



Handelshøyskolen BI - campus Bergen

# BTH 16131

Bacheloroppgave - Anvendt makroøkonomi

Bacheloroppgave

Kjøpekraftsparitet og den norske kronen

Navn: Fredrik Gjertsen, Sophie Emilie Sundt,  
Ian Benjamin Kiil

Utlevering: 11.01.2021 09.00

Innlevering: 02.06.2021 16.00

# Kjøpekraftsparitet og den norske kronen

*En empirisk analyse av kjøpekraftsparitet mellom Norge og utvalgte handelspartnere i perioden 1999-2020*

Fredrik Gjertsen, Ian Benjamin Kiil og Sophie Emilie Sundt

Veileder: Professor Erling Vårdal

Juni 2021

Bacheloroppgave i Anvendt Makroøkonomi

Handelshøyskolen BI

*"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."*

# Førord

Denne bacheloroppgaven markerer avslutningen av vårt studieløp på linjen økonomi og administrasjon med fordypning i anvendt makroøkonomi.

Valg av tema gjenspeiler vår interesse for valutamarkedet og et ønske om å tilegne oss kunnskap innenfor økonometriske tidsserier og metode. Kronesvekkelsen, svingninger i valutamarkedet og eksogene sjokk gjør kjøpekraftsparitet i lys av den norske kronen til et dagsaktuelt tema.

Arbeidet med oppgaven har vært omfattende, tidkrevende og til tider svært utfordrende. Gjennom systematisk arbeid i hele oppgavens periode har vi hatt muligheten til å tilegne oss ny kunnskap og revidere oppgaven til å bli et stykke arbeid vi er stolte av.

Vi ønsker å rette en stor takk til vår veileder, Professor Erling Vårdal, for hans konstruktive kritikk, veiledning og gode innspill.

# Sammendrag

I denne oppgaven benytter vi oss av konkurransekursindeksen (KKI) og euro for å undersøke om relativ kjøpekraftsparitet gjelder mellom Norge og utvalgte handelspartnere i perioden 1999-2020.

Innledningsvis presenterer vi det teoretiske rammeverket til kjøpekraftsparitet, som gir en forutsetning for å kunne undersøke og tolke om pariteten er gjeldende i de valgte tidsseriene. Videre benytter vi oss av tidligere empiri for å få innsikt i resultatene av arbeid på den norske kronen. Empirisk forskning peker oss i retning av å bruke oljepris i tillegg til prisdifferanse som langsiktige forklaringsvariabler på bevegelser i den nominelle valutakursen. I et eget datakapittel gjennomgår vi de utvalgte variablene og tidsseriene grafisk gjennom en deskriptiv tolkning. Vi observerer at norsk prisvekst har en høyere vekstrate sammenlignet med handelspartnerne i etterkant av 2013, samtidig som realvalutakursen ikke returnerer til sin likevekt. Disse observasjonene ga oss et innblikk i forventede økonometriske resultater.

I den empiriske analysen gjennomførte vi først en enkel test for kjøpekraftsparitet ved å teste for stasjonaritet i realvalutakursen. Ikke overraskende resulterte testen med at vi ikke kunne forkaste hypotesen om en «random-walk». Vi benytter oss videre av en regresjonsanalyse av oljeprisen, prisdifferansen og de nominelle valutakursene. Resultatene for oljepriskoeffisienten samsvarer med tidligere empiri. Koeffisientene til prisdifferansene viste derimot betydelige avvik fra forventet testverdi. Ved bruk av en Engle og Granger kointegrasjonstest av feilledet kunne vi ikke påvise et langsiktig kointegrert forhold mellom variablene.

Den empiriske analysen kunne ikke påvise relativ kjøpekraftsparitet mellom Norge og utvalgte handelspartnere i perioden 1999m2 til 2020m11. Avslutningsvis viser vi til lav prisvekstdifferanse, eksogene sjokk, utelatte kortsiktige forklaringsvariabler, bruk av månedlige observasjoner og et mulig strukturelt brudd i tidsserien, som potensielle årsaker til de svake testresultatene.

# Innholdsfortegnelse

<b>1.0 INNLEDNING</b> .....	<b>1</b>
<b>2.0 TEORI</b> .....	<b>2</b>
2.1 KJØPEKRAFTSPARITET .....	2
2.1.1 Loven om en pris .....	2
2.1.2 Absolutt kjøpekraftsparitet .....	3
2.1.3 Relativ kjøpekraftsparitet.....	3
2.2 FORUTSETNINGER OG UTFORDRINGER FOR KKP .....	4
2.2.1 Arbitrasje .....	4
2.2.2 Transaksjonskostnader, handelsbarrierer, prisdiskriminering og forskjeller i konsumkurver.....	4
2.2.3 Nominelle sjokk.....	5
2.2.4 Realøkonomiske sjokk.....	7
<b>3.0 EMPIRISK FORANKRING</b> .....	<b>10</b>
3.1 HISTORISK BAKGRUNN .....	10
3.2 KRONEKURS OG OLJE .....	10
3.3 KJØPEKRAFTSPARITET OG DEN NORSKE KRONEN .....	11
<b>4.0 DATA</b> .....	<b>14</b>
4.1 FORKLARINGSVARIABLER .....	14
4.2 DESKRIPTIV ANALYSE .....	15
<b>5.0 ØKONOMETRISK METODE</b> .....	<b>19</b>
5.1 TIDSSERIEDATA .....	19
5.2 EGENSKAPER VED TIDSSERIEDATA .....	19
5.2.1 Autokorrelasjon .....	19
5.2.2 Stasjonaritet .....	20
5.2.3 Enhetsrot.....	21
5.2.4 Augmented Dickey Fuller test for enhetsrot.....	22
5.2.5 Integrasjon .....	23
5.2.6 Kointegrasjon.....	23
<b>6.0 EMPIRISK ANALYSE</b> .....	<b>25</b>
6.1 EN ENKEL TEST FOR KJØPEKRAFTSPARITET .....	25
6.2 STASJONARITETSTESTER .....	28
6.3 KOINTEGRASJON .....	28
6.4 UTVIDET KJØPEKRAFTSPARITET.....	29
<b>7.0 KONKLUSJON</b> .....	<b>33</b>
<b>REFERANSELISTE</b> .....	<b>34</b>
<b>APPENDIKS</b> .....	<b>38</b>

## Figurliste

<b>Figur 1:</b> Monetær tilnærming .....	6
<b>Figur 2:</b> Nominell valutakurs: EUR/NOK og KKI .....	16
<b>Figur 3:</b> Utviklingen i KPI for Norge, EU og KKI .....	17
<b>Figur 4:</b> KKI og prisdifferanse .....	17
<b>Figur 5:</b> EUR/NOK og prisdifferanse .....	17
<b>Figur 6:</b> KKI og oljepris .....	18
<b>Figur 7:</b> EUR/NOK og oljepris .....	18
<b>Figur 8:</b> Logaritmen til nominell og reell valutakurs KKI .....	26
<b>Figur 9:</b> Logaritmen til nominell og reell valutakurs EUR/NOK .....	26

## Tabelliste

<b>Tabell 1:</b> Kort beskrivelse av forklaringsvariablene .....	14
<b>Tabell 2:</b> Deskriptiv statistikk av forklaringsvariablene .....	15
<b>Tabell 3:</b> Univariat modell av den norske realvalutakursen (EUR/NOK) .....	27
<b>Tabell 4:</b> Univariat modell av den norske realvalutakursen (KKI) .....	27
<b>Tabell 5:</b> Regresjonsanalyse på logaritmeform .....	30
<b>Tabell 6:</b> Breuch-Godfrey test .....	30
<b>Tabell 7:</b> Regresjonsanalyse korrigert for autokorrelasjon .....	31
<b>Tabell 8:</b> Engle og Granger kointegrasjonstest .....	31
<b>Tabell 9:</b> Test for enhetsrot på logaritmeform .....	41
<b>Tabell 10:</b> Test for enhetsrot på endringsform .....	41
<b>Tabell 11:</b> Regresjonsanalyse på ren kjøpekraftsparitet .....	42
<b>Tabell 12:</b> Breuch-Godfrey test på ren kjøpekraftsparitet .....	42
<b>Tabell 13:</b> Ren kjøpekraftsparitet korrigert for autokorrelasjon .....	42

# 1.0 Innledning

Valutamarkedet regnes som verdens største og mest likvide finansmarked. Den komplekse sammensetningen til valutamarkedet gjør det interessant å undersøke hva som driver bevegelser i valutakursene. En av de mest omdiskuterte og undersøkte valutakursteoriene er teorien om kjøpekraftsparitet. Kjøpekraftsparitet er en langsiktig teori som sier at nominelle valutakurser skal reflektere endringer i prisnivå mellom to land. Meese og Rogoff (1983) påpekte at det er svært vanskelig å forkaste hypotesen om at valutakurser følger en «random-walk». I nyere tid har den langsiktige teorien om kjøpekraftsparitet oppnådd varierende grad av empirisk støtte. Utfordringene med å få signifikant støtte for den intuitive sammenhengen mellom prisnivå og nominell valutakurs gjør kjøpekraftsparitet til et interessant forskningsområde.

Dagens Næringsliv kunne den 19. mars 2020 melde om en kronekollaps, hvor den norske kronen nådde et historisk svakt nivå mot euroen (Solgård og Winter, 2020). Finanskrisen, oljeprisfall og Covid-19 pandemien har satt sitt preg på valutakursene. Selv med større realøkonomiske sjokk i perioden 1972 til 2003 fikk Akram (2006) betydelig støtte for relativ kjøpekraftsparitet mellom Norge og KKI. Med bakgrunn i Akram sine resultater er det interessant å undersøke om relativ kjøpekraftsparitet kan påvises i den sjokkpregede perioden etter årtusenskiftet.

I denne oppgaven ønsker vi å undersøke om relativ kjøpekraftsparitet holder mellom Norge og handelspartnerne i perioden etter innføringen av euro. Flere variabler har signifikant påvirkning på nominell valutakurs på kort sikt. Vi ønsker derimot å teste om vi kan oppnå støtte for ren relativ kjøpekraftsparitet ved bruk av månedsintervalldata og ved å inkludere variabler som har signifikant påvirkning på valutakursen på lengre sikt (Bernhardsen & Røisland, 2000). Med dette som bakgrunn har vi formulert følgende problemstilling:

*«Holder relativ kjøpekraftsparitet mellom Norge og utvalgte handelspartnere i perioden 1999-2020?».*

## 2.0 Teori

I dette kapittelet gjennomgår vi den teoretiske forankringen til kjøpekraftsparitet og utfordringene tilknyttet teorien.

### 2.1 Kjøpekraftsparitet

Kjøpekraftsparitetsteorien (KKP) går ut på at endringer i valutakursen skal gjenspeile forskjeller i prisutviklingen mellom land (Isachsen & Høidal, 2008, s. 97). For å måle reelle forhold bruker vi realvalutakursen:

$$Q = \frac{EP^*}{P} \quad (2.1)$$

*Q = realvalutakursen, E = nominell valutakurs, P\* = prisnivå i utland, P = prisnivå i hjemland*

#### 2.1.1 Loven om en pris

Salamancaskolen introduserte det teoretiske rammeverket rundt loven om en pris (LOEP) under renessansen på 1600-tallet (Grice-Hutchinson, 1952). LOEP er en arbitrasjeteori og anses som en essensiell byggekloss for teorien om kjøpekraftsparitet. LOEP baserer seg på at prisforskjeller på handlede varer på tvers av geografiske områder skaper en mulighet for en arbitrasjegevinst. Konsumenter vil øke etterspørselen etter varer fra land med rimeligere priser, og redusere etterspørselen i land med høyere priser. Endringen i etterspørsel vil presse markedene mot en prislikevekt, der varen vil koste det samme målt i en felles valuta. Teorien sier at arbitrasjemuligheten tilpasser prisen på vare *i* i hjemland til å være lik prisen på vare *i* i utland målt i en felles valuta:

$$P_i = EP_i^* \quad (2.2)$$

*P<sub>i</sub> = innenlandsk pris på vare i, E = nominell valutakurs, P<sub>i</sub><sup>\*</sup> = utenlandsk pris på vare i*



### 2.1.2 Absolutt kjøpekraftsparitet

Teorien om absolutt kjøpekraftsparitet bygger videre på LOEP, men på et aggregert nivå. Alle varer og tjenester behøver ikke å koste det samme, men den aggregerte kostnaden til varekurven må være lik på tvers av landegrenser (Taylor & Taylor, 2004, s. 135). Absolutt KKP er en langsiktig valutakursteori hvor endringer i tilbud og etterspørsel etter valuta, som følge av ulikheter i prisnivå, driver valutakursen mot en likevekt. Varekurven måles med en prisindeks som fanger opp det generelle prisnivået i landet. Absolutt KKP impliserer at det relative prisnivået mellom land er likt, hvilket innebærer en realvalutakurs lik 1:

$$Q = \frac{EP^*}{P} = 1 \Leftrightarrow E = \frac{P}{P^*} \quad (2.3)$$

$Q$  = realvalutakurs,  $E$  = nominell valutakurs,  $P^*$  = prisnivå i utland,  $P$  = prisnivå i hjemland

Dersom prisnivået i hjemlandet øker (reduseres) vil nominell valutakurs appresiere (depresiere). Empirisk forskning avviser likevel ofte teorien. Rogoff (1996) peker blant annet på friksjoner som transaksjonskostnader, handelsbarrierer, non-tradables, forskjeller i konsumkurver og prisdiskriminering, som forklaringer på hvorfor hypotesen ikke holder.

### 2.1.3 Relativ kjøpekraftsparitet

Relativ kjøpekraftsparitet er en svakere variant av absolutt KKP. Teorien tillater at realvalutakursen avviker fra 1, men forutsetter at den er konstant over tid. Dette impliserer at depresieringsraten til valutakursen utligner inflasjonsdifferansen mellom de respektive landene (Rogoff, 1996, s. 650). Vi omformulerer ligning 2.1 til logaritmisk form for å se på de relative størrelsene:

$$q = e + p^* - p \quad (2.4)$$

Siden depresieringsraten til valutakursen skal utligne inflasjonsdifferansen setter vi ligning 2.4 på tilvekstform og setter  $\Delta q = 0$ :

$$\Delta q = \Delta e + \Delta p^* - \Delta p \quad (2.5)$$

$$\Delta q = 0$$

$$0 = \Delta e + \Delta p^* - \Delta p$$

$$\Delta e = \Delta p - \Delta p^* \quad (2.6)$$

$\Delta e$  = prosentvis endring i nominell valutakurs,  $\Delta p$  = Innenlandsk inflasjonsrate,  $\Delta p^*$  = utenlandsk inflasjonsrate.  $q$  = realvalutakurs på log form,  $e$  = nominell valutakurs på log form,  $p$  = prisnivå på log form,  $p^*$  = prisnivå i utland på log form

## 2.2 Forutsetninger og utfordringer for KKP

### 2.2.1 Arbitrasje

En grunnleggende byggestein for hvorfor KKP skal holde på lang sikt er arbitrasjetilnærmingen. På lik linje med LOEP baserer KKP seg på at prisforskjellene på aggregert nivå vil arbitreres bort. Når vi ser på kjøpekraftsparitet er vi ikke lenger interessert i enkeltvarer slik som i LOEP, men varekurver og valutakurser.

Konsumentene arbitrerer vekk prisdifferanser i markedene gjennom import og eksport som krever valutahandel. KKP baserer seg på tanken om at den nominelle valutakursen vil justeres som et resultat av arbitrasje og handel inntil det oppnås en likevekt i nominell valutakurs, altså en paritet i kjøpekraften mellom landene.

### 2.2.2 Transaksjonskostnader, handelsbarrierer, prisdiskriminering og forskjeller i konsumkurver

Et av motargumentene til absolutt KKP er tilstedeværelsen av toll og transaksjonskostnader tilknyttet handel. Engel og Rogers (1996) undersøkte prisdifferanser i Canada og USA. De fant ut at avstanden mellom de respektive byene kunne forklare prisforskjeller på tilsvarende varer. Prisforskjellene økte vesentlig dersom man sammenlignet varer på tvers av landegrensene, som følge av toll og transaksjonskostnader.

En annen utfordring med absolutt KKP er prisdiskriminering. Haskel og Wolf (2002) undersøkte 119 unike Ikea produkter i 25 ulike land for å se om det fantes forskjeller i prisene målt i samme valuta. Avvik på identiske varer lå på mellom 20-50%. Videre funn indikerer at prisdifferansene skyldtes prisdiskriminering fremfor transaksjonskostnader, toll og lokale skatter.

Ulike konsumpreferanser på tvers av landegrensar impliserer forskjeller i konsumkurver, også blant «non-tradables». En vare klassifiseres som «tradable» dersom prisen bestemmes på verdensmarkedet, mens en vare regnes som non-tradable dersom lokalt tilbud og etterspørsel setter prisen (Jenkins, Kuo & Harberger, 2011). Fordi non-tradables kun handles i hjemlandet, vil heller ikke valutakursen utligne prisforskjellene gjennom arbitrasjetilnærmingen.

### **2.2.3 Nominelle sjokk**

Nominelle sjokk påvirker nominelle størrelser og vil på sikt ikke ha langsiktige realøkonomiske konsekvenser dersom teorien om «pengenøytralitet» holder.

Nominelle sjokk kan være en endring i målesystem, endring i pengemengde eller en endring i pengesystemet. Et eksempel på et nominelt sjokk skjedde i Frankrike i 1959, da de strøk franc med to nuller (Isachsen & Høidal, 2008, s. 95-106). Slike endringer vil normalt ikke ha langsiktige realøkonomiske konsekvenser, men vil kunne føre til kortsiktige realøkonomiske avvik.

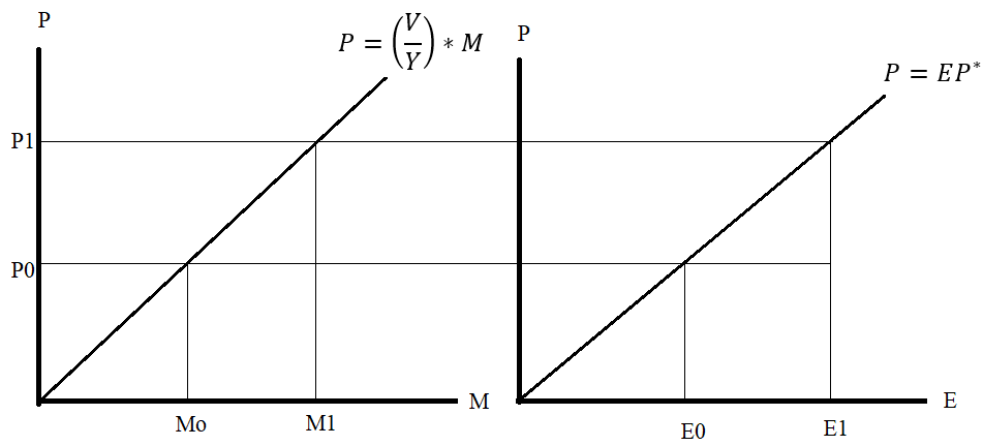
### ***Monetær tilnærming***

Den monetære tilnærmingen innebærer at valutakurs, pengemengde og prisnivå beveger seg proporsjonalt. Den monetære tilnærmingen baserer seg på kvantitetsteorien og KKP. Kvantitetsteorien har røtter tilbake til 1500-tallet og Salamancaskolen, men ble popularisert av Friedman og Schwartz (1963). Teorien sier at prisnivået i et land er direkte proporsjonalt med pengemengden, som impliserer at en dobling i pengemengde vil medføre en fordobling av det generelle prisnivået. Kvantitetsteorien kan derfor uttrykkes som:

$$M * V = P * Y \Leftrightarrow P = \left(\frac{V}{Y}\right) * M \quad (2.7)$$

$M$  = sirkulerende pengemengde for en gitt periode,  $V$  = pengenes transaksjonshastighet,  $P$  = prisnivået i sammenheng med transaksjonene i en viss periode,  $Y$  = reelt BNP

Ved å uttrykke kvantitetsteorien med prisnivået på venstresiden av ligningen kan vi se at en endring i pengemengden vil ha en proporsjonal innvirkning på prisnivået, som illustreres med en rett linje i  $[M, P]$  planet. Vi omgjør ligning 2.3 til å ha  $P$  på venstresiden av ligningen og lager et  $[E, P]$  plan, der den rette linjen vil illustrere likevekt i kjøpekraftsparitet. Vi kan illustrere den monetære tilnærmingen til KKP gjennom effektene av et nominelt sjokk:



**Figur 1:** Monetær tilnærming

Dersom teoriene gjelder, vil en endring i pengemengden føre til en tilsvarende endring i prisnivå og valutakurs. Dersom endringene er proporsjonale vil ikke dette ha noen effekt på realvalutakursen ettersom:

$$\frac{E_{ny}}{E} = \frac{P_{ny}}{P} = \frac{M_{ny}}{M} \Rightarrow \frac{E_{ny}}{P_{ny}} = \frac{E}{P} \Rightarrow Q_{ny} = Q \quad (2.8)$$

$Q$  = realvalutakurs,  $E$  = nominell valutakurs,  $P$  = prisnivået i sammenheng med transaksjonene i en viss periode,  $M$  = sirkulerende pengemengde for en gitt periode.

*Endringen i sirkulerende pengemengde vil øke prisnivået og nominell valutakurs tilsvarende slik at forholdet mellom de nye og gamle variablene blir likt. Ved å omformulere likningene for nominell valutakurs og prisnivå kan vi se at den nye realvalutakursen er uendret som følge av den monetære endringen.*

De Grauwe og Grimaldi (2001) undersøkte om pengemengden, vekslingsraten og prisnivået beveger seg proporsjonalt på lang sikt. De Grauwe og Grimaldi oppnådde sterkere støtte for den proporsjonale sammenhengen i høyinflasjonsland sammenlignet med lavinflasjonsland. Dornbusch (1976) lagde en modell (exchange rate overshooting-modellen) som beskriver de kortsiktige og langsiktige effektene av et nominelt sjokk. Modellen tar utgangspunkt i at det er en treghet i markedets pristilpasning, noe som støttes av empirisk forskning (Isachsen & Høidal, 2008, s. 95-106). Kostnader ved prisendring og forventninger om reversering i prismarkedet er mulige forklaringer til tregheten i pristilpasningen i markedet. Dornbusch modellen konkluderer med at realvalutakursen på sikt vil holdes uendret, men at det vil forekomme en tilpasningsperiode med realøkonomiske konsekvenser. Modellen illustrerer dermed hvordan nominelle sjokk vil kunne føre til kortsiktige avvik fra kjøpekraftsparitet.

Forutsetningen om at pengenytralitet gjelder på lang sikt er et omstridt tema. Keynesiansk teori argumenterer for at en endring i pengemengden kan medføre produktivitetsforskjeller gjennom endringer i rentenivå. Klassisk teori (monetarisme) argumenterer derimot for at endringer i pengemengde bare kan ha kortsiktige realøkonomiske konsekvenser (Ghatak, 1995, s. 8).

#### **2.2.4 Realøkonomiske sjokk**

I motsetning til nominelle sjokk som påvirker prisnivå, vil realøkonomiske sjokk påvirke relative priser. Relative priser uttrykker et bytteforhold mellom internasjonalt handlede varer (Isachsen & Høidal, 2008, s.107). I dette delkapittelet fokuserer vi på to typer realøkonomiske sjokk som kan ha en innvirkning på kjøpekraftsparitet; endringer i bytteforholdet med utlandet og produktivitetssjokk (Balassa-Samuelson).

### ***Endring i bytteforhold med utlandet***

En bedring i det internasjonale bytteforholdet mellom import og eksport mot utlandet vil medføre en berikelse av det eksporterende landets befolkning. Et bedret bytteforhold kan forekomme som et resultat av produktivitetsvekst, etterspørselsvekst eller i oljemodellens tilfelle en valutagave. Slike endringer vil ha konsekvenser for realvalutakursen.

En inntektsøkning vil medføre økt konsummulighet og en etterspørselsøkning hos befolkningen i landet. Landets innbyggere vil øke etterspørselen etter tradables og non-tradables. K-sektor produserer varer og tjenester som er konkurransutsatt på verdensmarkedet og må ta gitte verdensmarkedspriser for å selge varene sine. S-sektor produserer varer og tjenester hvor kostnaden ved internasjonal handel er for stor til å handles internasjonalt, og kan dermed ansees som produksjon av non-tradables (Norman & Orvedal, 2010, s. 107). Non-tradables kan per definisjon ikke importeres. Økt etterspørsel medfører dermed en pris- og lønnsvekst i S-sektor som tiltrekker arbeidskraft. Som følge av et lands begrensede produksjonsmulighet vil økt produksjon i S-sektor skje på bekostning av produksjon i K-sektor (Isachsen & Høidal, 2008, s. 110).

Dersom vi antar fri flyt av arbeidskraft mellom sektorene, vil økte lønninger i S-sektor medføre en tilsvarende økning i K-sektor. I motsetning til S-sektor kan ikke K-sektor overføre økte lønnskostnader på konsumentene gjennom økte priser på de produserte godene. Konkurranssevnen til K-sektor svekkes dermed av økte lønninger, og etterspørselen etter arbeidskraft i sektoren reduseres.

Som et resultat av valutagaven, non-tradables, og tilbuds- og etterspørselsmekanismen vil landet få en endring i næringsstrukturen. Dette fører til en særegen nasjonal pris- og lønnsvekst som vil ha innvirkning på kjøpekraften og realvalutakursen (Holden, 2013, s. 870-876).

### ***Produktivitetssjokk***

Utviklede land har blitt observert å ha høyere konsumpriser enn mindre utviklede land. Denne systematiske forskjellen i konsumpriser tilknyttet non-tradables blir omtalt i litteraturen som «The Penn Effect». Balassa (1964) og Samuelson (1964) identifiserte produktivitsdifferanser som den ledende årsaken til de systematiske pris- og lønnsforskjellene mellom land.

Balassa og Samuelson påviste uavhengig av hverandre at en sterkere valuta ikke nødvendigvis medfører en svekket konkurransekraft, og at høyproduktivtetslands valuta ofte observeres som overvurdert i sammenheng med kjøpekraftsparitet (Isachsen & Høidal, 2008, s. 119-120). Ifølge Balassa-Samuelson-effekten vil produktivitsutviklingen i utviklede land, som følge av teknologisk utvikling, medføre en større påvirkning på konkurranseutsatt sektor i forhold til skjermet sektor. Økt produktivitet vil føre til høyere reallønn i K-sektor, som videre fører til økt pris- og lønnsvekst i landets skjermet sektor gjennom økt etterspørsel etter non-tradables. Produktivitsveksten vil dermed øke det relative prisnivået gjennom en pris- og lønnsvekst i S-sektor. Den økte produktiviteten i landet vil holde lønnskostnaden per enhet lik som tidligere og konkurransekraften i K-sektor opprettholdes.

Produktivitsforskjeller mellom land på lang sikt vil føre til trendavvik mellom valutakursrater og KKP, som kan bistå med å forklare hvorfor empirisk forskning ofte avviser kjøpekraftsparitet. Datasett som inneholder reelle sjokk, i motsetning til nominelle sjokk, vil ofte gi mindre støtte for kjøpekraftsparitet (Patel, 1990; Cheung & Lai, 2000a) referert i Akram (2006, s. 701).

## 3.0 Empirisk forankring

For å danne et grunnlag for egne undersøkelser er det nyttig å forstå det historiske arbeidet utført på kjøpekraftsparitet. Den empiriske forankringen er tilknyttet publikasjoner om den norske kronen, i tillegg til en gjennomgang av kjøpekraftsparitetens historiske rammeverk.

### 3.1 Historisk bakgrunn

I forkant av 1980-tallet førte mangelen på gode statistiske verktøy til få pålitelige testverdier og konklusjoner tilknyttet kjøpekraftsparitet. Testene ga sjelden støtte for å forkaste nullhypotesen om en «random-walk». Enhetsrøttetesten av Dickey og Fuller (1979) ble brukt til å teste om realvalutakursene var stasjonære, og dermed bevegde seg mot et gjennomsnitt (mean-reverting). Senere ble også Augmented Dickey-Fuller (ADF) og Phillips-Perron (PP) brukt etter introduksjonen på 1980-tallet. I løpet av 1990-tallet ble det funnet stadig mer støtte for kjøpekraftsparitet ved lengre tidsserier (Rogoff, 1996, s. 656). Ved å benytte kointegrasjonstestene til Engel og Granger (1987) og Johansen (1988; 1991) fant flere publikasjoner støtte for et langsiktig kointegrert forhold mellom prisdifferanse og nominell valutakurs. Empiriske undersøkelser av kjøpekraftsparitet har svært varierende grad av støtte. Lengden på tidsserier, empirisk metode, valg av sammenligningsland, valg av prisindeks og forskjeller i lands konsummønster, næringsstruktur og økonomisk utvikling har stor betydning for resultatet av testene.

### 3.2 Kronekurs og olje

Den norske økonomien kategoriseres som liten og åpen, med sterk tilknytning til handel med utlandet. I 2020 bestod 42,4% av den norske eksporten av olje og gass (SSB, 2020). Eksport utgjør en stor andel av norsk BNP, og i lys av verdiskapningen fra olje- og gassindustrien er det hensiktsmessig å undersøke dynamikken til oljeprisen og kronekursen.

Bernhardsen og Røisland (2000) undersøkte hvilke faktorer som påvirker kronekursen på kort og lang sikt. Testene ble utført med norske kroner mot tyske



mark og KKI i periodene 1993-2000 og 1997-2000. Det ble identifisert at oljepris og prisdifferanser mot utlandet var de eneste variablene som hadde signifikant forklaringskraft på valutakursen på lang sikt. Oljeprisen fikk betakoeffisienter på -0,09 og -0,06 mot tyske mark, og -0,06 og -0,05 mot KKI i periodene 1993-2000 og 1997-2000.

Akram (2019) undersøkte sammenhengen mellom oljepris, geopolitisk usikkerhet og valutakursen til de oljeeksporterende nasjonene Canada og Norge. Artikkelen konkluderer med at valutakursene til oljeeksporterende land har en tendens til å appresiere (depresiere) når oljeprisen øker (reduseres). Ellen (2016) undersøkte det ikke-lineære forholdet mellom endringer i oljeprisen og den norske kronen mot den importveide kursindeksen I-44 i tidsserien 2001-2015. Artikkelen konkluderer med at oljeprisen har en signifikant påvirkning på valutakursen på lang sikt. Ellens estimater viser til en oljepriskoeffisient på mellom -0,06 og -0,07, som vil tilsi at en 10% endring i oljeprisen medfører en 0,6-0,7% endring på den effektive nominelle valutakursen målt mot I-44 indeksen. I artikkelen påpekes det at forholdet mellom oljepris og nominell valutakurs ikke er konstant over tid, der det i perioder ikke eksisterer et signifikant forhold mellom variablene. Ellen (2016) og Akram (2019) påpeker at norsk finanspolitikk, i form av handlingsregelen, reduserer effektene av en volatil oljepris på den norske økonomien og valutakursen. Ellen (2016) påpeker også at store svingninger i oljeprisen, eller en oljepris under gitte terskelverdier, har en større påvirkning på økonomien og valutakursen enn mindre prisendringer.

### **3.3 Kjøpekraftsparitet og den norske kronen**

Undersøkelser på den norske kronen og kjøpekraftsparitet varierer i lengden på tidsserie, datafrekvens og sammenligningsland. Forskjellene i undersøkelsenes premisser og fremgangsmåter medfører at testresultater og konklusjoner ikke er enstemmige.

Akram (2006) tester kjøpekraftspariteten mellom Norge og utvalgte handelspartnere etter Bretton Woods perioden. Ved bruk av en tidsserie fra 1972 til 2003 oppnådde Akram støtte for KKP på et 1% signifikansnivå. Akram omtaler resultatet som

overraskende med tanke på de realøkonomiske omveltningene i perioden (petroleumsfunn) og kontrasten mellom tidligere empiriske resultater. Han peker på et sterkere arbitrasjetrykk gjennom økt internasjonal handel, en større andel råvarebasert eksport, et stabilt valutakursregime og et sentralisert og koordinert lønnsforhandlingssystem, som mulige årsaker til den stabile realvalutakursen.

Bernhardsen (2008) benytter en «cross-check» modell for å modellere kronekursen, og undersøker om dens nivå tilsvarer fundamentalverdien basert på historisk data. Rentedifferanser, oljepris og prisdifferanser pekes på som viktige faktorer for å forklare kronekursen. Bernhardsen (2008) undersøker om relativ kjøpekraftsparitet gjelder ved å benytte ulike valutakurskombinasjoner og tidsserier fra tidligere empirisk arbeid. Gjennom Bjørnland og Hungnes (2002; 2006) sitt arbeid på realvalutakursen mot KKI, rapporterer Bernhardsen om ikke-stasjonaritet i datasett fra 1983-1999 og 1983-2002. Det rapporteres også om ikke-stasjonaritet for kronekursen mot euro gjennom Bjørnstad og Jansens (2007) tidsserie fra 1983-2006. Bernhardsen (2008) får likevel støtte for relativ kjøpekraftsparitet ved bruk av Akrams (2006) data i perioden 1972-2003. En av de viktige konklusjonene Bernhardsen (2008) presenterer er prisdifferansens signifikans for den nominelle valutakursen. Bernhardsen påpeker derimot at prisdifferansen i perioder med lav og stabil inflasjon i Norge og sammenligningsland vil være en mindre viktig forklaringsvariabel for kronekursen.

Artikkelen «Den svake norske kronen – fakta eller fiksjon?» ble publisert i tidsskriftet Samfunnsøkonomen den 23. april 2021. Klovland, Myrstuen og Sylte (2021) undersøker om kronekursen ligger på sitt fundamentalnivå ved bruk av en tidsserie fra 2001-2020. Artikkelen tar utgangspunkt i omtrent samme tidsperiode og valutakurs som vår oppgave. Vi fant det dermed gunstig å inkorporere deres arbeid som et sammenligningsgrunnlag for våre allerede gjennomførte tester. Klovland et al. (2021) avviser kjøpekraftsparitet da ADF-testen ikke kan forkaste nullhypotesen om ikke-stasjonaritet. Videre utvikles en utvidet modell som inkluderer oljepris, rentedifferanse, risikoindikatoren CVIX og prisen på aksjeindeksen S&P500. Ved å inkludere disse forklaringsvariablene estimerer modellen et fundamentalnivå på

kronen i tråd med faktisk kronekurs. Det konkluderes med at fallet i oljeprisen i 2015 bidro til å svekke kronekursen, men at dette alene ikke kan forklare den mer permanente kronesvekkelsen i etterkant av fallet. Valutakursmodellen til Klovland et al. (2021) indikerer at den økende forskjellen i prisnivået mellom Norge og utlandet har bidratt til den vedvarende kronesvekkelsen i perioden etter 2015.

## 4.0 Data

For å besvare problemstillingen benytter vi oss av månedlige observasjoner og undersøker i perioden 01.02.1999 – 31.11.2020. Valget av tidsperiode er forankret i introduksjonen av euro som valuta i 1999 og Norges introduksjon av det flytende valutakursregimet i 2001. Vi benytter oss av StataSE 16 for databehandling og analyse. Følgende kapittel inneholder en beskrivelse av forklaringsvariablene og en deskriptiv analyse av hvordan disse har oppført seg i den respektive perioden.

### 4.1 Forklaringsvariabler

Samtlige forklaringsvariabler er oppsummert i tabell 1, med tilhørende deskriptiv statistikk i tabell 2.

**Tabell 1:** Kort beskrivelse av forklaringsvariablene

Variabel	Beskrivelse
$E_{EUR/NOK}$	Nominell vekslingskurs mellom euro og NOK. Tidsserien er hentet fra Norges Bank.
$E_{KKI}$	Nominell vekslingskurs mellom NOK og Norges største handelspartnere. Tidsserien er hentet fra Norges Bank med basisår 1990 = 100.
$P_{NORGE}$	Konsumprisindeks for Norge. Hentet fra FRED med indeksår i 2015 = 100.
$P_{EU}$	Konsumprisindeks for EU-landene. Hentet fra FRED med indeksår i 2015 = 100.
$P_{KKI}$	Konsumprisindeks for konkurransekursindeksen er modellert med tilhørende handelsvekter fra Norges Bank. Se appendiks A4. Tidsserien er indeksert med basisår 2015 = 100.
<i>Oljepris</i>	Brent (Nordsjøen) spot pris USD per fat, hentet fra FRED.

Valutakurser og oljepris er månedlig gjennomsnitt av daglige observasjoner fra februar 1999 til november 2020. Konsumprisindeksene er månedlige noteringer i samme periode.

**Tabell 2:** Deskriptiv statistikk av forklaringsvariablene

Variabel	Observasjoner	Gjennomsnitt	Standardavvik	Min	Max
$E_{EUR/NOK}$	263	8,48	0,84	7,29	11,34
$E_{KKI}$	263	103,74	8,93	90,58	133,3
$P_{NORGE}$	263	91,34	11,60	72,4	113,2
$P_{EU}$	263	91,54	9,80	73,4	105,7
$P_{KKI}$	263	92,53	9,19	76,45	108,16
<i>Oljepris</i>	263	61,39	30,61	10,27	132,72

Alle forklaringsvariablene er på nivåform

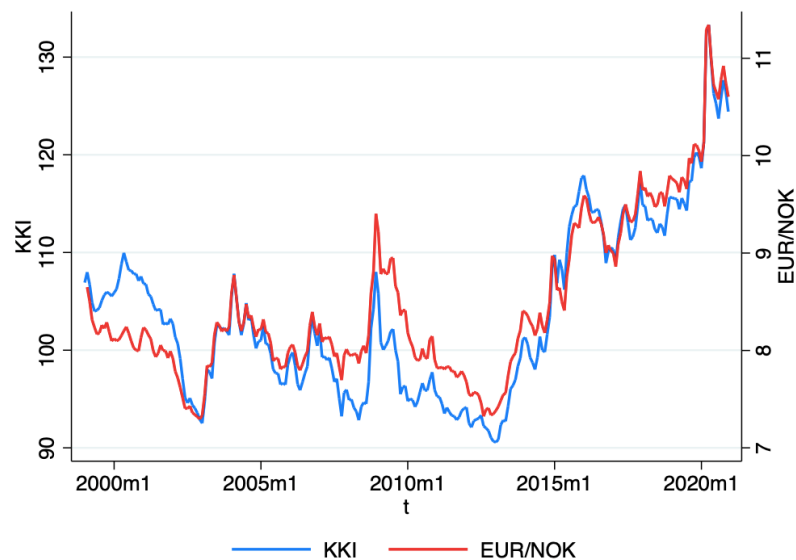
## 4.2 Deskriptiv analyse

I dette delkapittelet betrakter og studerer vi utviklingen i forklaringsvariablene over tidsperioden.

### *Valutakurser*

Etttersom Norge er sterkt knyttet til handel med utlandet er det interessant å undersøke kjøpekraftsparitet i sammenheng med de valgte valutaparene, da disse representerer Norges viktigste handelspartnere. Konkurranssekursindeksen er en effektiv valutakurs mot Norges 25 største handelspartnere. Indeksverdien måler den norske kronen opp mot et veid geometrisk gjennomsnitt av valutakurser, med hensyn til både eksport og import (Steigum, 2018, s. 388). Euroen ble først tatt i bruk som en ny pengeenhet 1. januar 1999 som følge av opprettelsen av Den Europeiske Pengeunion (EMU). Gjennom EØS-avtalen er Norge en del av EUs indre marked, og sammen med Kina og USA anses EU-landene som de viktigste handelspartnerne for Norge (Fossanger, 2020).

Figur 2 viser utviklingen i kronekursen mot KKI og euro. En økning (reduksjon) i indeksverdien til kursene tilsvarer en depresiering (appresiering) av kronekursen. Videre tilsvarer en depresiering (appresiering) en bedret (redusert) konkurransevne for Norge mot utlandet.

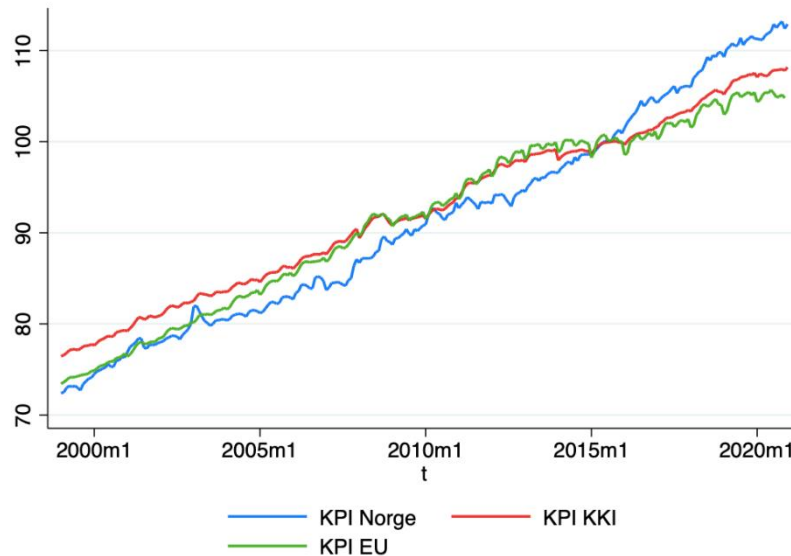


**Figur 2:** Nominell valutakurs: EUR/NOK og KKI

Valutaparene beveger seg tilsvarende over testperioden. Frem til 2003 apprierte kronkursen mot Norges handelspartnere. Den viktigste drivkraften bak kronestyrkingen var trolig at rentenivået i Norge var høyere enn i utlandet, i tillegg til at oljeprisen økte betraktelig (Norges Bank, 2003). Uro i det internasjonale finansmarkedet i kjølvannet av finanskrisen i 2008 bidro til en lavere etterspørsel etter den norske kronen, hvilket medvirket til at kronkursen deprimerte mot handelspartnerne (Norges Bank, 2008). Oljekrisen i 2014 ser ut til å svekke kronkursen ytterligere, før den når sin bunn mot handelspartnerne og EU-landene i 2020 (Norges Bank, 2020). Det laveste nivået på kronkursen inntreffer i april 2020 hvor maksimumsverdien på kursene tilskrives henholdsvis 133,3 mot KKI og 11,34 EUR/NOK (se tabell 2). Depresieringen skjer i sammenheng med Covid-19 pandemien og beror blant annet på lavere oljepris og en flukt til tryggere valuta som følge av uro i finansmarkedet. Ifølge Flatner (2009, s. 2) blir norske kroner i perioder med finansuro omtalt som en perifer valuta som aktørene ikke ønsker å være eksponert i når usikkerheten er stor.

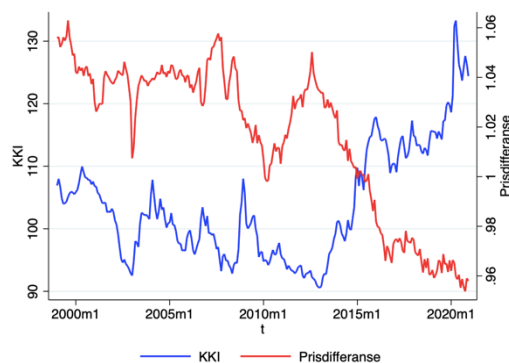
### ***Konsumprisindekser og valutakurs***

Konsumprisindekser (KPI) benyttes som mål for å tallfeste vedvarende stigning i det generelle prisnivået i land (Isachsen og Høidal, 2008, s. 77). Figur 3 presenterer utviklingen i konsumprisene for Norge, EU og KKI.

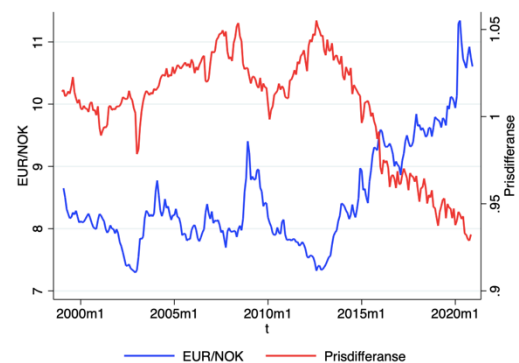


**Figur 3:** Utviklingen i KPI for Norge, EU og KKI

Tidsseriene har en økende trend og beveger seg lineært i samsvar med generell utvikling i prisnivå. Visuelt ser vi at prisveksten i utlandet var høyere enn i Norge før 2013, særlig etter finanskrisen. I etterkant av 2013 har Norge derimot hatt en betydelig høyere prisvekst enn handelspartnerne. Dette gjenspeiles også i figur 4 og 5 som presenterer det relative prisforholdet mot KKI og eurokursen.



**Figur 4:** KKI og prisdifferanse

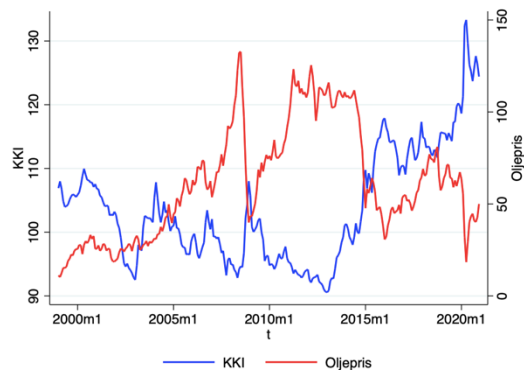


**Figur 5:** EUR/NOK og prisdifferanse

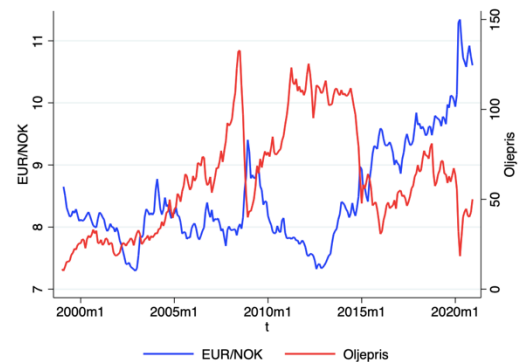
I henhold til teorien om relativ kjøpekraftsparitet skal endringen i valutakursen utligne prisdifferansen mellom de respektive landene. Isolert sett skal en økt prisvekst i Norge, relativt til utlandet, gjenspeiles i en kronesvekkelse. Grafisk er dette særlig tydelig i perioden etter 2013 og frem til i dag. De nominelle valutakursene beveger seg i motsatt retning av prisdifferansen, noe som samsvarer med teorien om kjøpekraftsparitet.

### *Oljepris og valutakurs*

Det er bred enighet blant forskere om at oljeprisen har en signifikant påvirkning på den norske kronkursen. Oljeprisen inkluderes derfor som en variabel for å tillate dynamikk fra realøkonomiske sjokk. Utviklingen i variabelen sammen med valutakursene er presentert i figur 6 og 7. Oljeprisen er relativt volatil i perioden vi undersøker. Prisen svinger fra 10,27 USD per fat til 132,72 USD per fat, med et standardavvik på 30,61 USD per fat (se tabell 2).



**Figur 6:** KKI og oljepris



**Figur 7:** EUR/NOK og oljepris

Visuelt kan vi observere at kronkursen depresierer (appresierer) med en reduksjon (økning) i oljeprisen. Dette observeres i samsvar med den generelle sammenhengen presentert av Akram (2019) og Bernhardsen og Røisland (2000). I perioden 2016-2018 ser kronen ut til å svekke seg på tross av en økende oljepris. Dette oppfattes som en invertert bevegelse i henhold til den generelle sammenhengen, jamfør Ellen (2016) som påpekte at det finnes en ikke-lineær sammenheng mellom oljeprisen og valutakursen.



## 5.0 Økonometrisk metode

I dette kapitlet gjennomgår vi den økonometriske metoden som benyttes til å besvare problemstillingen.

### 5.1 Tidsseriedata

Regresjonsmodellen anses som det viktigste og mest brukte verktøyet innen økonomisk analyse (Succarat, 2017, s. 53). Brooks (2019, s. 182) beskriver de klassiske forutsetningene for modellen som:

- |                                    |  |
|------------------------------------|--|
| (1) $E(u_t) = 0$                   | (forventningen til feilleddet er lik null) |
| (2) $var(u_t) = \sigma^2 < \infty$ | (homoskedastisitet)                        |
| (3) $cov(u_i, u_j) = 0$            | (ingen autokorrelasjon)                    |
| (4) $cov(u_t, x_t) = 0$            | ( $x_t$ er ikke-stokastisk)                |
| (5) $u_t \sim N(0, \sigma^2)$      | (normalfordelt feilledd)                   |

Makroøkonomisk data observeres over tid og defineres derfor som tidsseriedata.

Fordi verdiene i tidsseriedata ikke er uavhengig av hverandre, bryter denne type data som regel med noen av antagelsene. Brudd på forutsetningene kan lede til feilaktige t- og F-tester, og det er derfor vesentlig å undersøke hvorvidt forutsetningene er oppfylt ved bruk av tidsseriedata. I resten av kapitlet gjennomgår vi de viktigste antagelsene og forutsetningene vi må ta hensyn til i vår analyse.

### 5.2 Egenskaper ved tidsseriedata

#### 5.2.1 Autokorrelasjon

Autokorrelasjon bryter med antagelsen om at residualene ikke korrelerer med hverandre. Antagelsen (3) er definert ved at  $cov(u_i, u_j) = 0$  for  $i \neq j$ . Ved autokorrelasjon er kovariansen forskjellig fra null og feilleddet korrelerer derfor med sine tidligere verdier (Brooks, 2019, s. 189). Vi må derfor undersøke hvorvidt likningen vi estimerer inneholder autokorrelasjon. Dette kan gjøres ved å benytte en

Breuch-Godfrey test (Brooks, 2019, s. 198-200). Breuch-Godfrey testen undersøker om feilleddet er autokorrelert opp til orden  $r$ . Likningen for testen er gitt ved:

$$u_t = \rho u_{t-1} + \rho u_{t-2} + \dots + \rho u_{t-r} + v_t \quad (5.1)$$

Hvor  $\rho$  angir graden av autokorrelasjon for den respektive laggete verdien, og  $v_t \sim N(0, \sigma_v^2)$  (feilledd med kovarians lik null).

Null- og alternativhypotesen er gitt ved:

$$H_0: \rho_1 = 0 \text{ og } \rho_2 = 0 \text{ og } \dots \text{ og } \rho_r = 0 \text{ (ingen autokorrelasjon)}$$

$$H_a: \rho_1 \neq 0 \text{ eller } \rho_2 \neq 0 \text{ eller } \dots \text{ eller } \rho_r \neq 0 \text{ (autokorrelasjon)}$$

Dersom nullhypotesen forkastes kan vi benytte Cochrane-Orcutt metoden for å korrigere for autokorrelasjon (Brooks, 2019, s. 200-203).

### 5.2.2 Stasjonaritet

En viktig forutsetning for å kunne benytte tidsseriedata er at variablene er stasjonære. Brooks (2019, s. 247-248) skiller mellom en *strengt* stasjonær og en *svakt* (kovarians) stasjonær prosess. En prosess er strengt stasjonær dersom følgende betingelse er oppfylt:

$$F_{y_{t_1}, y_{t_2}, \dots, y_{t_T}}(y_1, \dots, y_T) = F_{y_{t_1+k}, y_{t_2+k}, \dots, y_{t_T+k}}(y_1, \dots, y_T)$$

Betingelsen presiserer at  $y_t$  har en stabil sannsynlighetsfordeling over tid, hvilket betyr at fordelingen ikke avhenger av tiden ( $t$ ), men av avstanden som skiller observasjonene. Siden denne egenskapen er svært streng, tillater man å bruke svakt (kovarians) stasjonære tidsserier. En slik tidsserie oppfyller følgende betingelser (Hill, Griffiths og Judge, 2001, s. 336):

- |  |   |
|--|---|
| (1) $E(y_t) = \mu$                                     | (konstant gjennomsnitt)                   |
| (2) $var(y_t) = \sigma^2$                              | (konstant varians)                        |
| (3) $cov(y_t, y_{t+s}) = cov(y_t, y_{t-s}) = \gamma_s$ | (kovariansen avhenger av $s$ , ikke $t$ ) |

Dette betyr at gjennomsnittet og variansen til  $y_t$  er konstant og at kovariansen til  $y_t$  kun avhenger av avstanden  $s$  som skiller observasjonene. For å benytte tidsserien i regresjonsanalyse må alle forutsetningene være oppfylt. Dersom forutsetningene ikke er oppfylt inneholder serien en enhetsrot.

Ved fravær av stasjonaritet står vi i fare for å få spuriøse sammenhenger som kan resultere i ugyldige hypotesetester, eksplosive anslag og mindre intuitive tolkinger (Succarat, 2017, s. 154-155). Det er vanlig å illustrere forskjellen på en stasjonær og en ikke-stasjonær prosess gjennom et *sjokk*. I stasjonære tidsserier dør sjokk gradvis ut, som tilsier at et sjokk i periode  $t$  vil ha en mindre effekt i periode  $t+1$ . I ikke-stasjonære prosesser vil imidlertid et sjokk bli værende og fortsette å ha en effekt på senere verdier.

Ved å analysere en tidsserie grafisk kan man få en indikasjon på hvorvidt variabelen er stasjonær eller ikke. Dette må likevel avklares ved å undersøke om tidsserien inneholder en enhetsrot. Det finnes flere ulike tester for å avklare dette, deriblant Dickey-Fuller, Phillips Perron og DF-GLS.

### 5.2.3 Enhetsrot

Når vi skal forklare hvordan man tester for stasjonaritet kan vi ta utgangspunkt i en AR(1) prosess (Hill et al., 2001):

$$y_t = \rho y_{t-1} + v_t \quad (5.2)$$

Hvor  $v_t$  er et *white noise* feilledd med null i gjennomsnitt og konstant varians,  $\sigma^2$ . Dersom  $\rho = 1$  har vi en ikke-stasjonær prosess der  $y_t$  avhenger helt av sin tidligere verdi. Dersom absoluttverdien til  $\rho < 1$  har vi en AR(1) prosess som er stasjonær og sjokk dør gradvis ut. Vi kan derfor teste om  $\rho = 1$  mot  $\rho < 1$ . Grunnet at vi tester for både  $y_t$  og  $y_{t-1}$  skriver vi om ligning 5.2 ved å substituere for  $y_{t-1}$  på høyre og venstre side av likningen:

$$\begin{aligned}
y_t - y_{t-1} &= \rho y_{t-1} - y_{t-1} + v_t \\
\Delta y_t &= (\rho - 1)y_{t-1} + v_t \\
\Delta y_t &= \gamma y_{t-1} + v_t
\end{aligned} \tag{5.3}$$

Hvor  $\Delta y_t$  er førstedifferansen til  $y_t$ , og  $\gamma = (\rho - 1)$ . Vi får derfor følgende null- og alternativhypotese:

$$\begin{aligned}
H_0: \rho = 1 &\Leftrightarrow H_0: \gamma = 0 && (y_t \text{ inneholder en enhetsrot (er ikke-stasjonær)}) \\
H_a: \rho < 1 &\Leftrightarrow H_a: \gamma < 0 && (y_t \text{ inneholder ikke en enhetsrot (er stasjonær)})
\end{aligned}$$

#### 5.2.4 Augmented Dickey Fuller test for enhetsrot

Den opprinnelige Dickey-Fuller testen ble utviklet av Dickey og Fuller i 1979 (Brooks, 2019, s. 343), og tester hvorvidt en tidsserie inneholder en enhetsrot. Den grunnleggende DF-testen undersøker om likning 5.2 følger en random-walk ( $\rho = 1$ ). I praksis bruker vi likning 5.3 til å teste for stasjonaritet med hypotesene:  $H_0: \gamma = 0$  mot  $H_a: \gamma < 0$

DF-testen tillater også å inkludere et konstantledd (drift), enten alene eller kombinert med en trendvariabel. Nullhypotesen og alternativhypotesen er fortsatt den samme, men likning 5.3 omformuleres til:

$$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + v_t \text{ (konstantledd)} \tag{5.4}$$

$$\Delta y_t = a_0 + Bt + \gamma y_{t-1} + v_t \text{ (konstantledd og trend)} \tag{5.5}$$

En utvidelse av DF-testen kalles Augmented Dickey Fuller test, heretter ADF. Testen ble utviklet for å tillate mer dynamikk ved at man kan inkludere flere lags. Vi kan derfor undersøke hvorvidt en variabel inneholder en enhetsrot basert på en  $AR(p)$  modell, hvor  $p$  angir antall laggete perioder. Likning 5.3 får dermed følgende form:

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^m a_i \Delta y_{t-i} + v_t \tag{5.6}$$

Hvor  $\Delta y_{t-i}$  fanger opp den dynamiske strukturen som er til stede i den avhengige variabelen  $\Delta y_t$  slik at  $v_t$  ikke er autokorrelert (Brooks, 2019, s. 345)

I likhet med DF-testen kan vi også i ADF testen inkludere et konstantledd, eller et konstantledd og en trendvariabel. Vi må derimot være observante på hvor mange lags av den avhengige variabelen vi skal inkludere. Ifølge Brooks (2019, s. 345) er det vanlig å bruke opptil 12 lags på månedsdata, 4 lags på kvartalsdata og 1 lag på årsdata. Vi kan bruke *Akaiques Information Criterion* (AIC) til å velge antall lags som minimerer verdien av informasjonskriteriet.

### 5.2.5 Integrasjon

Dersom  $y_t$  er stasjonær på nivåform kalles dette en  $I(0)$  prosess. Er den derimot ikke-stasjonær, er en vanlig løsning på problemet å transformere variabelen til endringsform:  $\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$ . Dersom  $y_t$  er stasjonær på endringsform sier vi at  $y_t \sim I(1)$ . Når man differensierer  $d$  ganger for å gjøre variabelen stasjonær, er variabelen  $I(d)$  (Brooks, 2019, s. 342).

### 5.2.6 Kointegrasjon

Dersom to eller flere variabler er kointegrert, finnes det et langsiktig likevektsforhold mellom de respektive variablene. Anta at vi har følgende sammenheng:

$$y_t = b_0 + b_1 x_t + e_t \quad (5.7)$$

Dersom  $y_t \sim I(1)$  og  $x_t \sim I(1)$ , og det finnes en vektor  $b_1$  slik at den lineære kombinasjonen av variablene  $\sim I(0)$ , da er  $y_t$  og  $x_t$  kointegrert med en felles vektor  $b_1$  (Brooks, 2019, s. 352). Dersom  $y_t$  og  $x_t$  er ikke-stasjonære, men kointegrert, kan vi bruke minste kvadratets metode (MKM) til å estimere deres langsiktige likevektsforhold. I likning 5.7 representerer  $y_t = b_0 + b_1 x_t$  det langsiktige likevektsforholdet, mens feilleddet  $e_t$  representerer likevektfeilleddet som indikerer korte avvik fra den langsiktige likevekten (Hill et al., 2001, s. 346). Når vi tester for

kointegrasjon tester vi hvorvidt feilleddet er stasjonært eller ikke. Vi omformulerer derfor likning 5.7 til:

$$e_t = y_t - b_0 - b_1 x_t \quad (5.8)$$

Siden vi ikke kan observere feilleddet  $e_t$ , bruker vi en Dickey-Fuller test hvor vi estimerer regresjonen på samme måte som angitt i delkapittel 5.2.3:

$$\Delta \hat{e}_t = a_0 + \gamma \hat{e}_{t-1} + v_t \quad (5.9)$$

Der endringen i det estimerte feilleddet  $\Delta \hat{e}_t = \hat{e}_t - \hat{e}_{t-1}$ . Siden vi nå skal teste på estimerte verdier fra en estimert modell, må vi benytte kritiske verdier fra Engle og Granger (1987) (Brooks, 2019, s. 355) fremfor de kritiske verdiene fra Dickey-Fuller. Vi får dermed følgende hypoteser:

$$H_0: e_t \sim I(1) \text{ (} e_t \text{ er integrert av orden 1)}$$

$$H_a: e_t \sim I(0) \text{ (} e_t \text{ er integrert av orden 0)}$$

## 6.0 Empirisk analyse

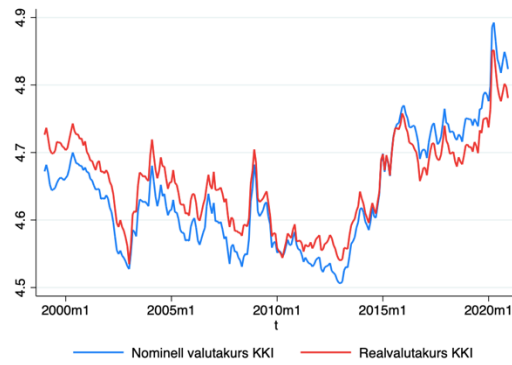
Gjennom bruk av den økonometriske metoden ønsker vi å undersøke om det finnes støtte for relativ kjøpekraftsparitet mellom Norge og utvalgte handelspartnere i perioden 1999m2-2020m11. I Klovland et al. (2021) ble kronen modellert med uavhengige variabler som kunne bistå i å forklare de kortsiktige svingningene i den nominelle valutakursen, blant annet rentedifferanser, oljepris, usikkerhetsindikatoren CVIX og aksjeindeksen S&P500. Akram (2006) fikk sterk støtte for relativ kjøpekraftsparitet mellom Norge og handelspartnere i perioden 1972q1 til 2003q4. Bernhardsen og Røisland (2000) kom frem til at de eneste variablene som kan forklare kronekursen på lang sikt var prisdifferansen og oljeprisen. I tidsserien observeres det en endring i realvalutakursen rundt 2015 som til dels blir akkreditert oljeprisfallet. På bakgrunn av resultatene til Bernhardsen og Røisland benytter vi oss av prisdifferansen og oljeprisen som langsiktige forklaringsvariabler. Med utgangspunkt i resultatene til Akram (2019) og Klovland et al. (2021) ønsker vi å undersøke om det er mulig å få støtte for ren relativ kjøpekraftsparitet i perioden. Ved å inkludere oljepris som en eksogen variabel, ønsker vi også å undersøke om det er mulig å få støtte for en utvidet variant av relativ kjøpekraftsparitet.

### 6.1 En enkel test for kjøpekraftsparitet

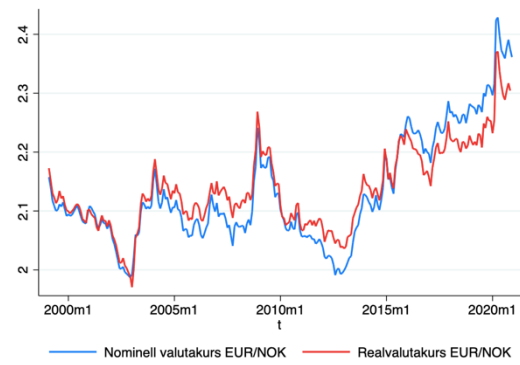
Teorien om relativ kjøpekraftsparitet impliserer en konstant realvalutakurs. En hensiktsmessig måte å undersøke om kjøpekraftsparitet holder i det lange løp er derfor å undersøke om logaritmen til realvalutakursen er stasjonær (Bjørnland & Thorsrud, 2015, s. 270):

$$q = e + p^* - p \sim I(0)$$

Realvalutakursen beregnes etter likning 2.4 fra delkapittel 2.1.3. Figur 8 og 9 viser hvordan logaritmen til den nominelle og reelle valutakursen beveger seg over tidsperioden vi undersøker.



**Figur 8:** Logaritmen til nominell og reell valutakurs KKI



**Figur 9:** Logaritmen til nominell og reell valutakurs EUR/NOK

Ved en inspeksjon av grafene kan vi se en sterk korrelasjon mellom den reelle og nominelle valutakursen i begge valutapar. For eurokursen og KKI har variablene en korrelasjonskoeffisient på henholdsvis 0.97 og 0.95. Den høye korrelasjonen mellom nominell og reell valutakurs kan forklares gjennom relativt lav prisvekst og lav prisvekstdifferanse mellom valutaparene. Rundt 2015 kan vi se et brudd i tidsserien der kronen depresierer mot euro og KKI, og realvalutakursen ikke vender tilbake til kursens likevektsområde. Dette kan tyde på at vi ikke vil få støtte for RKKP ved en enkel stasjonaritetstest av realvalutakursen, slik Akram (2006) fikk.

I ADF-rammeverket bruker vi en testlikning som inneholder et konstantledd. Denne bygger på modellspesifikasjonen forklart av blant annet Akram (2006) og Bernhardsen (2008):

$$\Delta q_t = b_0 + \gamma q_{t-1} + \sum_{i=1}^m a_i \Delta q_{t-i} + u_t$$

Som forklart i delkapittel 5.2.3 vil  $\Delta q_{t-i}$  fange opp den dynamiske strukturen i den avhengige variabelen  $\Delta q_t$  slik at  $u_t$  ikke er autokorrelert. Testlikningen er dynamisk i den forstand at realvalutakursen kan avvike fra sitt gjennomsnitt i perioder. Dersom realvalutakursen er stasjonær vil den konvergere mot sitt gjennomsnitt over tid (Bernhardsen, 2008, s. 3). Ikke overraskende viser resultatene (se tabell 3 og 4) at kursene inneholder en enhetsrot. Dette støttes av Klovland et al. (2021) som også



beholder nullhypotesen for KKI i tilsvarende tidsserie. Vi forkaster dermed hypotesen om relativ kjøpekraftsparitet i dette rammeverket.

**Tabell 3:** Univariat modell av den norske realvalutakursen (EUR/NOK)

$$\begin{aligned} \Delta q_t = & 0,065 - 0,03q_{t-1} + 0,214\Delta q_{t-1} - 0,202\Delta q_{t-2} + 0,081\Delta q_{t-3} \\ & - 0,115\Delta q_{t-4} + 0,738\Delta q_{t-5} + 0,70\Delta q_{t-6} + 0,142\Delta q_{t-7} \\ & - 0,005\Delta q_{t-8} \end{aligned}$$


---

t-ADF = -1,686.                      DF-kritisk verdi: 1% = -3,460, 5% = -2,880, 10% = -2,570

**Tabell 4:** Univariat modell av den norske realvalutakursen (KKI)

$$\begin{aligned} \Delta q_t = & 0,123 - 0,026q_{t-1} + 0,277\Delta q_{t-1} - 0,177\Delta q_{t-2} + 0,07\Delta q_{t-3} \\ & - 0,072\Delta q_{t-4} + 0,0316\Delta q_{t-5} + 0,061\Delta q_{t-6} + 0,132\Delta q_{t-7} \\ & - 0,0032\Delta q_{t-8} - 0,134\Delta q_{t-9} + 0,003\Delta q_{t-10} \end{aligned}$$


---

t-ADF = -1,565.                      DF-kritisk verdi: 1% = -3,460, 5% = -2,880, 10% = -2,570

Ved korte tidsserier vil ikke de nominelle sjokkene nødvendigvis få nok tid til å dø ut (Frankel, 1986; 1990) referert i Rogoff (1996, s. 656). Vår tidsserie er sterkt preget av sjokk og det kan argumenteres for at tidsserien ikke er lang nok til å kunne forkaste hypotesen om en «random-walk». Kronekursfallet fra 2015 er også spesielt interessant da vi ikke har sett tegn til en tilbakevending til gjennomsnittet i tidsserien. Klovland et al. (2021) argumenterer for at kronen ligger tilnærmet likt sin fundamentalverdi på bakgrunn av oljeprisnedgang og en særegen norsk prisvekst. Det kan argumenteres for at tidsserien dermed inneholder et strukturelt brudd i etterkant av 2015, og at realvalutakursen burde ligge rundt et nytt og høyere gjennomsnittsnivå. Uten å ta hensyn til strukturelle brudd i tidsserien vil den enkle testen på kjøpekraftsparitet ikke kunne oppnå sterk nok forklaringskraft til å forkaste hypotesen om en «random-walk» (Taylor & Taylor, 2004, s. 144).

## 6.2 Stasjonaritetstester

For å kunne utføre videre tester er det nødvendig å undersøke om variablene er stasjonære. Fordi makroøkonomiske variabler ofte avhenger av tidspunktet de blir observert, forventes det at variablene er ikke-stasjonære på logaritmeform.

Vi bruker en ADF-test og en standard Dickey Fuller test for å undersøke om likning 5.4 og 5.5 fra kapittel 5 følger en random-walk. De kritiske verdiene hentes fra Interpolated Dickey Fuller (Brooks, 2019, Tabell a2.7, s. 641). Dersom absoluttverdien til testobservatoren er større enn kritisk verdi vil vi kunne forkaste nullhypotesen om at variabelen inneholder en enhetsrot.

I ADF-testen inkluderte vi antall lags rapportert av AIC og satt maksimalt antall lags til 12 grunnet at observasjonene er på månedsintervall (se 5.2.4). Som forventet fant vi at de fleste variablene var ikke-stasjonære på logaritmeform (se Tabell 9 i appendiks A2). Ettersom variablene på logaritmeform inneholdt en enhetsrot, transformerte vi disse til førstedifferansen. Med samme fremgangsmåte fant vi at de fleste variablene er  $I(1)$  (se Tabell 10 i appendiks A2). Ved bruk av AIC og 12 lags på konsumprisindeksen i eurosonen kan vi ikke forkaste hypotesen om ikke-stasjonaritet på førstedifferansen. På bakgrunn av de sterke resultatene fra Dickey-Fuller testen velger vi allikevel å gå videre med resultatene, men må være oppmerksomme på mulige spuriøse sammenhenger.

## 6.3 Kointegrasjon

En svakere versjon av hypotesen om kjøpekraftsparitet er å anta at nominell valutakurs, innenlands prisnivå og utenlands prisnivå er kointegrert (Bjørnland og Thorsrud, 2015, s. 270). I vår analyse impliserer det følgende:

$$b_1 e + b_2 (p - p^*) \sim I(0)$$

Sammenhengen mellom disse variablene representeres i likning 5.7. Feilleddet i estimatet angir den mulige lineære sammenhengen mellom de respektive variablene.

For å undersøke hvorvidt det finnes et kointegrert forhold mellom variablene bruker vi ADF-testen med kritiske verdier fra Engle and Granger (Brooks, 2019, tabell a2.8, s.642). Dersom  $u_t \sim I(0)$  får vi støtte for at relativ kjøpekraftsparitet holder.

I dette rammeverket estimerte vi først den rene kjøpekraftspariteten, men  $b_2$ -koeffisienten for prisdifferansen fikk for høye verdier for begge kursene. Vi undersøkte derfor om feilleddene var autokorrelert og korrigererte for dette med Cochrane-Orcutt metoden. Korrigeringen resulterte i at koeffisientene for prisdifferansene lå i nærheten av 0 (se Tabell 11, Tabell 12 og Tabell 13 i appendiks A3). Med disse resultatene vil ikke prisdifferansene kunne forklare endringer i valutakursen. Vi undersøkte derfor ikke videre om variablene var kointegrert i dette rammeverket.

#### 6.4 Utvidet kjøpekraftsparitet

Oljeprisen har en langsiktig sammenheng med den norske kronen. Vi ønsker derfor å undersøke om endringer i oljeprisen kan forklare avvik fra relativ kjøpekraftsparitet. Analysen utvides ved å inkludere en variabel for oljepris:

$$e_t = (p - p^*) - \ln \text{oljepris} \quad (6.1)$$

Vi bruker MKM til å estimere relasjonen:

$$e_t = b_0 + b_1(p - p^*) - b_3 \ln \text{oljepris} + u_t \quad (6.2)$$

En positiv endring i oljeprisen vil medføre en appresiering av kronen. Dette støttes av økonomisk teori da det gir et mer gunstig bytteforhold mot utlandet (Bernhardsen & Røisland, 2000). Økt oljepris gjør norske oljeselskaper mer attraktive for utenlandske aktører. Investorer må kjøpe norske kroner for å investere i norske selskap som medfører en kronestyrkelse (Klovland et al., 2021). Samtidig vil en økt oljepris øke statens inntekter, noe som gir en appresierende effekt på kronen i henhold til oljemodellen presentert i kapittel 2.2.4. Vi forventer at oljepriskoeffisientene vil ligge mellom -0,05 og -0,08 basert på tidligere undersøkelser av Akram (2019),

Bernhardsen og Røisland (2000), og Klovland et al. (2021). Disse fikk oljepriskoeffisienter på henholdsvis -0,077, -0,05 og -0,059. Da vi estimerte likning 6.2 fikk vi derimot en positiv koeffisient for oljeprisen på eurokursen, og for høye prisdifferansekoeffisienter (se tabell 5). Vi testet dermed for autokorrelasjon med en Breuch-Godfrey test.

**Tabell 5:** Regresjonsanalyse på logaritmeform

Koeffisient	$e_{KKI}$	$e_{NOK/EUR}$
$b_0$	4,98	2,07
$b_1$	2,21	2,57
$b_2$	-0,077	0,019
$R^2$	0,7734	0,7112

$b_0$  = konstantledd,  $b_1$  = parameter for prisdifferanse og  $b_2$  = parameter for oljepris

**Tabell 6:** Breuch-Godfrey test

	$\chi^2$	$prob > \chi^2$
$e_{KKI}$	221,047	0,00
$e_{NOK/EUR}$	210,890	0,00

Breuch-Godfrey testen påviste autokorrelasjon (se tabell 6). Korrigert for autokorrelasjon ved bruk av Cochrane-Orcutt metoden får oljeprisen de forventede estimatene (se tabell 7), i tråd med resultatene til Akram (2019), Bernhardsen og Røisland (2000), og Klovland et al. (2021). Prisdifferansen får derimot ikke koeffisienter tilnærmet lik 1 slik teorien om kjøpekraftsparitet innebærer. Prisdifferansekoeffisientene får negativt fortegn og er tilnærmet lik null. Dette tyder på at prisdifferansen på månedssdata i vårt rammeverk ikke har en forklaringskraft på den nominelle valutakursen.

**Tabell 7:** Regresjonsanalyse korrigert for autokorrelasjon

Koeffisient	$e_{KKI}$	$e_{NOK/EUR}$
$b_0$	5,15	3,00
$b_1$	-0,043	-0,09
$b_2$	-0,0698	-0,0788
$R^2$	0,2538	0,2581

$b_0$  = konstantledd,  $b_1$  = parameter for prisdifferanse og  $b_2$  = parameter for oljepris

Oljeprisen fikk de forventede estimatene og vi synes derfor det var interessant å undersøke om det fantes ett eller flere kointegrerte forhold mellom valutakursen, prisdifferansen og oljeprisen. Siden prisdifferansen ikke kan forklare endringer i valutakursen vil det imidlertid være svært lite sannsynlig at det faktisk eksisterer en langsiktig sammenheng mellom variablene. Dette bekreftes også i testen (se tabell 8). Det må dermed konkluderes med at relativ kjøpekraftsparitet ikke holder for den norske kronen mot handelspartnerne ved bruk av månedlige observasjoner i vår tidsserie.

**Tabell 8:** Engle og Granger kointegrasjonstest

	$\alpha_0$	$\gamma$	testverdi
$\hat{e}_{tKKI}$	0,00	-0,004	-0,400
$\hat{e}_{tNOK/EUR}$	0,00	-0,002	-0,253

$H_0$ : variablene er ikke kointegrert. \*\*\*, \*\* og \* angir hvorvidt nullhypotesen forkastes på hhv. 1%, 5% og 10% nivå. Engle og Granger kritisk verdi for  $\hat{e}_t$ : 1% = -4,350, 5% = -3,774, 10% = -3,47

De lave koeffisientene til prisdifferansen i valutaparene kan forklares av valget om å teste en langsiktig teori med månedlige observasjoner, samtidig som det ikke benyttes variabler med kortsiktig forklaringskraft. Rentedifferanser, markedenes usikkerhet og aksjemarkedet har en kjent påvirkning på de nominelle valutakursene. Ved bruk av prisdifferansen, rentedifferansen, oljepris, valutausikkerhetsindikatoren CVIX og prisen på S&P500 for å forklare kronens utvikling mot KKI, fikk Klovland et al. (2021) en prisdifferansekoeffisient på 1,0238. Sett i sammenheng med dette

resultatet, tyder det på at vårt ønske om å modellere kjøpekraftsparitet ved bruk av prisdifferanse og oljepris, med bakgrunn i argumentene fra Bernhardsen og Røisland (2000), ikke lar seg gjøre ved bruk av månedsdata. Sett i sammenheng med Klovland et al. (2021) tyder våre resultater på at kortsiktige avvik fra kjøpekraftsparitet kommer som en følge av eksogene sjokk fra variabler vår oppgave ikke tar stilling til. Ved å ikke inkludere de kortsiktige variablene ender vi med en feilspesifisering stor nok til å ta bort forklaringskraften til prisdifferansen på den nominelle valutakursen. Ved å benytte månedsintervaller vil dataene legge mer vekt på de kortsiktige svingningene og gi oss mer informasjon om kortsiktig, i motsetning til langsiktig, atferd (Shiller & Perron, 1985) referert i Taylor og Taylor (2004, s. 137). Dette kan bistå i å forklare de svake resultatene i kointegrasjonstestene. Vi kan i deler av tidsserien observere en historisk sett lav prisvekstdifferanse i de geografiske områdene som blir undersøkt i analysen. I perioder med lav prisvekst vil prisdifferansen ha en mindre betydning for valutakursen, og andre faktorer blir mer avgjørende (Bernhardsen, 2008).

## 7.0 Konklusjon

I denne utredningen har vi gjennomgått den teoretiske forankringen til kjøpekraftsparitet. Videre undersøkte vi om relativ kjøpekraftsparitet gjelder mellom Norge og eurosonen, og Norge og KKI i tidsperioden 1999m2 til 2020m11. For å undersøke om relativ kjøpekraftsparitet holdt mellom de nevnte valutaparene, ble det undersøkt om realvalutakursen var stasjonær. Testene viste til ikke-stasjonaritet, og vi kunne dermed ikke påvise relativ kjøpekraftsparitet i et enkelt rammeverk.

Tidsserien vi har benyttet bærer preg av store eksogene sjokk som har medført systematiske avvik fra kjøpekraftspariteten. Finanskrisen og Covid-19 pandemien førte til globalpolitisk usikkerhet, der aktører flyktet til tryggere valutahavner. Oljeprisfallet i 2014 bidro i tillegg til en svekkelse av den norske kronen. Vi observerer også en høyere vekstrate i norsk prisnivå sammenlignet med eurosonen og KKI fra 2015. Likevel kan ikke prisdifferansen mellom de geografiske områdene alene forklare endringene i de nominelle valutakursene, som vist i den enkle testen for kjøpekraftsparitet.

Videre ønsket vi å teste om endringen i oljeprisen kunne forklare avvikene fra kjøpekraftsparitet ved hjelp av en kointegrasjonstest. For å undersøke om det eksisterer et kointegrert forhold mellom variablene, inkluderte vi en koeffisient for Brent-spot oljeprisen i ligningen. Ved å benytte oss av månedlige observasjoner kunne vi ikke påvise relativ kjøpekraftsparitet i noen av testene.

Undersøkelsen tar for seg data med korte intervaller i en tidsserie der andre forklaringsfaktorer driver valutakursene. Bruken av en relativt kort tidsserie kan ha medført at effektene av de nominelle sjokkene ikke får nok tid til å dø ut. Realvalutakursen ser ut til å ha et strukturelt brudd mot slutten av perioden som en følge av sterk depresiering av kronekursen. Våre tester indikerer at det ikke finnes støtte for relativ kjøpekraftsparitet mellom Norge og KKI, og Norge og eurosonen i perioden 1999m2 til 2020m11.

## Referanseliste

Akram Q. F. (2006). PPP in the medium run: The case of Norway. *Journal of Macroeconomics*, 28(4), 700-719. <https://doi.org/10.1016/j.jmacro.2004.09.008>

Akram, Q. F. (2019). Oil price drivers, geopolitical uncertainty and oil exporters currencies. *Working Paper, Research Department Norges Bank*, 15.

Balassa, B. (1964). The Purchasing Power Parity Doctrine: A Reappraisal. *Journal of Political Economy*, 72(6), 584-596. <https://doi.org/10.1086/258965>

Bernhardsen, T. (2008). Simple cross-check models for the krone exchange rate. *Staff Memo, Norges Bank*, 1.

Bernhardsen, T. & Røisland, Ø. (2000). Hvilke faktorer påvirker kronekursen? *Penger og kreditt, Norges Bank*, (3), 187-194

Bjørnland, H. C. & Hungnes, H. (2002). Fundamental determinants of the long run real exchange rate: The case of Norway. *Discussion Papers, Statistics Norway, Research Department*, 326.

Bjørnland H. C. & Hungnes, H. (2006). The Importance of Interest Rates for Forecasting the Exchange Rate. *Journal of Forecasting*, 25(3), 209-221. <http://dx.doi.org/10.1002/for.983>

Bjørnland, H. C. & Thorsrud, L. A. (2015). *Applied Time Series for Macroeconomics* (2. utg). Gyldendal Akademisk.

Bjørnstad, R. & Jansen, E. S. (2007). The NOK/euro exchange rate after inflation targeting: The interest rate rules. *Discussion Papers, Statistics Norway, Research Department*, 501.

Brooks, C. (2019). *Introductory Econometrics for Finance* (4. utg). Cambridge University Press.

De Grauwe, P. & Grimaldi, M. (2001). Exchange Rates, Prices and Money: A Long-Run Perspective. *International Journal of Finance & Economics*, 6(4), 289-313. <https://doi.org/10.1002/ijfe.162>

Dickey, D. A. & Fuller, W. A. (1979). Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series With a Unit Root. *Journals of the American Statistical Association*, 74(366), 427-431. <https://doi.org/10.2307/2286348>



- Dornbusch, R. (1976). Expectations and Exchange Rates Dynamics. *The Journal of Political Economy*, 84(6), 1161-1176. <https://doi.org/10.1086/260506>
- Ellen, S. (2016). Nonlinearities in the relationship between oil price changes and movements in the Norwegian krone. *Staff Memo, Norges Bank*, 18.
- Engel, C. & Rogers, J. (1996). How wide is the border? *The American Economic Review*, 86(5), 1112-1125
- Engel, R. F. & Granger, C. W. J. (1987). Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica*, 55(22), 251-276. <https://doi.org/10.2307/1913236>
- Flatner, A. (2009). Norske kroner ingen trygg havn. *Aktuell kommentar, Norges Bank*, 3.
- Fossanger, K. (2020). Norges viktigste handelspartnere. *Statistisk sentralbyrå*. Hentet fra: <https://www.ssb.no/utenriksokonomi/artikler-og-publikasjoner/norges-viktigste-handelspartnere>
- Friedman og Schwartz (1963). *A monetary history of the United States 1867-1960*. Princeton University Press.
- Ghatak, S. (1995). The Keynesian and monetarist views on the importance of money. *Monetary Economist in Developing Countries*, 8-45. [https://doi.org/10.1007/978-1-349-23895-8\\_2](https://doi.org/10.1007/978-1-349-23895-8_2)
- Grice-Hutchinson, M. (1952). *The School of Salamanca*. Oxford University Press.
- Haskel, J. & Wolf, H. (2002). The Law of one Price – A Case Study. *The Scandinavian Journal of Economics*, 103(4), 545-558. <https://doi.org/10.1111/1467-9442.00259>
- Hill, R. C., Griffiths, W. E., & Judge, G. G. (2001). *Undergraduate Econometrics* (2. utg.). New York: John Wiley & Sons, Inc.
- Holden, S. (2013). Avoiding the resource curse the case Norway. *Energy Policy*, 63, 870-876. <http://dx.doi.org/10.1016/j.enpol.2013.09.010>
- Isachsen, A. J. & Høidal, G. B. (2008). *Globale penger*. Gyldendal Akademisk.

Jenkins, G. P., Kuo C. Y. & Harberger A. C. (2011). Economic Prices for Non-Tradable Goods and Services. I *Cost-Benefit Analysis for Investment Decisions*. Development Discussion Papers, 11.

Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2), 231-254. [https://doi.org/10.1016/0165-1889\(88\)90041-3](https://doi.org/10.1016/0165-1889(88)90041-3)

Johansen, S. (1991). Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models. *Econometrica*, 59(6), 1551-1580. <https://doi.org/10.2307/2938278>

Klovland, J. T., Myrstuen, L. & Sylte, D. (2021). Den svake norske kronen – fakta eller fiksjon? *Samfunnsøkonomene*, 136(2). 9-20

Meese, R. A. & Rogoff, K. (1983). Empirical exchange rate models of the seventies: Do they fit out of sample? *Journal of International Economics*, 14(1), 3-24. [https://doi.org/10.1016/0022-1996\(83\)90017-X](https://doi.org/10.1016/0022-1996(83)90017-X)

Norges Bank (2003). *Inflasjonsrapport 1*.

Hentet fra: <https://www.norges-bank.no/globalassets/upload/import/front/rapport/no/ir/2003-01/ir-2003-01.pdf?v=03/09/2017122105&ft=.pdf>

Norges Bank (2008). *Pengepolitisk rapport 3*.

Hentet fra: [https://www.norges-bank.no/contentassets/479715aa64f64614a26deac12ec32960/291009\\_ppr308web.pdf](https://www.norges-bank.no/contentassets/479715aa64f64614a26deac12ec32960/291009_ppr308web.pdf)

Norges Bank (2020). *Pengepolitisk rapport 2*.

Hentet fra: [https://www.norges-bank.no/contentassets/ec46da8920184a74acc6cf8ee312f29d/ppr\\_220.pdf?v=06/18/2020094006&ft=.pdf](https://www.norges-bank.no/contentassets/ec46da8920184a74acc6cf8ee312f29d/ppr_220.pdf?v=06/18/2020094006&ft=.pdf)

Norman, V. D. & Orvedal, L. (2010). *En liten, åpen økonomi* (4. utg.). Gyldendal Akademisk.

Rogoff, K. (1996). The purchasing power parity puzzle. *Journal of Economic Literature*, 34(2), 647-668

Samuelson, P. A. (1964). Theoretical notes on trade problems. *The Review of Economics and Statistics*, 46(2), 145-154. <https://doi.org/10.2307/1928178>

Solgård, J. & Winter, P. (2020, 19. mars). Historisk kronekollaps – har svekket seg over en krone på ett døgn. *Dagens Næringsliv*.

Hentet fra: <https://www.dn.no/makroekonomi/valuta/makroekonomi/krone/historisk-kronekollaps-har-svekket-seg-over-en-krone-pa-ett-dogn/2-1-777021?fbclid=IwAR1hRtfsLOdsWE8iCqJSImZXEB78R42Tq6NC6RR7t-9FRYUaUKVvNcVdcnFI>

Statistisk Sentralbyrå (2020). *Fakta om olje og energi*.

Hentet fra: <https://www.ssb.no/energi-og-industri/faktaside/olje-og-energi>

Steigum, E. (2018). *Moderne makroøkonomi* (2. utg). Gyldendal.

Succarat, G. (2017). *Metode og økonometri, en moderne innføring* (2. utg). Fagbokforlaget.

Taylor A. M. & Taylor M. P. (2004). *The Purchasing Power Parity Debate*. *Journal of Economic Perspectives*, 18(4), 135-158

# Appendiks

## A1 Datakilder

Census and Statistics Department. The Government of the Hong Kong Special Administrative Region. (2020). Hong Kong Statistics: Consumer Prices. Hentet fra: <https://www.censtatd.gov.hk/hkstat/sub/sp270.jsp?tableID=052&ID=0&productType=8>

Department of Statistics Singapore. (2020). Singapore Consumer Price Index. Hentet fra: <https://www.singstat.gov.sg/whats-new/latest-news/cpi-highlights>

Fred Economic Data. (2020). Consumer Price Index: All Items for Austria  
Hentet fra: <https://fred.stlouisfed.org/series/AUTCPIALLMINMEI>

Fred Economic Data. (2020). Consumer Price Index: All Items for Belgium  
Hentet fra: <https://fred.stlouisfed.org/series/BELCPIALLMINMEI>

Fred Economic Data. (2020). Consumer Price Index: All Items for Brazil  
Hentet fra: <https://fred.stlouisfed.org/series/BRACPIALLMINMEI>

Fred Economic Data. (2020). Consumer Price Index: All Items for Canada  
Hentet fra: <https://fred.stlouisfed.org/series/CPALCY01CAM661N>

Fred Economic Data. (2020). Consumer Price Index: All Items for Switzerland  
Hentet fra: <https://fred.stlouisfed.org/series/CHECPIALLMINMEI>

Fred Economic Data. (2020). Consumer Price Index: All Items for China  
Hentet fra: <https://fred.stlouisfed.org/series/CHNCPIALLMINMEI>

Fred Economic Data. (2020). Consumer Price Index: All Items for Czech Republic  
Hentet fra: <https://fred.stlouisfed.org/series/CZECPIALLMINMEI>

Fred Economic Data. (2020). Consumer Price Index: All Items for Germany  
Hentet fra: <https://fred.stlouisfed.org/series/DEUCPIALLMINMEI>

Fred Economic Data. (2020). Consumer Price Index: All Items for Denmark  
Hentet fra: <https://fred.stlouisfed.org/series/DNKCPIALLMINMEI>

Fred Economic Data. (2020). Consumer Price Index: All Items for Spain  
Hentet fra: <https://fred.stlouisfed.org/series/ESPCPIALLMINMEI>

Fred Economic Data. (2020). Harmonized Index of Consumer Prices: All Items for Estonia  
Hentet fra: <https://fred.stlouisfed.org/series/CP0000EEM086NEST>

Fred Economic Data. (2020). Consumer Price Index: All Items For Finland  
Hentet fra: <https://fred.stlouisfed.org/series/FINCPIALLMINMEI>

Fred Economic Data. (2020). Consumer Price Index: All Items in France  
Hentet fra: <https://fred.stlouisfed.org/series/FRACPIALLMINMEI>

Fred Economic Data. (2020). Consumer Price Index: All Items in the United Kingdom  
Hentet fra: <https://fred.stlouisfed.org/series/GBRCPIALLMINMEI>

Fred Economic Data. (2020). Consumer Price Index: All Items for Greece  
Hentet fra: <https://fred.stlouisfed.org/series/GRCCPIALLMINMEI>

Fred Economic Data. (2020). Consumer Price Index: All Items for Hungary  
Hentet fra: <https://fred.stlouisfed.org/series/HUNCPIALLMINMEI>

Fred Economic Data. (2020). Consumer Price Index: All Items for India  
Hentet fra: <https://fred.stlouisfed.org/series/INDCPIALLMINMEI>

Fred Economic Data. (2020). Consumer Price Index: All Items for Ireland  
Hentet fra: <https://fred.stlouisfed.org/series/IRLCPIALLMINMEI>

Fred Economic Data. (2020). Consumer Price Index: All Items in Italy  
Hentet fra: <https://fred.stlouisfed.org/series/ITACPIALLMINMEI>

Fred Economic Data. (2020). Consumer Price Index: All Items in Japan  
Hentet fra: <https://fred.stlouisfed.org/series/JPNCPIALLMINMEI>

Fred Economic Data. (2020). Consumer Price Index: All Items for Korea  
Hentet fra: <https://fred.stlouisfed.org/series/KORCPIALLMINMEI>

Fred Economic Data. (2020). Harmonized Index of Consumer Prices: All Items for Lithuania  
Hentet fra: <https://fred.stlouisfed.org/series/CP0000LTM086NEST>

Fred Economic Data. (2020). Consumer Price Index: All Items for Netherlands  
Hentet fra: <https://fred.stlouisfed.org/series/NLDCPIALLMINMEI>

Fred Economic Data. (2020). Consumer Price Index: All Items for Poland  
Hentet fra: <https://fred.stlouisfed.org/series/POLCPIALLMINMEI>

Fred Economic Data. (2020). Consumer Price Index: All Items for Portugal  
Hentet fra: <https://fred.stlouisfed.org/series/PRTCPIALLMINMEI>

Fred Economic Data. (2020). Consumer Price Index: All Items for Russian Federation  
Hentet fra: <https://fred.stlouisfed.org/series/RUSCPIALLMINMEI>

Fred Economic Data. (2020). Consumer Price Index: All Items for Sweden  
Hentet fra: <https://fred.stlouisfed.org/series/SWECPIALLMINMEI>

Fred Economic Data. (2020). Consumer Price Index: All Items for Turkey  
Hentet fra: <https://fred.stlouisfed.org/series/TURCPIALLMINMEI>

Fred Economic Data. (2020). Consumer Price Index: All Items for the United States  
Hentet fra: <https://fred.stlouisfed.org/series/USACPIALLMINMEI>

Fred Economic Data. (2020). Consumer Price Index: All Items for Norway  
Hentet fra: <https://fred.stlouisfed.org/series/NORCPIALLMINMEI>

Fred Economic Data. (2020). Harmonized Index of Consumer Prices: All Items for Euro area (19 countries)  
Hentet fra: <https://fred.stlouisfed.org/series/CP0000EZ19M086NEST>

Fred Economic Data. (2020). Crude Oil Prices: Brent – Europe.  
Hentet fra: <https://fred.stlouisfed.org/series/DCOILBRENTU>

National Statistics Republic China (Taiwan) Consumer Price Index: Taiwan.  
<https://eng.stat.gov.tw/ct.asp?xItem=12092&ctNode=1558&mp=5>

Norges Bank. (2000). Beregning av konkurransekursindeksen.  
Hentet fra: [https://www.norges-bank.no/contentassets/53479bb5aa05453190fcee863ee070c5/forklaring\\_twi.pdf](https://www.norges-bank.no/contentassets/53479bb5aa05453190fcee863ee070c5/forklaring_twi.pdf)

Norges Bank (2020). Valutakurser.  
Hentet fra: <https://www.norges-bank.no/tema/Statistikk/Valutakurser/>

## A2 Resultater fra stasjonaritetstester

**Tabell 9:** Test for enhetsrot på logaritmeform

Variabel	DF – test		ADF-test	
	Konstantledd	Konstantledd og trend	Konstantledd	Konstantledd og trend
$p_{NORGE}$	-0,398	-3,533**	-0,233 (9)	-2,359 (9)
$p_{EU}$	-2,051	-1,344	-3,747*** (11)	0,090 (11)
$p_{KKI}$	-1,273	-2,493	-1,468 (11)	-1,982 (11)
$e_{NOK/EUR}$	-0,422	-2,037	-0,866 (8)	-2,222 (8)
$e_{KKI}$	-0,622	-1,536	-0,745 (10)	-1,571(10)
$Oljepris$	-2,881**	-2,369	-2,592*(3)	-2,261 (3)

$H_0$ : variabelen har en enhetsrot. \*\*\*, \*\* og \* angir hvorvidt nullhypotesen forkastes på hhv. 1%, 5% og 10% nivå. Parentes () indikerer antall optimale lags rapportert av AIC.

DF-kritisk verdi for konstantledd: 1% = -3,460, 5% = -2,880, 10% = -2,570

DF-kritisk verdi for konstantledd og trend: 1% = -3,990, 5% = -3,430, 10% = -3,130

**Tabell 10:** Test for enhetsrot på endringsform

Variabel	DF – test		ADF-test	
	Konstantledd	Konstantledd og trend	Konstantledd	Konstantledd og trend
$\Delta p_{NORGE}$	-15,858***	-15,828***	-4,860*** (12)	-4,852***(12)
$\Delta p_{EU}$	-15,240***	-15,398***	-2,224 (12)	-3,059 (12)
$\Delta p_{KKI}$	-14,952***	-14,981***	-3,446** (12)	-3,604**(12)
$\Delta e_{NOK/EUR}$	-12,702***	-12,761***	-5,190***(6)	-5,284***(6)
$\Delta e_{KKI}$	-12,399***	-12,476***	-4,997***(9)	-5,248***(9)
$\Delta Oljepris$	-12,537***	-12,624***	-9,588*** (2)	-9,672***(2)

$H_0$ : variabelen har en enhetsrot. \*\*\*, \*\* og \* angir hvorvidt nullhypotesen forkastes på hhv. 1%, 5% og 10% nivå. Parentes () indikerer antall optimale lags rapportert av AIC.

DF-kritisk verdi for konstantledd: 1% = -3,460, 5% = -2,880, 10% = -2,570

DF-kritisk verdi for konstantledd og trend: 1% = -3,990, 5% = -3,430, 10% = -3,130

### A3 Resultater fra ren kjøpekraftsparitet

**Tabell 11:** Regresjonsanalyse på ren kjøpekraftsparitet

Koeffisient	$e_{KKI}$	$e_{NOK/EUR}$
$b_0$	4,67	2,14
$b_1$	2,01	2,48
$R^2$	0,5238	0,6997

$b_0$  = konstantledd og  $b_1$  = parameter for prisdifferanse

**Tabell 12:** Breuch-Godfrey test på ren kjøpekraftsparitet

	$\chi^2$	$prob > \chi^2$
$e_{KKI}$	235,658	0,00
$e_{NOK/EUR}$	218,463	0,00

**Tabell 13:** Ren kjøpekraftsparitet korrigert for autokorrelasjon

Koeffisient	$e_{KKI}$	$e_{NOK/EUR}$
$b_0$	4,72	2,35
$b_1$	0,16	0,05
$R^2$	0,002	0,002

$b_0$  = konstantledd og  $b_1$  = parameter for prisdifferanse



## A4 Modelling av KPI for KKI

Her presenteres fremgangsmåten for hvordan vi har gått frem for å modellere konsumprisindeksen for konkurransekursindeksen:

Først må vi gjøre om baseåret til 2015=100 for alle landene, dette er gjort ved formelen:  $\overline{KPI\ 2015} * x = 100$  og løst for  $x$ . Vi har deretter multiplisert alle observasjonene for det gjeldende landets KPI med  $x$ . For å beregne en vektet konsumprisindeks til KKI har vi tatt vektene til landene i hvert enkelt år og multiplisert med konsumprisindeksen til det gjeldende landet (2015 indeks) og summert resultatet for hver måned.

Grunnet manglende data fra sikre kilder på KPI for Thailand i årene 1999 til 2007 har vi ekskludert Thailand fra indeksen. For å ekskludere Thailand fra vektet KPI må vi oppgradere vektene til de andre landene tilsvarende Thailands vekt. Grunnet Thailand sin begrensede vektning i KKI (0% - 0,3%) vil dette ikke påvirke resultatet i en signifikant grad og forholdet mellom de resterende landene blir uendret. Ekskludering av Thailand blir gjort på følgende måte:

$$\delta_{it}^{ny} = \delta_{it} * \frac{1}{1 - \sigma_t}$$

$\delta_{it}^{ny}$ : Ny vekt for land «i» på tidspunkt «t»

$\delta_{it}$ : Original vekt i land «i» på tidspunkt «t»

$\sigma_t$ : Original vekt for Thailand på tidspunkt «t»

I månedene «t» Thailand er inkludert som en vekt i KKI må alle land med vektning «i» oppgraderes med tilsvarende vekt i tidspunkt «t». Resultatet av dette vil bli en KKI der 24 av 25 land er inkludert, men vektningen av de resterende landene tilsvarer 100%.