor Norge, som medlem, forplikter seg til å følge organisasjonens multilaterale handelsregler (NHO, 2021). Dette bidrar til en stabilisering av Norges handelsrelasjoner, ikke bare gjennom EØS-avtalen, men også globalt

3.0 Empirisk forankring

Etter oppløsningen av Bretton Woods-systemet i 1971 og den påfølgende overgangen til et flytende valutakurssystem for de fleste nasjoner, har det vært av stor interesse blant økonomer å forstå de underliggende faktorene som påvirker valutakursen. Dette banet vei for utviklingen av flere valutakursmodeller, hvor de fleste tar en aktiv tilnærming ved å identifisere og analysere fundamentale faktorer. Til tross for dette, viser anerkjente studier, som den utført av Meese og Rogoff (1983) at de færreste klarer å predikere fremtidige valutakurser. Dette viser de ved at en enkel «random walk» modell over tid ofte presterer like bra, om ikke bedre, enn strukturelle modeller. Rogoff og Meese presenterte sin modell i 1983 og har ennå ikke blitt fullstendig motbevist, noe som understreker utfordringene ved å forutsi valutakurser.

Ifølge økonomisk teori er det forventet et J-kurve-lignende forhold, der handelsbalansen forverres umiddelbart etter valutadepresiering, men forventes å forbedres over tid (Magee, 1973).

Flere studier har undersøkt J-kurve-hypotesen og ML-betingelsen. På kort sikt viser J-kurven den negative effekten av valutadepresiering på handelsbalansen, mens det forventes at handelsbalansen bedres på lang sikt. Denne forskjellen skyldes varierende etterspørselastisitet for import og eksport på hhv. kort- og lang sikt. ML-betingelsen antyder at summen av import- og eksportelastisitetene må være større enn én for at betingelsen skal gjelde (Bahmani-Oskooee og Niroomand, 1998). Funnene de presenterte baserte seg på aggregerte data, og de bestemte seg derfor for å gjennomføre en grundigere analyse av ML-betingelsen ved å sammenligne USA og deres seks handelspartnere. Resultatene av studien ga varierende resultat med gjeldende ML-betingelse for handel mellom Pakistan og land som Frankrike, Italia, Storbritannia og Japan, men ingen bevis for ML-betingelsen for USA med land som Canada og Tyskland (Oskooee og Niroomand, 1999).

En studie gjennomført av Yousefi og Wirjanto fokuserte på elastisitetene i ML-betingelsen og observerte at den var mindre enn én i tilfelle med Saudi-Arabia og større enn én med Venezuela og Iran. Dette førte til en forverring av

handelsbalansen i Saudi-Arabia, mens den ble forbedret i de to andre landene (Yousefi & Wirjanto, 2003).

Oksooee og Hajilee (2009) brukte en feilkorrigeringsmodell og disaggregerte data fra 87 bransjer som er involvert i handel mellom Sverige og USA. De undersøkte kort- og langtidseffektene av en realdepresiering av den svenske kronen på handelsbalansen på bransjenivå. Resultatene viste at J-kurven holdt i de fleste bransjer på kort sikt, men bare 23 bransjer hadde effekt på lang sikt.

En studie av Kyophilavong (2013) benyttet ARDL grense test-metoden og konkluderte med at det i Laos' økonomi ble observert en J-kurve-effekt. På kort sikt hadde depresjonen av valutaen en negativ effekt på handelsbalansen, mens den hadde en positiv, men marginal effekt på handelsbalansen på lang sikt. Den nasjonale inntekten ble avgjørende for handelsbalansen på lang sikt i Laos' økonomi.

Noen studier brukte data om realvalutakursen for å teste priselastisiteten i stedet for relative priser på eksport- og importvarer. Reinhard (1995) undersøkte priselastisiteten for eksport og import av 12 utviklingsland. Funnene viste at elastisiteten hadde en tendens til å være mindre enn én

Şimşek og Kadilar (2005) undersøkte et langsiktig forhold mellom eksportetterspørsel, inntekt og relative priser for Tyrkia i perioden fra 1970 til 2002. Funnene bekreftet ML-betingelsen. De langsiktige inntekts- og priselastisitetene ble funnet å være hhv 0.21 og -1.684. De fant også priselastisiteten for importetterspørsel for Tyrkia i samme periode til å være 0.68 (Şimşek & Kadilar, 2004).

Chi og Cheng (2016) analyserte de kortsiktige og langsiktige effektene av realinntekt, bilaterale valutakurser og valutakursvolatilitet på Australias maritim-eksport til sine største handelspartnere. Funnene viste at realinntekten er den primære determinanten for volumet av maritim-eksport, både på kort og lang sikt. Tilsvarende viste det seg at valutakurs også hadde en betydelig langsiktig effekt i flertallet av tilfellene.

En nyere studie av Saeed (2020) anvender (ARDL) modellen for å utforske handelsstrømmer i Norge gjennom fire scenarier: eksport og import via maritim transport og andre transportformer. Forskningen fokuserer på effekten av tre variabler – realvalutakursen, valutakursvolatilitet og realinntekt – på bilateral handel mellom Norge og Storbritannia. Resultatene indikerer at en depresiering av den norske kronen mot britiske pund har en langsiktig negativ effekt på handel via ikke-maritime transportformer, mens sjøtransport har varierende effekt. Studien konkluderer med et stabilt langsiktig forhold som støtter Marshall-Lerner betingelsen for ikke-maritime transportmidler. I likhet med Chi og Cheng sin rapport (2016) viste realinntekten i Norge å ha en positiv effekt på importen gjennom andre transportmetoder.

Bahmani, Harvey og Hegerty utførte i 2013 en enkel signifikanstest for 91 av 200 innsamlede tidligere empiriske studier av Marshall-Lerner betingelsen. Imidlertid viste studien at halvparten av landene indikerte langsiktige effekter i tråd med betingelsen, men resultatene viste seg å ikke reflektere virkeligheten. Signifikanstestene viste derimot at kun 27 av landene hadde tilstrekkelig resultater for at Marshall-Lerner betingelsen gjaldt (Bahmani et al., 2013).

4.0 Data

For å besvare problemstillingen benytter vi oss av kvartalsvis data i tidsperioden Q1 2010 til Q2 2023. Etersom flere av tidligere nevnte nyhetsartikler diskuterer kronens utvikling siste tiåret, synes vi det var hensiktsmessig å benytte tilsvarende tidsperiode. Vi benytter oss av STATA/SE 17.0 for å bearbeide datasettet og gjennomføre analyser. Kapittelet omhandler de forskjellige forklaringsvariablene vi har innhentet, samt en deskriptiv analyse av variablene i den valgte tidsperioden.

4.1 Forklaringsvariabler

For å avdekke eventuelle langsiktige sammenhenger har vi samlet inn data fra ulike makroøkonomiske kilder. Variabelen reelt BNP (Bruttonasjonalprodukt) er kun tilgjengelig på kvartalsvis intervall i databasen FRED, og derfor har vi også hentet alle BNP-data for de relevante landene fra FRED i samme format, til tross for varierende basisår. Disse dataene danner grunnlaget for videre datainnsamling. Tallene for eksport og import til Norges største handelspartnere, hhv. Sverige, Tyskland, Storbritannia, USA og Nederland, ble hentet fra Statistisk sentralbyrås tabell «08799: Utenrikshandel med varer», presentert på månedsbasis i millioner norske kroner. På grunn av ulikheter i tidsenhetene, konverterte vi månedsdataene for import og eksport til kvartalsvisdata ved å beregne gjennomsnittet for hver tremåneders periode. Som følge av dette konverterte vi månedsdataen for import og eksport til kvartalsvis data ved å ta gjennomsnittet av hver 3 måneders periode.

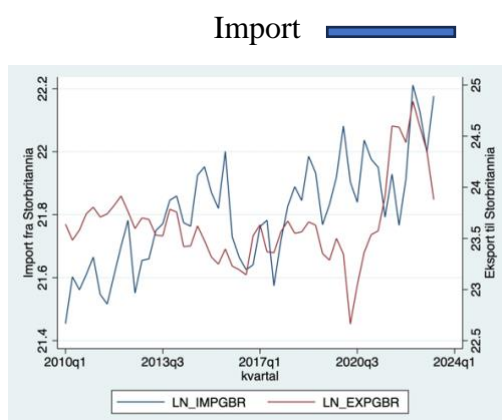
Realvalutakursene (q) er beregnet med utgangspunkt i formel 2.1. Den nominelle valutakursen (E) mellom Norge og den respektive handelspartneren er hentet fra Norges Bank. Prisnivået (P og P^*), som representeres ved konsumprisindeksen (KPI) i Norge og hos de forskjellige handelspartnerne, er innhentet fra FRED og SSB. Data fra FRED framkom på kvartalsvis form, mens data fra SSB var tilgjengelig på månedsbasis. Tilsvarende har vi foretatt justeringer for å konvertere hhv. import og eksport til gjennomsnittlige kvartalsdata. Variablene ligger vedlagt under appendiks 2 tabell 1, med notasjon og tilhørende forklaring.

4.2 Deskriptiv analyse

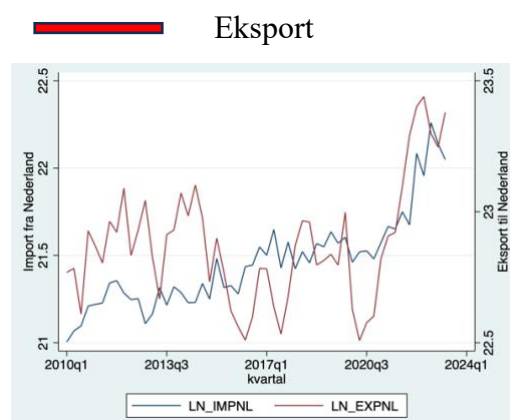
I dette kapittelet ser vi nærmere på forklaringsvariablenes utvikling i tidsperioden Q1 2010 til Q2 2023.

4.2.1 Handelsbalansen

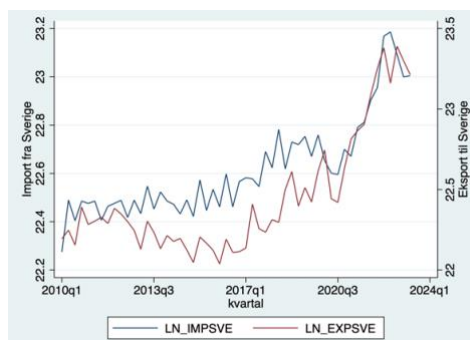
Handelsbalansen defineres som differansen mellom et lands totale eksport og import, formelt uttrykt som ($CA = EX - IM$). Som det ble påpekt i seksjon 2.5.1, avhenger store deler av Norges internasjonale handel av EØS-avtalen. I denne studien retter vi fokus mot Norges seks største handelspartnere, hvorav Norge, Tyskland, Nederland og Sverige er medlemmer av EU/EØS samarbeidet. NHO publiserte tidligere i år en fagartikkel som dokumenterer en tettere samhandling og økt konkurransedyktighet for medlemmene av EØS-avtalen (NHO, 2024) Grafene i figur 2 til 6 tar for seg Norges import fra den respektive handelspartneren i forhold til eksporten. Av grafene ser vi at Norges handelsbalanse varierer veldig i perioden fram til ca. 2020. Etter denne perioden observerer vi at eksporten overstiger importen, noe som indikerer et overskudd på handelsbalansen. Dette overskuddet kan være påvirket av økt etterspørsel av norske varer som følge av Russlands stans i petroleums eksporten. Videre ser vi av grafene at handelsbalansen er tydelig volatil for enkelte land. Dette kan forklares av flere faktorer, hvorav en hovedårsak kan være at råolje og naturgass utgjør en betydelig del av Norges totale eksport, som det siste tiåret har utgjort mellom 40-74% (SSB, 2024). Prisen på olje- og gass er velkjent som svært ustabile og vil derfor påvirke svingningene i eksportverdiene.



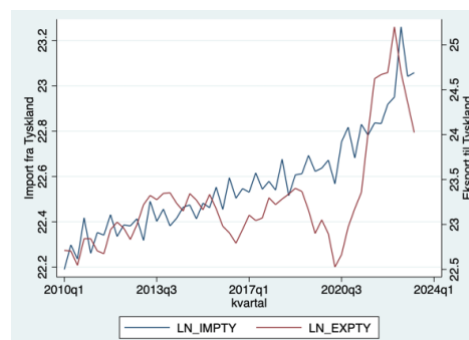
Figur 2: Import/Eksport for Storbritannia



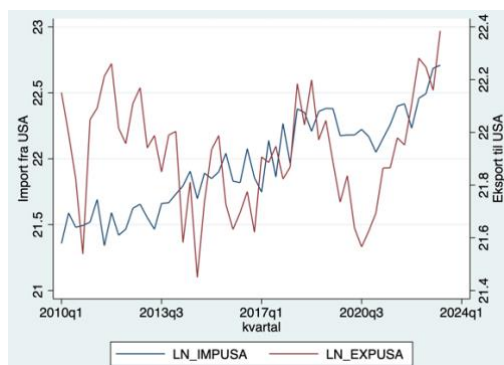
Figur 3: Import/Eksport for Nederland



Figur 4: Import/Eksport for Sverige



Figur 5: Import/Eksport for Tyskland



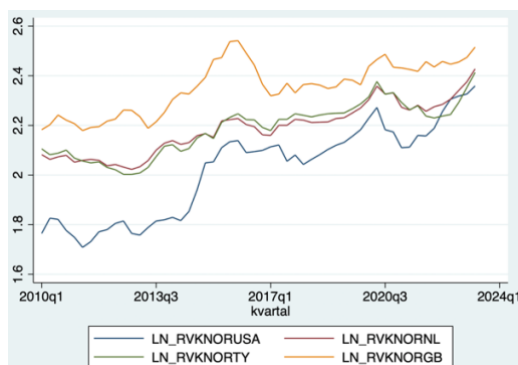
Figur 6: Import/Eksport for USA

4.2.2 Valutakurser

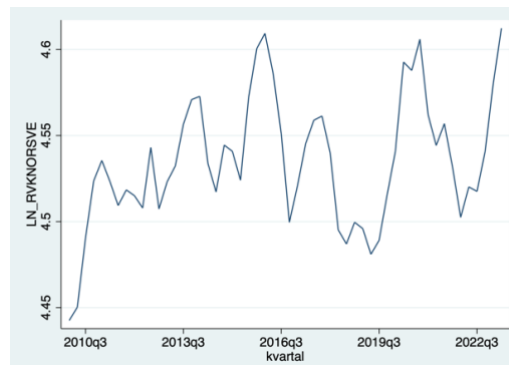
I teoridelen presenterte vi realvalutakursen som avgjørende parameter for Marshall-Lerner betingelsen. I dette kapittelet presenterer vi utviklingen i realvalutakursnivået mellom handelspartnerne. Realvalutakursene er utledet gjennom formel (2.1), der prisnivået i de forskjellige landene representeres av konsumprisindeksen. Realvalutakursen brukes ofte som et mål på et lands konkurransevne (Bergholt og Røisland, 2020). I analysen spesifiseres realvalutakursen (RVK) opp mot hver handelspartner. I figur 7 og 8 ser vi utviklingen i realvalutakursene i den valgte tidsperioden. Realvalutakursen mellom både Nederland og Tyskland vil være tilnærmet like som følge av at begge land er medlem av EU og har felles valuta (Euro). Videre observeres en jevn styrking av RVK til de respektive handelspartnerne fra 2013 til 2016. Statistisk sentralbyrå viser til økonomiske analyser for denne tidsperioden som forteller om en verdensøkonomi i lavkonjunktur samt en inflasjon nær null i OECD-landene (SSB, 2013, 2014, 2015). Dette kan være en av flere forklaringer på styrkingen i RVK under denne perioden.

I perioden 2017-2020 ser vi en stabilisering av valutakursene, etterfulgt av et eksogent sjokk forårsaket av Covid-19-pandemien. Dette sjokket førte til en

nedskalering i aktivitetsnivåene, som igjen resulterte med en nedgang i inflasjon. Disse faktorene bidro sammen til styrkingen av RVK som fremkommer av grafen i løpet av 2020 før nedgangen i Q3.



Figur 7: Realvalutakurser

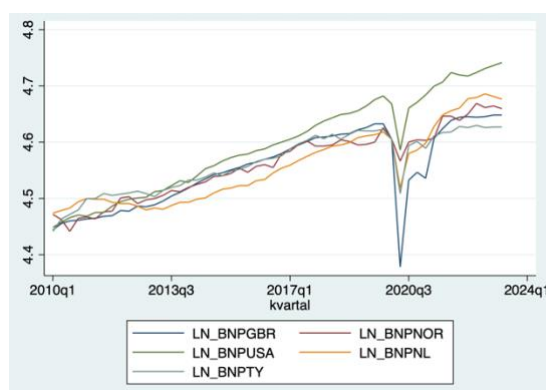


Figur 8: Realvalutakurs Sverige

4.2.3 Bruttonasjonalproduktet

Bruttonasjonalproduktet (BNP) måler verdien av alle varer og tjenester som et land produserer i løpet av et år, fratrukker de varer og tjenester som medvirket i produksjonen (SSB, 2017). I vår studie fokuseres det på reelt BNP, som representerer BNP justert for prisendringer og viser dermed den faktiske volumveksten i økonomien (OECD Data, 2024).

I løpet av den undersøkte perioden observeres det en jevn vekst i BNP i alle land, med en forventet nedgang som følge av Covid-19, som vi kort gjennomgikk i forrige kapittel. Utover denne perioden med tilbakegang, tydeliggjøres en generell oppadgående trend i BNP for alle landene, noe som signaliserer økonomisk vekst bortsett fra under pandemien (se figur 9).



Figur 9: Reelt BNP for de respektive landene

5.0 Økonometrisk Metode

I denne seksjonen gjennomgår vi det metodiske rammeverket som vil danne grunnlaget for analysen. Metoden bygger hovedsakelig på grunnleggende litteratur av Brooks (2019), Stock og Watson (2020), Hill et al. (2001) og Wooldridge (2016, 2020). Det optimale rammeverket for vårt datamateriale er Johansen-Julius modellen for kointegrasjon, som bygger på Augmented Dickey-Fuller-testen (ADF) for enhetsrot. For å sikre at den endelige modellen fremstår troverdig, benytter vi forutsetningene for minste kvadraters metode (OLS).

5.2 Egenskaper ved tidsseriedata

5.2.1 Stasjonaritet

En tidsserie Y_t er stasjonær hvis sannsynlighetsfordelingen ikke endrer seg over tid – det vil si, hvis den felles fordelingen ikke er avhengig av s , uavhengig av verdien T (Stock og Watson, 2020, s. 562). Sagt med andre ord, en tidsserie er stasjonær når både gjennomsnittet og variansen forblir konstant over tid, mens kovariansen av to observasjoner bestemmes utelukkende av tiden mellom observasjonene. I en ikke-stasjonær tidsserie vil ikke dette være tilfelle, slik at effekter av et sjokk kan vedvare over tid. Dette kan gjøre hypotesetester, F-tester og anslag upålitelige (Hill et al., 2001, s. 335).

Ved estimering med ikke-stasjonære variabler er det stor fare for at vi får spuriøse anslag. Mulige konsekvenser ved spuriøse anslag er at de uavhengige variablene kan virke mer forklarende for endringer i den avhengige variabelen enn hva som faktisk er tilfellet (Hill et al, 2001, s. 340).

Forskningslitteraturen viser til flere tester som benytter både Dickey-Fuller-test (DF) og Phillips-Perron-test (PP) for stasjonaritet. I likhet med Saeed (2020) benytter vi ADF-test, som utvilsomt er den mest anvendte testen i tidligere empiriske analyser.

5.2.2 Dickey-Fuller test

Formålet med DF-testen er å undersøke om det foreligger en eller flere enhetsrøtter, det vil si å fastslå om hver enkelt tidsserie er integrert av første orden $I(1)$ (Dickey og Fuller, 1979). Testen gjennomføres for å sikre at vi ikke inkluderer ikke-stasjonære variabler som kan føre til feilaktige resultater. Den mest elementære utgaven av DF-test baserer seg på en autoregressiv modell (AR (1)), som kan utledes slik:

$$\Delta Y_t = \beta_0 + \delta Y_{t-1} + u_t \quad (5.1)$$

Dersom nullhypotesen ($H_0: \delta = 0$) beholdes, betyr det at variabelen Y_t inneholder en enhetsrot, som indikerer at serien er ikke-stasjonær (som impliserer en *random walk process*). I motsetning, hvis H_0 forkastes til fordel for alternativhypotesen ($H_A: \delta < 0$), vil serien være stasjonær (Brooks, 2019, s. 343). Problemet med DF-testen er at den kun er anvendbar på AR (1)-modeller, hvor eventuell autokorrelasjon ikke fanges opp. For å ta høyde for dette i testen, er det normal praksis å utvide testen til å inkludere muligheten for at en serie kan være stasjonær med en deterministisk tidstrend. Den utvidede testen kalles Augmented Dickey-Fuller (ADF), og tar utgangspunkt i AR(p)-modeller som inkluderer laggede førstedifferanser av den relevante variabelen. I modellen representerer p antall lags som er brukt, og ADF-testen kan skrives som:

$$\Delta y_t = \beta_0 + \delta y_{t-1} + \gamma_1 \Delta y_{t-1} + \gamma_2 \Delta y_{t-2} + \dots + \gamma_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + u_t \quad (5.2)$$

I modellen vil antall lags bestemme hvor mange tidsforsinkende ledd som er nødvendig før seriekorrelasjonen i restleddet blir null. I likhet med den forenklete Dickey-Fuller testen, sier nullhypotesen at tidsserien har en enhetsrot (Stock & Watson, 2020, s. 587). Hvis det brukes for mange lags i ADF-testen, så vil antall frihetsgrader reduseres ettersom behovet for parametere øker (Stock & Watson, 2020, s. 625-629). I et slikt scenario ville testens styrke for å forkaste nullhypotesen om en enhetsrot bli svekket (Enders, 2015, s. 216).

Spørsmålet blir da hvor mange lags man bør inkludere. Dersom antall lags er for lavt, vil ikke autokorrelasjonen fjernes, og vi får såkalte “biased” koeffisienter. Ved å inkludere for mange lags, brukes tilgjengelige frihetsgrader, noe som øker koeffisientenes standardfeil og svekker testens pålitelighet (Brooks, 2019, s. 207). I litteraturen er det ingen felles konsensus over hvilken metode man skal bruke for å finne antall lags. Wooldridge (2020) foreslår likevel å se på tidsseriens frekvens: for årlig data velger man så lavt som ett eller to lags, men for kvartalsvis data vil man benytte mellom fire og åtte lags (Wooldridge, 2020, s. 399). For denne oppgaven benytter vi sistnevnte – maksimalt åtte lags.

5.2.4 AR og VAR-modellen

Den kanskje aller viktigste dynamiske modellen, både i teori og praksis, er AR (1)-modellen (Sucarrat,2023):

$$Y_t = \beta_1 + \beta_2 Y_{t-1} + u_t \quad (5.3)$$

Modellen forteller at Y_t avhenger av en eller flere tidligere verdier av Y_t . Som vi introduserte i sammenheng med ADF-modellen, representerer AR(p)-modellen et spesialtilfelle av den autoregressive modellen, hvor p spesifiserer antall lags og utledes slik:

$$Y_t = \beta_1 + \beta_2 Y_{t-1} + \beta_3 Y_{t-2} + \dots + \beta_k Y_{t-p} + u_t \quad (5.4)$$

Ved predikering av mer enn én variabel vil man ikke kunne bruke den «univariate» modellen: $y_t = \phi y_{t-1} + \varepsilon_t$. Dersom $\phi < 1$, så vil tidsserien vende tilbake til gjennomsnittet over tid og dermed være stasjonær. Hvis derimot $\phi = 1$, vil det si at serien er som en «random walk»-modell.

En *vektor autoregressive modell* (VAR), er en modell der alle variablene regnes som endogen, samt at den tillater verdien av variabelen til å avhenge av mer enn bare variabelens egne «laggede» verdier, noe som gjør den mer fleksibel enn AR(p)-modellen nevnt over (Brooks, 2019, s.314). Modellen kan anvendes der den enkle modellen som predikeres utvides til en vektor av flere variabler. For å forklare VAR-modellen endres notasjonen på y_t . I modellen vil y være en vektor

av en tilfeldig variabel ($K * 1$) (Bjørnland & Thorsrud, 2015, s.189-190). Vi får derfor følgende vektor av orden p :

$$y_t = \mu + A_1 y_{t-1} + A_2 y_{t-2} + \dots + A_p y_{t-p} + u_t \quad (5.5)$$

Hvor variabelen A er en koeffisientmatrise ($K * K$), μ er en vektor av konstanter i ($K * 1$) dimensjoner og y_t antas å være en $I(1)$ -prosess som k -dimensjon vektor av variablene (Bjørnland & Thorsrud, 2015, s.190).

5.2.5 Integrasjon

Ofte vil variablene være ikke-stasjonære på nivåform, dette problemet kan enkelt løses ved å ta førstedifferansen av variablene og dermed transformere den til endringsform: $\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$. Dersom variabelen er stasjonær på endringsform har vi en $I(1) - prosess$ ($y_t \sim I(1)$). Er variabelen derimot stasjonær på nivåform har vi en $I(0) - prosess$. Dersom den ikke-stasjonære variabelen må bli differensiert d ganger før den blir stasjonær, vil man anse den til å være integrert i ordenen $I(d)$ (Brooks, 2019, s. 342).

5.2.6 Kointegrasjon

Det er en universell regel at ikke-stasjonære tidsserier ikke skal benyttes i regresjonsmodeller for å unngå spuriøse anslag. Det eksisterer imidlertid et unntak fra denne regelen. Dersom to tidsserier er en ikke-stasjonær $I(1)$ -prosess, så vil vi anta at også førstedifferansen av dem vil være integrert av første orden. Det foreligger også viktige tilfeller der førstedifferansen *ikke* er integrert av første orden, men derimot en $I(0)$ -prosess (Hill et al., 2001, s. 346). Sistnevnte tilfelle deler felles stokastisk trend og kalles «Kointegrasjon». Begrepet ble først formalisert av Engle og Granger (1987) og representerer langtidssammenhengen mellom tidsserier.

Vi kan illustrere kointegrasjon ved å ta i bruk tidsseriene y_t og x_t . Dersom vi antar at begge er integrerte av første orden, en såkalt $I(1) - prosess$ som inneholder en enhetsrot danner vi følgende sammenheng:

$$y_t = \hat{\alpha} + \hat{\beta}x_t + u_t \quad (5.6)$$

Problemet er at nullhypotesen hevder at de to tidsseriene *ikke* er kointegrerte, som igjen tilsier at, under H_0 , så opererer man med en spuriøs regresjon. Det forventes derfor at man har ikke-stasjonære feilledd, som følge av sammenhengen mellom y_t og x_t . Sammenhengen blir derfor utledet som følger (Wooldridge, 2020, s. 616):

$$\hat{u}_t = y_t - \hat{\alpha} - \hat{\beta}x_t \quad (5.7)$$

Feilleddet i ligningen over (\hat{u}_t) antas også å være integrert av første orden $I(1)$. På grunn av at enhetsrøttene til variablene x_t og y_t kansellere hverandre ut, så vil feilleddet kunne bli kointegrert. Dette indikerer at selv om det kan være avvik mellom tidsseriene og den langsiktige relasjonen på kort sikt, vil variablene over tid vise en tendens til å bevege seg sammen, gjennom kompenserende justeringer for feilleddet (Wooldridge, 2016, s.580-583).

En definisjon av den langsiktige sammenhengen som brukes i økonometri indikerer at variablene har konverget mot enkelte langsiktige variabler, og derfor ikke endrer seg lenger. Dette medfører at variablene på endringsform blir 0 i ligning (5.6), og dermed nuller ligningen seg ut. Ligning (5.6) har ingen langsiktig løsning, og har derfor ingen forklaringskraft ovenfor forholdet mellom x og y (Brooks, 2019, s.354). Det finnes imidlertid modeller som kan løse dette problemet ved å bruke en kombinasjon av førstedifferansen og laggede verdier av kointegrerte variabler. Denne modellen kalles *feiljusteringsmodellen* og utledes som følger (Wooldridge, 2016, s.585):

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \gamma_0 \Delta x_t + \delta(s_{t-1} = (y_{t-1} - \beta x_{t-1})) + u_t \quad (5.8)$$

Feiljusteringsleddet defineres som $s_{t-1} = (y_{t-1} - \beta x_{t-1})$ og fungerer slik at det skal justere for eventuelle avvik fra forrige periode. Dette medfører at endring i den avhengige variabelen (Δy_t), avhenger av endringen i den uavhengige variabelen (Δx_t), samt de tidligere variablene for $y_t - \beta x_t$ (Wooldridge, 2016, s.584-585).

Johansen-test

Johansen-testen tar utgangspunkt i VAR-modellen, i ligning (5.5), og bygger videre på denne. I denne sammenhengen vil y_t representere en vektor av variabler. For å kunne anvende Johansen testen, må VAR-modellen transformeres til en *vektor feiljusteringsmodell* (Brooks, 2019, s.365):

$$\Delta y_t = \Pi y_{t-k} + \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + \Gamma_2 \Delta y_{t-2} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta y_{t-(k-1)} + u_t \quad (5.9)$$

Der $\Pi = (\sum_{i=1}^k \beta_i) - I_g$ og $\Gamma_i = (\sum_{j=1}^i \beta_j) - I_g$, og I representerer *identitesmatrisen*.

Testen fokuserer på analyse av Π -matrisen. Uttrykket kan tolkes som en matrise for langtidskoeffisienter, ettersom Δy_{t-1} vil være null i likevekt. Ved å sette feilleddet u_t til sin forventede verdi på null, vil følgelig gi $\Pi y_{t-k} = 0$. Med andre ord vil modellen i likevekt tilsi at alle variabler på endringsform er lik null (Brooks, 2019, s.365).

Selve testen for kointegrasjon mellom y -variablene er kalkulert ved å se på rangen av matrisen Π via dens *eigenverdi* (λ_i). Rangen av matrisen er lik antallet av eigenverdier som er forskjellig fra null.

Eigenverdien (λ_i) representerer test-verdien under Johansens tilnærming til kointegrasjon. Denne formuleres på to ulike måter (Brooks, 2019, s.366):

$$\lambda_{trace} = -T \sum_{i=r+1}^g \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (5.10)$$

Eller:

$$\lambda_{max}(r, r+1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad (5.11)$$

Her vil r representere antallet kointegrerte vektorer under nullhypotesen, og $\hat{\lambda}_i$ er den estimerte verdien for ordren i fra Π -matrisen.

Trace-teststatistikken er en samlet test hvor nullhypotesen sier at antall kointegrerte vektorer er mindre enn, eller lik r opp mot et generelt alternativ hvor det er mer enn r . Den starter med p antall eigenverdier, og deretter fjernes suksessivt den største. $\lambda_{trace} = 0$ når alle $\lambda_i = 0$ for $i = 1, \dots, g$.

Max-teststatistikken på sin side, gjennomfører separate tester for hver eigenverdi. Nullhypotesen i denne sammenheng er at antallet kointegrerte vektorer er r mot alternativet $r + 1$.

Johansen og Juselius (1990) angir de kritiske verdiene for de to testene nevnt over. Distribusjonen av teststatistikken følger ikke en standardfordeling, som f.eks. normalfordeling, og de kritiske verdiene avhenger av verdien av antallet ikke-stasjonære komponenter og om konstanter er inkludert i ligningen (Brooks, 2019, s.366).

Ved utførelse av Johansens-testen for kointegrasjon vil man forkaste nullhypotesen om det er r kointegrerte vektorer der test-statistikken er større enn den kritiske verdien. Alternativhypotesen på sin side sier at det foreligger $r + 1$ (for λ_{max}) eller mer enn r (for λ_{trace}). Testingen er gjennomført i en sekvens under nullhypotesen, $r = 0, 1, \dots, (g - 1)$ slik at hypotesene for λ_{trace} er gitt ved:

$$\begin{aligned} H_0: r = 0 & \quad \textit{versus} \quad H_1: 0 < r \leq g \\ H_0: r = 1 & \quad \textit{versus} \quad H_1: 1 < r \leq g \\ H_0: r = g - 1 & \quad \textit{versus} \quad H_1: r = g \end{aligned}$$

Den første testen innebærer en nullhypotese om ingen kointegrerte vektorer, som tilsvarer at Π har null rang. Dersom nullhypotesen ikke forkastes, kan man konkludere med at man ikke har kointegrerte vektorer og har dermed fullført prosessen.

6.0 Empirisk Analyse

I denne delen vil vi anvende den økonometriske metoden gjennomgått i kapittel 5, for å undersøke om Marshall-Lerner betingelsen gjelder mellom Norge og utvalgte handelspartnere i perioden Q1 2010 til Q2 2023. Vi innleder kapitlet med en diskusjon av egne variabler og funn, før vi setter disse i sammenheng opp mot resultater som er avdekket i tidligere litteratur. For å gjennomføre testen har vi satt opp en import- og eksportetterspørselsfunksjon med utgangspunkt i Iqbal et al. (2015):

Importetterspørsel:

$$LN_IMP_t^{NOR} = \beta_0 + \beta_1 LN_{BNP_t}^{NOR} + \beta_2 LN_RVK_t^{NOR/i} + u_t \quad (6.1)$$

Eksportetterspørsel:

$$LN_EXP_t^{NOR} = \beta_0 + \beta_1 LN_{BNP_t}^i + \beta_2 LN_RVK_t^{NOR/i} + u_t \quad (6.2)$$

hvor

(Alle variablene på logaritmeform)

IMP_t^{NOR} = Verdien (totalt) av Norges import av varer fra utvalgt handelspartner

EXP_t^{NOR} = Verdien (totalt) av Norges eksport av varer til utvalgt handelspartner

BNP_t^i = Norges reelle BNP

$RVK_t^{NOR/i}$ = Realvalutakursen mellom Norge og utvalgt handelspartner

Når det gjelder de forventede fortegnene på koeffisientene, antas $BNP > 0$, fordi økonomisk vekst i Norge øker etterspørselen etter importerte varer fra utlandet (norsk import). På samme måte vil økonomisk vekst hos handelspartnere føre til økt etterspørsel etter importerte varer fra Norge (norsk eksport). For den bilaterale realvalutakursen vil en depresiering av den norske kronen resultere i en lavere pris på importerte varer i utlandet. Den reduserte prisen vil gi en økning i etterspørselen etter norske eksportvarer, så de forventede fortegnene for RVK er følgelig positive i eksportetterspørselen. På den andre siden vil en depresiering av den norske kronen gjøre det dyrere for norske kunder å importere varer, så det forventes at RVK i importetterspørselen har negativt fortegn.

Empiriske studier har tidligere vist at valutakurs-volatiliteten på bilateral handel ikke er en ensidig effekt. En rekke faktorer som graden av risikoaversjon hos importører og eksportører, handelsvolumet, og tilgjengeligheten av sikringsmekanismer kan påvirke det faktiske utfallet (Aftab et al. 2017).

Som forklart i kapittel 5.2.6, er den korrekte fremgangsmåten for å teste Marshall-Lerner betingelsen å utføre en kointegrasjonstest. For å avdekke hvilken kointegrasjonstest som passer seg i vårt tilfelle, må vi først avklare hvilke orden de forskjellige variablene er integrerte av, og bestemme antallet lags som skal inkluderes.

6.1 Stasjonaritet

Som diskutert i kapittel 5.2.1, fastsetter tommelfinger-regelen at kun stasjonære tidsserier bør benyttes for å unngå spuriøse regresjoner. En nødvendig betingelse for å gjennomføre en Johansen-test for kointegrasjon, er at alle variablene er integrert av første orden, en $I(1)$ -prosess. I situasjoner hvor variablene er integrert av ulik orden vil en ARDL-test være hensiktsmessig. For å avdekke dette, benytter vi Augmented Dickey-Fuller testen presentert i 5.2.3. Testen innebærer at vi må kjøre hvert lag manuelt. Vi benyttet oss av *Akaike information criterion* (AIC) for å bestemme antall lags vi skal inkludere både i testen for stasjonaritet og modellen generelt sett. Denne metoden krever imidlertid at man setter maksimalt antall lags høyt nok. For vår oppgave, hvor vi opererer med kvartalsvis data, vil det være passende å benytte åtte lags som belyst i seksjon 5.2.2.

I tabell 2 presenterer vi resultatene fra ADF-testene av hver variabel. For vår oppgave har vi valgt et signifikansnivå på 5% for å vurdere hvorvidt variablene er stasjonære eller ikke. Under testutførelsen analyserer vi variablene på logaritmeform, og benytter optimalt antall lags i henhold til AIC. Resultatene tilsier at flertallet av variablene på logaritmeform er ikke-stasjonære på 5% signifikansnivå, med unntak av realvalutakursen mellom Norge og Sverige. Videre utførte vi testen på førstedifferansen av variablene, der variablene er en $I(1)$ -prosess. Resultatene til testen av variablene som var $I(1)$ ligger presentert i tabell 2 og tilsier at alle variablene, med unntak av eksporten til Storbritannia og

importen fra Sverige er stasjonære med et signifikansnivå på 1%. De to variablene som ikke er stasjonære ved 1% er imidlertid stasjonære ved 5% og møter derfor kriteriet til oppgaven om et signifikansnivå på 5%.

Resultatene av stasjonaritetstestene forteller oss at vi ikke kan gjennomføre en Johansen kointegrasjonstest for Sverige, ettersom variablene i modellen viser stasjonaritet ved integrering av ulik orden. Følgelig vil en ARDL-test være egnet for videre testing av Sverige. Videre, har Engle og Granger (1987) utviklet en enkel metode til å teste for kointegrasjon. Imidlertid er en vesentlig begrensning med denne metoden at det kun kan eksistere ett kointegrert forhold. For analysen av de øvrige handelspartnere vil vi derfor benytte en Johansen-test.

Strukturelle brudd oppstår når det skjer en uventet endring i dataene til en tidsserie (Luitel og Mahar, 2015, s. 112). For det første kan et strukturelt brudd påvirke en eller flere av de underliggende modellparametrene, noe som kan ha ulike implikasjoner. Det kan for eksempel føre til prognosefeil og generelt sett redusere modellens pålitelighet (Stock og Watson, 2015, s. 608). Kronekursfallet fra 2015 og de økonomiske svingningene av koronapandemien er spesielt interessant for vårt datasett, og det kan derfor diskuteres om tidsserien inneholder flere strukturelle brudd innenfor analysens tidsramme. Tidsserier med strukturelle brudd kan føre til misledende konklusjoner fra enhetsrots-tester, hvor man feilaktig antar en serie som ikke-stasjonær når den i realiteten er stasjonær (Shrestha og Bhatta, 2018, s. 71). Vi anerkjenner begrensningene dersom det forekommer strukturelt brudd, men velger å gå videre med testen.

6.2 Modellspesifikasjon

Som diskutert i metodekapittelet vil de kritiske verdiene i Johansen-testen påvirkes av angitte betingelser som legges til grunn; i form av antall lags og deterministiske betingelser. Tilsvarende som ved valg av lags i ADF-testen (kapittel 6.1), finner vi optimalt antall lags ved bruk av informasjonskriterium AIC. Se tabell 3 for valg av antall lags til utførelse av Johansen-test.

Tabell 3: Optimal antall lags

Land	Importteterspørsel		Eksportteterspørsel	
	Antall lags	AIC	Antall lags	AIC
Storbritannia	4	-11,6446*	7	-10,0277*
Nederland	3	-12,3851*	1	-11,0427*
Tyskland	3	-12,448*	8	-10,1749*
USA	3	-10,8431*	1	-9,89415*

Markering med * indikerer optimalt antall lags. Vi har under estimering benyttet maks antall lags på 8 som følge av at vi opererer med kvartalsvis data.

Restriksjonene på trend ble valgt som *konstant*, som følge av at vi utelukker muligheten for at de ulike nivåene på dataen har kvadratisk trend. Videre vil denne avgjørelsen medføre at vi begrenser kointegrasjons-ligningene til å være stasjonære rundt konstante gjennomsnitt (stata.com, 2024).

6.3 Johansen-test for kointegrasjon

Neste trinn i Johansen-modellen blir å undersøke om det finnes langsiktige, kointegrerte forhold mellom variablene. I tilfelle hvor det ikke foreligger kointegrerte forhold så vil det ikke eksistere langsiktig forhold. Dersom resultatene derimot viser kointegrerte forhold så vil variablene ha et langsiktig likevektsforhold. I Johansen-modellen forutsettes det at variablene er en $I(1)$ -prosess (Brooks, 2019, s. 365), men hvor selve testen utføres på logaritmeform der variablene er ikke-stasjonære (Adeleye, 2018).

Som beskrevet i delkapittel 5.2.6, må vi anvende *Trace-testen* og *Max-testen* for å bestemme rangen til Π -matrisen. Nullhypotesen hevder at det ikke finnes kointegrerte vektorer i matrisen. For å avgjøre om H_0 forkastes, sammenlignes *Trace-statistisen* med den kritiske verdien ved 5% signifikansnivå (se Tabell 4 i appendiks A3). Max-testen innebærer tester for hver enkelt *eigenverdi*, og avgjøres på tilsvarende måte som trace-testen. Distinksjonen ligger i at max-testen benytter *Maximum Eigenvalue* i sammenligning med de kritiske verdiene ved 5% signifikansnivå. Prosessen vil i begge tester gjenta seg til man ikke kan påvise flere kointegrerte forhold. Dersom vi får lavere «Trace statistic» og «Maximum

eigenvalue» enn de kritiske verdier, vil vi beholde H_0 om ingen kointegrasjon, og gjennomfører ingen videre tester.

Resultatene for de åtte ulike modellene i tabell 4 tar utgangspunkt i ligning (6.1) og (6.2). For vårt datasett finner vi at Storbritannia har to kointegrerte vektorer ved importteterspørselen og én kointegrert vektor ved eksportteterspørsel. Tyskland har kun én kointegrert vektor ved eksportteterspørsel, og USA har én kointegrert vektor ved importteterspørsel. Nederland har ingen kointegrerte vektorer.

Resultatet av ingen kointegrerte vektorer kan være sammensetningen av en rekke faktorer. Våre funn er i tråd med tidligere empiriske studier som ofte *ikke* har påvist noen langsiktig sammenheng (Langwasser, 2009; referert i Bahmani et al., 2013, s 22). Stokastiske sjokk i makroøkonomisk politikk, strukturelle brudd, og betingelser i handelsavtaler er ofte fremhevet som mulige årsaker. Alternativt kan tidsserien ha et gradvis brudd over tid, drevet av strukturelle endringer i økonomien eller påvirkning fra økonomisk politikk. Problematikken ved mistanke om brudd i tidsserien kan løses ved å inkludere en dummyvariabel og deretter teste på sekvensielt vis for alle antatte brudd i tidsserien (Waheed et al. 2006).

6.4 Langsiktige og kortsiktige sammenhenger

Som implisert i seksjon 5.2.6, kreves kointegrerte forhold for å beregne elastisitetene. Storbritannia var den eneste handelspartner som indikerte kointegrerte vektorer for både import og eksport. Følgelig vil vi utarbeide en *Vektor error correction model* (VECM) for å beregne elastisitetene for Storbritannia. Resultatene fra VECM, som fremgår av tabell 5, viser verdier fra begge ligninger for alle undersøkte land. Gitt at Marshall-Lerner betingelsen krever kointegrasjon på både import- og eksportsiden, konkluder vi med at betingelsen ikke er oppfylt for Tyskland, Nederland og USA. Modellene for Storbritannia fokuserer på effekten av realvalutakursen på import og eksport og utledes ved bruk av ligning 5.12:

Tabell 6: Importteterspørseel Storbritannia (VECM)

$$\Delta LN_IMPGBR_t = \alpha_1(LN_IMP_{t-1} - 1,3611 * LN_{RVKNORGB_{t-1}} - 18,6147) + \alpha_2(5,55e - 17 * LN_{IMPGBR_{t-1}} + LN_{BNPNOR} - 0,6384 * LN_{RVKNORGB_{t-1}} - 3,0534) + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_{k-1} \Delta y_{t-(k-1)} + u_t$$

Tabell 7: Eksportteterspørseel Storbritannia (VECM)

$$\Delta LN_EXPGBR_t = \alpha_1(LN_EXPGBR_{t-1} + 2,6135 * LN_{BNPGBR_{t-1}} - 0,4244 * LN_{RVKNORGB_{t-1}} - 34,4674) + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_{k-1} \Delta y_{t-(k-1)} + u_t$$

hvor

α_1 og α_2 = justeringskoeffisientene

Innhold i første parentes = representerer den første kointegrasjonsformelen (_ce1)

Innhold i andre parentes = representerer den andre kointegrasjonsformelen (_ce2)

Av tabellen og modellene ser vi at resultatene for Storbritannia blir $\eta = -0,4244$ og $\eta^* = -1,999$. Marshall-Lerner betingelsen gjelder, som nevnt under kapitel 2.3, dersom $\eta + \eta^* > 1$ i absolutte verdier. Elastisitetene til import- og eksportteterspørselen for Storbritannia summeres til $-2,4234$ og vi kan derfor konkludere med at Marshall-Lerner betingelsen gjelder mellom Norge og Storbritannia. Variablene for Storbritannia vil også være statistisk signifikant på 5% nivå, noe som tilsier at vi kan stole på resultatene som er presentert og representerer dermed langtidssammenhengen der en realdepresiering forbedrer handelsbalansen.

Vi finner at realvalutakursen til Storbritannia og Tyskland bryter med forventningen om $RVK > 0$. Analysen av VECM forteller at eksportteterspørselen vil reduseres ved en depresiering av realvalutakursen mellom Norge og Storbritannia / Tyskland. Resultatene understøttes av Iqbal et al (2015) som på tilsvarende vis fant at eksportteterspørselen har en tendens til å synke når depresieringen av realvalutakursen øker for enkelte handelspartnere. Imidlertid ble ikke det endelige resultatet for ML-betingelsen påvirket (Iqbal et al., 2015). På den andre siden, vil realvalutakursen påvirke importteterspørselen som forventet.

For å se på de kortsiktige sammenhengene, i form av J-kurve-effekten, tok vi i bruk en impulsrespons-analyse (IRF) som i (Adhikari 2018, s.18).

Resultatene, presentert i appendiks 3 tabell 6, viser handelsbalansens respons på realvalutakursens impuls over en kortsiktig tidshorisont. J-kurven fremkommer når handelsbalansen forverres umiddelbart etter en realvalutakurs-depresiering. Den hensyntar tidsaspektet og sier at det tar «månedsvis» før handelsbalansen forbedrer seg. I resultatene ser vi ingen bevis for J-kurve hos USA og Nederland, men for Tyskland ser vi at handelsbalansen forverres umiddelbart og det dannes tendenser til en J-kurve over tidsperioden. Dette tilsier at vi kan ha en J-kurve-effekt mellom Norge og Tyskland, men som vi ser i tabellen så er det diskutabelt om det foreligger en kortsiktig sammenheng mellom realvalutakursen og handelsbalansen som følge av en antydning til J-kurve-effekt fremstilt grafisk.

6.5 Videre diskusjon

Datasettet vårt er basert på en begrenset tidshorisont og vil dermed avgjøre om vi har kointegrerte langsiktige forhold. En utvidelse av datasettet, hvor man implementerer en forlenget tidshorisont vil kunne fange opp eventuelle langsiktige sammenhenger som avdekker om Marshall-Lerner betingelsen holder. Videre, kunne tilsvarende tester bli utført på andre premisser. Som eksempelvis ved Saeed (2020) sin ARDL bounds-tilnærming av ML-betingelsen.

Det kan være interessant for fremtidig forskning å undersøke videre de kortsiktige sammenhengene i relasjon til J-kurven gjennom videreutvikling av vårt datamateriale. Ved å benytte månedlig data vil tidsserien legge mer vekt på de kortsiktige svingningene, noe som ville gitt oss mer innsikt i kortsiktig atferd sammenlignet med langsiktige trender (Shiller og Perron, 1985) referert i (Taylor og Taylor, 2004, s. 137). Følgelig, ville også maksimalt anbefalte lags økt fra 4-8 til 12-24 på månedsbasis (Wooldridge, 2020, s. 399).

6.5.1 Svakheter ved analysen

Med beregning av realvalutakurser benyttet vi KPI som relativ prisnivå-indeks mellom land. Hovedproblemet ved å bruke KPI er at disse inkluderer «ikke-omsettelige varer» (Kipici og Kesriyeli, 1997), som ikke nødvendigvis reflekterer korrekt prisforhold på importerte og eksporterte varer. Alternativt, fremfor å sammenligne direkte prisforhold mellom landene, kunne prisnivået for implisitte import- og eksportverdier vært studert. Eksporten, ved bruk av nasjonale eksportpriser i forhold til internasjonale handelssatser for å måle konkurransedynamikken, samtidig som man ser på importprisene i forhold til nasjonalt prisnivå (Bahmani, et al., 2013, s. 430).

I tillegg, ved å unnlate å teste for brudd i en enhetsrot-test kan vi nå feilaktige konklusjoner. For eksempel ved å betrakte tidspunktet for bruddet som et eksogent fenomen, vil sannsynligheten for å beholde alternativhypotesen for stasjonaritet øke (Perron, 1989) referert i (Saeed 2020, s 66). En løsning på problemet, som diskutert i 6.2, kan løses ved inkludering av dummyvariabler.

7.0 Konklusjon

Denne studien utforsker hvorvidt en depresiering eller appresiering av valutakursen har en positiv effekt på den langsiktige handelsbalansen. En slik effekt kan bekreftes dersom summen av elastisitetene for import og eksport relatert til realvalutakursen overstiger én. Studien har forsøkt å identifisere Marshall-Lerner betingelsen for Norge og primære handelspartnere, som Tyskland, Sverige, Storbritannia, Nederland og USA over tidsperioden Q1 2010 – Q2 2023.

Den alminnelige oppfatningen er at en depresiering av realvalutakursen har en positiv effekt på handelsbalansen. Imidlertid viser tidligere empiri et varierende resultat. Resultatene fra våre langsiktige tester indikerer en signifikant sammenheng mellom Norge og Storbritannia, med effekten av realvalutakursen på import- og eksportetterspørsel på $-2,4234$ ($\eta = -0,4244$ og $\eta^* = -1,999$). Disse funnene korresponderer med det som ble oppnådd av Saeed (2020). Resultatene tilsier at Marshall-Lerner betingelsen gjelder mellom Norge og Storbritannia, ettersom $\eta + \eta^* > 1$. På den andre siden, ble det ikke identifisert tilstrekkelige kointegrerte vektorer for Tyskland, Nederland og USA. Realvalutakursen mellom Norge og Sverige viste tegn på stasjonaritet ved $I(0)$, noe som hindret videre analyse av Sverige innenfor det valgte rammeverket.

Volatiliteten på handelsbalansen kan være uforutsigbar, spesielt for en liten økonomi som Norge som i stor grad av olje- og internasjonale handelsavtaler. Dette gjør den norske kronen til en sårbar valuta preget av kraftige svingninger. Videre anerkjennes valg av datamateriale, forklaringsvariabler, og begrensninger i det empiriske rammeverket som plausible årsaker til studiens funn. På tilsvarende vis, fant vi utilstrekkelige resultater for J-kurvens kortsiktige effekter mellom de undersøkte landene.

Litteraturliste

- Adeleye, Bosede Ngozi (2018, 13. Mars). (stata13): *How to Perform Johansen Cointegration Test* [Video]. YouTube.
<https://www.youtube.com/watch?v=TaTw1Qavsnc>
- Adhikari, Deergha Raj. (2018). *Testing the Marshall-Lerner Condition and the J-curve Effect on U.S.-China Trade*. Journal of Applied Business and Economics Vol. 20(8). http://www.na-businesspress.com/JABE/JABE20-8/Adhikari_20_8.pdf
- Aftab, M., Syed, K. B. S., Katper N. A. (2017). *Exchange rate volatility and Malaysian-Thai bilateral industry trade flows* (s. 99-114). Journal of Economic Studies Vol. 44 No. 1. <https://doi.org/10.1108/JES-05-2015-0091>
- Bahmani-Oskooee & Hajilee (2009). *The J-curve at Industry Level; Evidence from US Sweden Trade* (s. 83-92). Economic System, 33.
<https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0939362508000708>
- Bahmani-Oskooee, M., & Niroomand, F. (1998). *Long-run Price Elasticities and the Marshall-Lerner Condition Revisited* (s.101-109). Economics Letters 61(1).
<https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0165176598001475>
- Bahmani, Mohsen., Harvey, Hanafiah., Hegerty, Scott W. (2013). *Empirical tests of the Marshall-Lerner condition: a literature review* (s. 411-443). Journal of Economic Studies Vol. 40 No.3. <https://www-emerald-com.ezproxy.library.bi.no/insight/content/doi/10.1108/01443581311283989/full/pdf?title=empirical-tests-of-the-marshall-lerner-condition-a-literature-review>
- Bergholt, Drago., Røisland, Øistein. (2020). *Når renten er svært lav, kan lønnsmoderasjon svekke konkurransevnen*. Norges Bank. <https://www.norges-bank.no/bankplassen/arkiv/2020/nar-renten-er-svart-lav-kan-lonnsmoderasjon-svekke-konkurransevnen/>
- Brooks, Chris. (2019) *Introductory Econometrics For Finance (4th edition)*. Cambridge University Press
- Chi, J., Cheng, S. K., (2016). *Do exchange rate volatility and income affect Australia's maritime export flows to Asia?* (s.13-21). Transport Policy Vol. 47. [10.1016/j.tranpol.2015.12.003](https://doi.org/10.1016/j.tranpol.2015.12.003)

- E24. (2023). *Kronen har svekket seg i nesten 10 år – Hvorfor?* <https://e24.no/norsk-oekonomi/i/RGM8AA/kronen-har-svekket-seg-i-nesten-ti-aar-hvorfor>
- Enders, W. (2015). *Applied Econometric Time Series*. Wiley, Hoboken, 4th edition.
- Engle, R. F., & Granger, C. W. J. (1987). *Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing* (s. 251-276). *Econometrica*, 55(2).
<https://doi.org/10.2307/1913236>
- Henriksen, Espen., Moen, Espen R., Natvik, Gisle J. (2021). *Økonomisk politikk i koronakrisens kjølvann – hva fremstår som særlig viktig?* *Samfunnsøkonomen*.
https://www.samfunnsokonomen.no/journal/2021/5/m-174/Økonomisk_politikk_i_koronakrisens_kjølvann_–_hva_fremstår_som_særlig_viktig
- Hill, R. C., Griffiths, W. E., Judge, G. G. (2001). *Undergraduate Econometrics* (2. utg.) (s. 335-350). New York: John Wiley & Sons, Inc.
- Iqbal, Javed., Nosheen Misbah., Tariq, Rabbia., Manan, Samia. (2015). *Testing for Marshall-Lerner Condition: Bilateral Trade between Pakistan and its Major Trading Partners*. *Forman Journal of Economic Studies*.
- Kipici, Ahmet N., Kesriyeli Mehtap. (1997). *The Real Exchange Rate Definitions and calculations*. Central Bank of the Republic of Turkey.
<https://core.ac.uk/download/pdf/7061522.pdf>
- Kyophilavong, P., Shahbaz, M., & Uddin, G. S. (2013). *Does J-curve Phenomenon Exist in Case of Laos? An ARDL Approach*. *Economic Modelling* (s. 833-839). *Economic Modelling*, 35.
- Luitel, H. S., Mahar, G. J. (2015). *A short note on the application of the Chow test of structural break in US GDP* (s. 112-116). *International Business Research*, 8(10).
<https://doi.org/10.5539/ibr.v8n10p112>
- Magee, S. P. (1973). *Currency Contracts, Pass Through, and Devaluation* (303-325). *Brookings Papers of Economic Activity*. <https://doi.org/10.2307/2534091>
- Meese, Richard A., Rogoff, Kenneth. (1983). *Empirical exchange rate models of the seventies: Do they fit out of sample?* (s. 3-24). *Journal of International Economics*, 14(1).
https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/002219968390017X?ref=pdf_download&fr=RR-9&rr=8864571258fa56c4
- Melchior, A. & Nordås, K. H (2024). *Blikk på EØS 30 år*. Næringslivets Hovedorganisasjon og Norsk utenrikspolitisk institutt. https://www.nho.no/contentassets/7909633f18fd4210a8834d01ec6d041f/eos-rapport_02012024.pdf

- Naug, Bjørn E., Nordbø, Einar W. (2018). *Hvor mye drahjelp har vi fått av kronesvekkelsen?* Norges Bank. <https://www.norges-bank.no/bankplassen/arkiv/2018/hvor-mye-drahjelp-har-vi-fatt-av-kronesvekkelsen-del-1/>
- Næringslivets Hovedorganisasjon. (2021). *Tall og fakta om internasjonal handel og samarbeid.* <https://www.nho.no/analyse/tall-fakta-internasjonalt-handel-samarbeid/>
- Næringslivets Hovedorganisasjon. (2024). *EØS-avtalen – derfor er den viktig for Norge.* <https://www.nho.no/tema/eos-og-internasjonalt-handel/artikler/eos-avtalen--derfor-er-den-viktig-for-norge/>
- OECD. (2024). *Real GDP Forecast.* <https://data.oecd.org/gdp/real-gdp-forecast.htm>
- Paul R. Krugman, Maurice Obstfeld., Marc J. Melitz (2022). *International Economics - Theory and Policy (12th edition).* Pearson Education.
- Perron, P. (1989). *The great crash, the oil price shock and the unit root hypothesis* (s. 1361-1401). *Econometrica*.
- Regjeringen (2012) *EØS-avtalen og Norges øvrige avtaler med EU.* <https://www.regjeringen.no/no/dokumenter/meld-st-5--20122013/id704518/?ch=3>
- Reinhard (1995) *Devaluation, Relative Prices, and International Trade: Evidence from Developing Countries* (s. 290-312). IMF Staff Papers. <https://doi.org/10.2307/3867574>
- Saeed, N. (2020). *The effects of Exchange Rate on Norway's Bilateral Trade Flow to the UK Via Maritime and Other Transport Modes: Does the 'Marshall-Lerner' Condition Hold?* (s.61-76). *Journal of International Logistics and Trade*, Vol. 18 No. 2. <https://doi.org/10.24006/jilt.2020.18.2.061>
- Şimşek, M., and Kadilar, C. (2004). *The Cointegration Analysis of Turkey's Import Demand Functions with Bounds Test: 1970-2002* (s.27-34). *Doğuş University Journal* 5(1).
- STATA. (2024). *vec intro — Introduction to vector error-correction models.* <https://www.stata.com/manuals/tsvecintro.pdf>
- Statistisk Sentralbyrå. (2014). *Økonomisk utsyn over året 2013.* <https://www.ssb.no/nasjonaltregnskap-og-konjunkturer/oa/attachment/167700?ts=144b74690b8>
- Statistisk Sentralbyrå. (2015). *Brexit: Norges handel med Storbritannia.* <https://www.ssb.no/utenriksokonomi/artikler-og-publikasjoner/norges-handel-med-storbritannia-for-brexit>

- Statistisk Sentralbyrå. (2015). *Økonomisk utsyn over året 2014*.
https://www.ssb.no/nasjonalregnskap-og-konjunkturer/oa/attachment/221181?_ts=14c2bce9870
- Statistisk Sentralbyrå. (2016). *Hva er egentlig BNP?*
<https://www.ssb.no/nasjonalregnskap-og-konjunkturer/nasjonalregnskap/statistikk/nasjonalregnskap/artikler/hva-er-egentlig-bnp>
- Statistisk Sentralbyrå. (2016). *Økonomisk utsyn over året 2015*.
https://www.ssb.no/nasjonalregnskap-og-konjunkturer/oa/attachment/259714?_ts=1537fe2b7f0
- Statistisk Sentralbyrå. (2023). *Eksepsjonelt overskudd for handelsbalansen i 2022*.
<https://www.ssb.no/utenriksokonomi/utenriksregnskap/statistikk/utenriksregnskap/artikler/eksepsjonelt-overskudd-for-handelsbalansen-i-2022>
- Statistisk Sentralbyrå. (2024). *Norges viktigste handelspartnere*.
<https://www.ssb.no/utenriksokonomi/utenrikshandel/statistikk/utenrikshandel-med-varer/artikler/norges-viktigste-handelspartnere>
- Steigum, Erling. (2018). *Moderne Makroøkonomi* (2. utgave). Gyldendal Akademisk.
- Taylor A. M., Taylor, M. P. (2004). *The Purchasing Power Parity debate* (s.135-158).
Journal of Economic Perspectives, 18(4).
- Waheed, M., Alam, T., Ghauri, S. P. (2006). *Structural breaks and unit root: Evidence from Pakistan macroeconomic time series*. Munich Personal RePEc Archive No. 1797.
- Wooldridge, Jeffrey M. (2016). *Introductory Econometrics - A Modern Approach* (6th edition). Cengage Learning.
- Wooldridge, Jeffrey M. (2020). *Introductory Econometrics - A Modern Approach* (7th edition). Cengage Learning.
- Yousefi, A. & Wirjanto, T. S. (2003). *Exchange Rate of the US dollar and the J- Curve: The Case of oil Exporting Countries* (s. 741-765). Energy Economics, 25(6).

Appendiks

A1 Datakilder

FRED Economic Data. (2024) Real Gross Domestic Product for Netherlands.

Hentet fra: <https://fred.stlouisfed.org/series/CLVMNACSCAB1GQNL>

FRED Economic Data. (2024). Consumer Price Index: Total for Germany. Hentet

fra: <https://fred.stlouisfed.org/series/DEUCPIALLMINMEI>

FRED Economic Data. (2024). Consumer Price Index: Total for Netherlands.

Hentet fra: <https://fred.stlouisfed.org/series/NLDCPIALLMINMEI>

FRED Economic Data. (2024). Consumer Price Index: Total for Norway. Hentet

fra: <https://fred.stlouisfed.org/series/NORCPIALLMINMEI>

FRED Economic Data. (2024). Consumer Price Index: Total for Sweden. Hentet

fra: <https://fred.stlouisfed.org/series/SWECPIALLMINMEI>

FRED Economic Data. (2024). Consumer Price Index: Total for United Kingdom.

Hentet fra: <https://fred.stlouisfed.org/series/GBRCPIALLMINMEI>

FRED Economic Data. (2024). Real Gross Domestic Product for Germany.

Hentet fra: <https://fred.stlouisfed.org/series/CLVMNACSCAB1GQDE>

FRED Economic Data. (2024). Real Gross Domestic Product for Norway. Hentet

fra: <https://fred.stlouisfed.org/series/CLVMNACSCAB1GQNO#0>

FRED Economic Data. (2024). Real Gross Domestic Product for Sweden. Hentet

fra: <https://fred.stlouisfed.org/series/CLVMNACSCAB1GQSE>

FRED Economic Data. (2024). Real Gross Domestic Product for USA. Hentet fra:

<https://fred.stlouisfed.org/series/GDPC1>

FRED Economic Data. (2024). Real Gross Domestic Product for Great Britain.

Hentet fra: <https://fred.stlouisfed.org/series/NGDPRSAXDCGBQ>

Norges Bank. (2024). Valutakurser. Hentet fra: <https://www.norges->

[bank.no/tema/Statistikk/Valutakurser/](https://www.norges-bank.no/tema/Statistikk/Valutakurser/)

Statistisk Sentralbyrå. (2024). Tabell 08799: Utenrikshandel med varer.

Import/Eksport til handelspartnere hentet fra:

<https://www.ssb.no/statbank/table/08799/>

A2 Forklaringsvariabler

Tabell 1: Forklaringsvariabler

Variabel	Beskrivelse
<i>BNPNOR</i>	Reelt BNP for Norge. Tidsserie hentet fra FRED med indeks Jan. 2020=100
<i>BNPGBR</i>	Reelt BNP for Storbritannia. Tidsserie hentet fra FRED med indeks Jan. 2020=100
<i>BNPSVE</i>	Reelt BNP for Sverige. Tidsserie hentet fra FRED med indeks Jan. 2020=100
<i>BNPUSA</i>	Reelt BNP for USA. Tidsserie hentet fra FRED med indeks Jan. 2017=100
<i>BNPNL</i>	Reelt BNP for Nederland. Tidsserie hentet fra FRED med indeks Jan. 2020=100
<i>BNPTY</i>	Reelt BNP for Tyskland. Tidsserie hentet fra FRED med indeks Jan. 2020=100
<i>RVKNORUSA</i>	Realvalutakurs mellom Norge og USA. Kalkulert ved bruk av formel for realvalutakurs. Tidsserier hentet fra Norges Bank og FRED
<i>RVKNORNL</i>	Realvalutakurs mellom Norge og Nederland. Kalkulert ved bruk av formel for realvalutakurs. Tidsserier hentet fra Norges Bank og FRED
<i>RVKNORTY</i>	Realvalutakurs mellom Norge og Tyskland. Kalkulert ved bruk av formel for realvalutakurs. Tidsserier hentet fra Norges Bank og FRED
<i>RVKSVE</i>	Realvalutakurs mellom Norge og Sverige. Kalkulert ved bruk av formel

	for realvalutakurs. Tidsserier hentet fra Norges Bank og FRED
<i>RVKNORGBR</i>	Realvalutakurs mellom Norge og Storbritannia. Kalkulert ved bruk av formel for realvalutakurs. Tidsserier hentet fra Norges Bank og FRED
<i>EXPGBR</i>	Norsk eksport til Storbritannia i millioner kr. Tidsserie hentet fra SSB
<i>IMPGBR</i>	Norsk import fra Storbritannia i millioner kr. Tidsserie hentet fra SSB
<i>EXPSVE</i>	Norsk eksport til Sverige i millioner kr. Tidsserie hentet fra SSB
<i>IMPSVE</i>	Norsk import fra Sverige i millioner kr. Tidsserie hentet fra SSB
<i>EXPNL</i>	Norsk eksport til Nederland i millioner kr. Tidsserie hentet fra SSB
<i>IMPNL</i>	Norsk import fra Nederland i millioner kr. Tidsserie hentet fra SSB
<i>EXPTY</i>	Norsk eksport til Tyskland i millioner kr. Tidsserie hentet fra SSB
<i>IMPTY</i>	Norsk import fra Tyskland i millioner kr. Tidsserie hentet fra SSB
<i>EXPUSA</i>	Norsk eksport til USA i millioner kr. Tidsserie hentet fra SSB
<i>IMPUSA</i>	Norsk import fra USA i millioner kr. Tidsserie hentet fra SSB

Variablene er alle kvartalsvis gjennomsnitt av månedlige verdier, observert fra Q1 2010 til Q2 2023.

A3 Resultater

Tabell 2: Resultater fra ADF-tester

Variabel	Logaritmeform	Lags	Førstedifferanse	Lags
Norge				
LN_BNPNOR	-0,686	(3)	-5,200***	(2)
USA				
LN_BNPUSA	-0,327	(2)	-6,837***	(1)
LN_EXPUSA	-2,335	(1)	-5,895***	(1)
LN_IMPUSA	0,162	(3)	-5,404***	(2)
LN_RVKNORUSA	-0,434	(2)	-4,086***	(1)
Storbritannia				
LN_BNPGBR	-1,432	(2)	-6,909***	(1)
LN_EXPGBR	-1,872	(7)	-3,211**	(7)
LN_IMPGBR	-0,880	(3)	-6,301***	(2)
LN_RVKNORGB	-1,326	(2)	-4,000***	(1)
Sverige				
LN_BNPSVE	-0,528	(2)	-6,274***	(1)
LN_EXPSVE	1,080	(3)	-4,952***	(2)
LN_IMPSVE	-0,194	(6)	-2,966**	(5)
LN_RVKNORSVE	-3,464**	(2)	-4,780***	(1)
Nederland				
LN_BNPNL	-0,111	(1)	-8,493***	(0)
LN_EXPNL	-1,740	(1)	-7,866***	(0)
LN_IMPNL	0,786	(6)	-4,815***	(1)
LN_RVKNORNL	0,118	(1)	-5,882***	(0)
Tyskland				
LN_BNPTY	-1,517	(3)	-4,857***	(2)
LN_EXPTY	-2,888*	(5)	-3,431***	(7)
LN_IMPTY	2,364	(4)	-3,905***	(3)
LN_RVKNORTY	-0,433	(2)	-5,538***	(0)

Markering med * refererer til at variabelen er stasjonær ved 10%, ved ** er den stasjonær ved 5% og ved *** er den stasjonær ved 1%.

Tabell 3: Optimal antall lags

Land	Importteterspørsel		Eksportteterspørsel	
	Antall lags	AIC	Antall lags	AIC
Storbritannia	4	-11,6446*	7	-10,0277*
Nederland	3	-12,3851*	1	-11,0427*
Tyskland	3	-12,448*	8	-10,1749*
USA	3	-10,8431*	1	-9,89415*

Markering med * indikerer optimalt antall lags, vi har under estimering benyttet maks antall lags på 8 som følge av at vi opererer med kvartalsvis data.

Tabell 4: Resultater fra Johansen-test

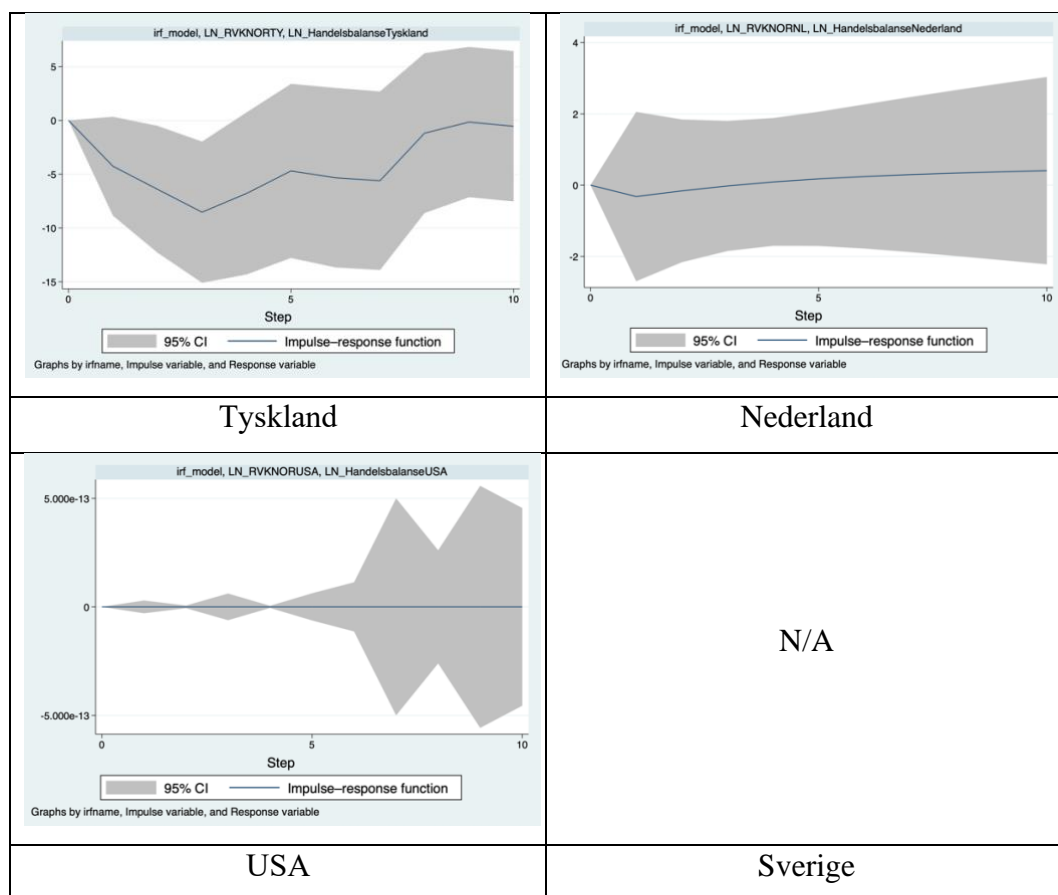
Land	Antall Vektorer	Importteterspørsel		Eksportteterspørsel	
		<i>Trace statistikk</i>	<i>Maximum Eigen value</i>	<i>Trace statistikk</i>	<i>Maximum Eigen value</i>
Storbritannia	$r_0 = 0$	39,7028	24,2843	33,4215	27,7785
	$r_0 \leq 1$	15,4185	15,2999	5,6429*	3,7617
	$r_0 \leq 2$	0,1186*	0,1186	1,8812	1,8812
Tyskland	$r_0 = 0$	18,1946*	13,9564	39,5613	32,2379
	$r_0 \leq 1$	4,2382	3,5434	7,3234*	6,6577
	$r_0 \leq 2$	0,6948	0,6948	0,6657	0,6657
Nederland	$r_0 = 0$	17,7109*	12,6970	20,1104*	9,6376
	$r_0 \leq 1$	5,0139	4,9071	10,4729	8,8887
	$r_0 \leq 2$	0,1068	0,1068	1,5842	1,5842
USA	$r_0 = 0$	33,7235	19,5611	24,6698*	15,0993
	$r_0 \leq 1$	14,1624*	13,4129	9,5705	9,5182
	$r_0 \leq 2$	0,7495	0,7495	0,0523	0,0523

Markering med «*» indikerer antall kointegrerte vektorer.

Tabell 5: VECM resultater

Land	Importteterspørsel		Eksportteterspørsel	
	LN_BNP^{NOR}	$LN_RVK^{NOR/i}$	LN_BNP^i	$LN_RVK^{NOK/i}$
Storbritannia	1	-1,999	2,6135	-0,4244
Nederland	Ingen kointegrert vektor	Ingen kointegrert vektor	Ingen kointegrert vektor	Ingen kointegrert vektor
Tyskland	Ingen kointegrert vektor	Ingen kointegrert vektor	6,344	-3,795
USA	37,350	-13,001	Ingen kointegrert vektor	Ingen kointegrert vektor

Tabell 6: IRF-resultater



Grafene er produsert i STAT/se 17.0 og forklarer handelsbalansens respons ved realvalutakurs-impulser. Grafene brukes utelukkende til visuell tolkning, med tilhørende 95% konfidensintervall.