

**Handel mellom land-
betydningen av geografisk distanse og
valutakursvolatilitet**

av

Jurgita Januleviciute

Masteroppgave

Masteroppgaven er levert for å fullføre graden

Master i samfunnsøkonomi

Universitetet i Bergen, Institutt for økonomi

Juni 2007

UNIVERSITETET I BERGEN



Forord

Veiledere: Erling Vårdal og Arild Aakvik

Stor takk til veilederne Erling Vårdal og Arild Aakvik for god hjelp.

Og tusen takk til Linn for fantastisk samarbeid.

Jurgita Januleviciute Bergen 1. juni 2007

Handel mellom land- betydningen av geografisk distanse og valutakursvolatilitet

av

Jurgita Januleviciute,

Master i samfunnsøkonomi

Universitetet i Bergen, 2007

Veiledere: Erling Vårdal og Arild Aakvik

Dette empiriske arbeidet utforsker effekter av geografisk distanse og variasjonen i valutakurs på handel for 15 europeiske land, samt Japan og USA. For dette formålet benyttes den modifiserte versjonen av gravitasjonsmodellen som i tillegg til å se på BNP nivåer i de ulike landene og avstander mellom dem, inkluderer andre forklaringsvariabler, som kontrollerer for ulike geografiske størrelser, internasjonale grenser, lingvistiske identiteter og økonomisk samarbeid. I analysen brukes programmet STATA.

Arbeidet viser at tross stadig lavere transportkostnader, har distanse en statistisk signifikant og negativ effekt på handel. Variasjonen i den reelle valutakursen ser derimot ut til å ha liten negativ effekt på handel når den er estimert med minstekvadratsmetode. Denne effekten blir imidlertid positiv ved andre estimeringsmetoder. Dette tyder på at den negative effekten av valutakursvolatilitet på handel for EU-land ikke er robust.

Nøkkelord: Gravitasjonsmodell, avstand, grensebarrierer, handelshindringer, valutakursvolatilitet.

Innholdsfortegnelse

Forord	ii
Sammendrag	iii
Innholdsfortegnelse	iv
Kapittel 1 Innledning.....	1
Kapittel 2 Litteraturgjennomgang	3
2.1. Gravitasjonsmodellen.....	4
2.1.1. Grunnleggende modell	4
2.1.2. McCallum (1995)	6
2.1.3. Anderson & Wincoop (2003).....	7
2.1.4. Nyere gravitasjonsmodeller.....	10
2.1.4.1. Null- handelsverdier	10
2.1.4.2. Silva & Tenreyro (2004)	11
2.2. Handelskostnader i gravitasjonsmodellen	13
2.2.1. Grensekostnader	13
2.2.2. Kostnader som følge av avstand.....	14
2.2.3. Melitz (2006).....	15
2.3. Virkninger av valutakurs på handel	17
2.3.1. Fast versus flytende valutakurs	17
2.3.2. Rose (2000)	18
2.3.3. Clark, Tamirisa & Wei med Sadikov & Zeng (2004):.....	19
2.3.3.1. Innledning.....	19
2.3.3.2. Ulike målinger av variasjon i valutakurs.....	20
2.3.3.2. Valutakursvolatilitet og handel	23
2.3.3.3. Modell	24
2.3.3.4. Resultater og konklusjon.....	25
2.3.4. Tenreyro (2006).....	27
Kapittel 3 PRESENTASJON AV DATAMATERIALET.....	30
3.1. Utvalgelse av land	30
3.2. OECD	30
3.2.1. Presentasjon av generelle datainnsamlingsmetoder	31
3.2.2. ITCS	32
3.2.3. Konverteringsfaktorer	33
3.3. International Monetary Fond (IMF).....	33
3.4. Andre kilder.....	34
Kapittel 4 Konstruksjon av datasettet.....	35
4.1. Landpar.....	35
4.2. Den avhengige variabelen: bilateral handel	36
4.2.1. Tilnæringer brukt i tidligere litteratur	36
4.2.2. Bilateral handelsvariabel i denne analysen	37
4.2.3. Operasjonalisering.....	39
4.3. Forklaringsvariabler	40
4.3.1. Vanlige ”gravitasjons” variabler	40
4.3.2. Variasjon i valutakurs.....	43
4.3.3. Dummyvariabler.....	45
Kapittel 5 Estimeringsmetoder	47

5.1. Minste kvadratsmetode (MKM).....	47
5.2. Paneldata	48
5.3. Instrumentvariabler (IV)	50
Kapittel 6 Utforsking av modellforutsetninger	51
6.1. Multikollinearitet i datasettet	51
6.2. Estimeringsutfordringer	52
6.2.1. Kollinearitet mellom forklaringsvariabler.....	52
6.2.2. Opprinnelig regresjonsmodell.....	52
6.3. Presentasjon av variabler og regresjonsmodell	54
Kapittel 7 Estimering	56
7.1. Minste Kvadrats Metode (MKM)	56
7.1.1. Regresjonsmodell for MKM	56
7.1.2. Testing for kollinearitet.....	57
7.1.3. Regresjonsresultater	59
7.1.4. Tolking av MKM resultater.....	61
7.1.5. Testing av MKM resultatene.....	63
7.2. Tilfeldig effekt-modellen (RE).....	64
7.2.1. Regresjonsresultater	64
7.2.2. Tolking av regresjonsresultater	66
7.2.3. Testing av RE – resultatene.....	66
7.3. Instrumentvariabel- estimering	67
7.3.1. Instrumentvariabler	67
7.3.2. MKM-IV estimering	68
7.3.3. IV - RE-estimering	70
7.4. Autokorrelasjon.....	70
7.5. Sammenlikning av estimeringsresultater	74
7.6. Alternative estimeringsmetoder	75
Kapittel 8	76
Testing av valutakursvolatilitet med et nytt datasett.....	76
8.1. Presentasjon av variablene	76
8.2. Estimering	78
8.2.1. MKM- og RE- estimering	78
8.2.2. Presentasjon av instrumentene	78
8.2.3. Estimeringsresultater.....	79
8.2.3.1. IV - MKM -estimering	79
8.2.3.2. IV – RE- estimering	80
8.2.3. Sammenlikning av regresjonsresultater	82
Kapittel 9 Avslutning	83
Referanseliste	85
Appendiks. Tabeller.	89
Tabell 1. Oppsummerende statistikk.....	89
Tabell 2. Variasjon i den reelle valutakursen.....	90
Tabell 3. MKM- estimeringsresultater med avstand på nivå- form.	91
Tabell 4. Maksimum Likelihood- estimeringsresultater	92
Tabell 5. Regresjonsresultater ved fast effekt- estimering.....	93

Kapittel 1 Innledning

Stadig flere land velger å være med i valutaunioner. Det store steget ved å gi slipp på sin nasjonale valuta argumenteres som regel med reduserte handelskostnader og økende handel med unionens medlemmer, blant annet fordi variasjonen i valutakursen elimineres.

Etter fallet av Bretton Woods faste valutakurssystem i 1973, har det vært en klar økning i nominell- og reell valutakursvolatilitet (Clark & Faruqee (1997)). Men det finnes imidlertid ingen konsensus om hvilke virkninger variasjonen i valutakursen har. Den vanligste oppfatningen er at økning i valutakursvolatiliteten vil redusere handelen mellom land. De fleste studier viser derimot at når man først estimerer modeller med dokumentert data, viser resultatet som regel relativt liten negativ effekt (Clark (2004), Tenreyro (2006)).

Det er for øvrig ikke nok å bare se på valutakursusikkerheten når det gjelder handel. For å kunne si noe om valutakurseffekten, må det også kontrolleres for andre faktorer. En modell som ofte brukes i slike empiriske sammenhenger, er gravitasjonsmodellen som er kjent fra arbeidet til Jan Tinbergen (1962). Modellen er analog til Newtons lov om gravitasjon: Akkurat som gravitasjonstiltrekking mellom to objekter er proporsjonal til produktet av deres tyngde og avtar med avstand, er handelen mellom to land proporsjonal til deres BNP og avtar med distansen (Head (2003)).

Tross kortere tidsavstander mellom land, ser det ut til at handel med naboland blir prioritert fremfor handel med land som ligger lengre borte. Undersøkelser om kjøpekraftsparitet viser dessuten at prisene varierer mer jo lengre to land ligger fra hverandre. Økt avstand fører altså til større prisvariasjon på grunn av transportkostnader og variasjon i valutakurs. (Engel & Rogers (1996)).

Fokuset i dette arbeidet rettes mot effektene av geografisk avstand og variasjon i valutakurs. I analysen vil jeg benytte meg av en modifisert versjon av gravitasjonsmodellen. Den relaterer bilaterale handelsstrømmer til BNP, avstand og andre faktorer som påvirker handelsbarrierene. Modellen har vært mye brukt til å estimere effektene av valutaunioner, valutakursmekanismer, etniske bindinger, lingvistiske identiteter og internasjonale grenser.

I den empiriske analysen konstruerer jeg et datasettet som består av 15 europeiske land, samt Japan og USA i tidsperioden 1961 – 2004. Den avhengige variabelen er bilateral handel mellom to land. Ved hjelp av ulike forklaringsvariabler vil jeg blant annet undersøke hvordan avstand påvirker handel og se om endringer i valutakursen fører til reduksjon i handelen. Jeg kommer imidlertid til å se på virkningene for hele utvalget og når Japan og USA er ekskludert fra utvalget. For å sjekke om resultatene vil endres ved ulike estimeringsteknikker, estimeres modellen med tre forskjellige metoder; minste kvadratsmetode, tilfeldig effektmetode og instrumentvariabelestimering.

Resultatene av arbeidet viser at distanse har en negativ og statistisk signifikant effekt på handel. Denne effekten er stabil under samtlige estimeringsmetoder som benyttes i analysen. I tillegg er avstandseffekten sterkere når det er kun europeiske land i utvalget.

Virkningen av variasjon i den reelle valutakursen på handel er derimot noe varierende. Koeffisienten endres ved ulike estimeringsmetoder; effekten er negativ og statistisk signifikant ved minste kvadratsmetode, men når modellen estimeres med tilfeldig effektmetode, blir effekten positiv.

Oppgaven er disponert på følgende måte:

I kapittel 2 presenteres den grunnleggende gravitasjonsmodellen og utvidelser av denne.

Deretter vises det til et utvalg av undersøkelser som er knyttet til emnet for oppgaven.

Kapittel 3 tar for seg ulike datakilder som benyttes i analysen. I kapittel 4 gjør jeg rede for

hvordan datasettet ble konstruert og hvordan variablene ble operasjonalisert. Kapittel 5

presenterer kort forutsetningene for de teknikkene som benyttes i modellestimeringen, mens

kapittel 6 redegjør for estimeringsutfordringene jeg støtte på når jeg skulle estimere modellen i STATA. Kapittel 7 viser estimeringsresultatene.

I kapittel 8 inkluderer jeg et nytt datasett for å sjekke om resultatene fra kapittel 7 endres når flere og mer ulike land inkluderes i utvalget.

Kapittel 9 inneholder en kort avslutning.

Kapittel 2 Litteraturgjennomgang

Innledningsvis ble det nevnt at fokuset i denne oppgaven er rettet mot hvordan usikkerhet i valutakurs påvirker bilateral handel. Handelen mellom to land kan påvirkes av mange forskjellige faktorer, som BNP, geografisk distanse, kulturelle likheter og forskjeller osv. Alle disse faktorene må derfor kontrolleres om det skal være mulig å si noe om effekten av usikkerheten i valutakursen.

Det er skrevet og forsket mye på temaet som jeg tar for meg. Standardtilnærmingen på området er at litteraturen benytter en revidert versjon av gravitasjonsmodellen.

Jeg vil derfor begynne dette kapitlet med en gjennomgang av noe av litteraturen som finnes om gravitasjonsmodellen.

Underkapittel 2.1. gir en kort presentasjon av en standard gravitasjonsmodell. Underkapitlene 2.1.2. og 2.1.3. tar for seg to artikler der anvendelsen av den enkle gravitasjonsmodellen er noe problematisert. Kapitlet avsluttes med en presentasjon av nyere gravitasjonsmodeller, der det gjøres rede for modellens mulige estimeringsproblemer.

Siden en av de mest omtalte variablene i gravitasjonsmodellen er avstand, vil jeg i underkapittel 2.2. utdype handelskostnadene som knyttes til avstand og grenser. Videre presenterer jeg en modell som snur tankegangen på hodet: økt avstand kan nemlig også føre til mer handel. Geografisk distanse påvirker handel, men denne har også virkning på variasjonen i den reelle valutakursen.

I underkapittel 2.3. ser jeg på variasjonen i valutakurs og hvilken effekt den har på handel. 2.3.2. gir en kort presentasjon av virkningene ved fast- versus flytende valutakurs. I 2.3.2. presenterer jeg de funn Rose (2000) har gjort når det gjelder variasjon i valutakurs. Neste underkapittel presenterer litt av den historiske utviklingen i valutakursvolatilitet samt resultater når modeller estimeres på aggregert og disaggregert nivå. Avslutningsvis, i 2.3.5. ser jeg på alternative metoder som kan brukes for å estimere effekter av valutakursusikkerhet på handel.

2.1. Gravitasjonsmodellen

2.1.1. Grunnleggende modell

I enkleste form sier gravitasjonsmodellen at handelsvolum mellom to land bestemmes av BNP-nivå og avstand mellom landene (Head (2003)).

Flere har forsøkt å utlede en formell gravitasjonsmodell. Blant de mest kjente er arbeidet til Anderson (1979). Han presenterte et teoretisk grunnlag for gravitasjonsmodellen basert på en konstant substitusjonselastisitetens preferanser (CES). Målet med dette arbeidet var å legge frem en teoretisk forklaring på gravitasjonsligningen som brukes for varer. Modellen antar at det er identiske homotetiske preferanser på tvers av ulike regioner. Produkter er differensiert etter opprinnelsessted og andelen av nasjonalt forbruk på goder (åpenhet til handel) er en stabil funksjon av inntekt og populasjon. Andelen av utgifter for hver godekategori på tvers av regioner, er en funksjon av variabler for transittkostnader.

Andelen omsettelige goder av det totale forbrukssystemet varierer i ulike land. Det er enighet om at inntekt og populasjon forklarer slike andeler av tverrsnittsdata på en god måte. Typiske estimater finner at inntektselastisiteter ikke er signifikant forskjellige fra 1, mens populasjonselastisiteter er rundt -0,4.

I følge Anderson (1997) kan inntekt per innbygger sees på som en eksogen etterspørselsfaktor: høyere inntekt per innbygger fører til økt etterspørsel. Populasjon (landstørrelse) kan derimot sees på som en faktor fra tilbudssiden: flere innbyggere i et land betyr flere produserte varer, mens store land som regel assosieres med mye ressurser. Handelsandelene vil derfor øke med høyere inntekt per innbygger og reduseres med landstørrelse.

Anderson (1997) sier videre at avstand mellom land sees på som en barriere for handel, men at denne alene ikke kan gi oss et nøyaktig bilde; det må sees i sammenheng med andre land. Forfatteren utvikler en modell der han viser at handelsstrømmen fra i til j avhenger av avstand fra i til j , relativt til handelsvektet gjennomsnitt av avstand fra i til alle andre destinasjoner. Denne effekten kan være liten for en gruppe land, for eksempel Europa: når man endrer utgangspunktet, i , vil dette medføre større avstand til noen land og kortere til andre, men med potensielt lav endring i vektet gjennomsnitt. Når det er kontrollert for størrelse, er altså handel mellom to regioner avtakende i deres bilaterale handelsbarrierer, relativt til gjennomsnittlig

barriere med alle deres partnere. Jo større motstand til handel med alle andre områder en region har, jo mer presses den til å handle med en gitt bilateral partner.

Head (2003) presenterer gravitasjonsmodellen på følgende måte:

$$F_{ij} = R_j \frac{M_i^\alpha M_j^\beta}{D_{i,j}^\theta} \quad (2.1.)$$

F_{ij} er strømmen fra opphav i til destinasjon j . Alternativt kan \tilde{F}_{ij} presentere total handel mellom i og j som summen av handelsstrømmer i begge retninger: $\tilde{F}_{ij} = F_{ij} + F_{ji}$.

M_i og M_j er de relevante økonomiske størrelsene (som regel BNP eller BNP per innbygger) og D_{ij} er avstand mellom to lokasjoner. α , β og θ er ukjente parametere som skal estimeres.

Forklaringen er at store økonomier vanligvis bruker betydelige beløp til å importere varer fordi de har store inntekter. Disse landene pleier også å tiltrekke seg store andeler av andre lands forbruk fordi de produserer et vidt utvalg av ulike varer. Handel mellom to land øker jo mer inntekt de har.

Gravitasjonslikningen kan altså sees på som en slags presentasjon for tilbud og etterspørsel. Om M_i er opphavsland, kan M_i vise den totale mengden en er villig til å tilby alle kunder. Samtidig kan M_j vise til den totale mengden varer som j etterspør. Avstand sees på som transaksjonskostnader, noe som virker dempende på handel.

Parameter R_j i likning (2.1.) er remotness- indeks for region j som reflekterer den relative distansen mellom region j og alle handelspartnere, andre enn i .¹

På grunn av den multiplikative formen til gravitasjonslikningen, er det vanlig å uttrykke likning (2.1.) på logaritmisk form og få en lineær sammenheng mellom logaritmen av handelsstrømmer og logaritmer av BNP- nivåer og avstand:

$$\ln F_{ij} = \alpha \ln M_i + \beta \ln M_j - \theta \ln D_{ij} + \rho \ln R_j + \varepsilon_{ij} \quad (2.2.)$$

Denne ligningen fungerer bra empirisk og kan estimeres med minste kvadrats- metode (Head(2003)).

¹ For mer diskusjon om remotness se Yver (2007)

2.1.2. McCallum (1995)

I artikkelen "National Borders Matter: Canada-U.S. Regional Trade Patterns", presenteres et case studie for virkningen av grensen mellom Canada og USA for regionale handelsmønstre. Canada og USA er av spesiell interesse fordi de to landene er svært like når det gjelder kultur, språk og institusjoner. Dersom nasjonalgrensen mellom de to naboene påvirker handelen i stor grad, kan det tenkes at grenseeffekten blir vesentlig viktigere for mindre liknende land.

Metodologien er veldig enkel og avledes fra tidligere studier der det brukes en gravitasjonsmodell: handel mellom to land er en funksjon av BNP-nivået i hver nasjon, avstanden mellom landene og som regel andre dummyvariabler. I denne undersøkelsen benyttes data for samtlige 10 provinser i Canada og 30 stater i USA. Disse utgjorde 90 % av handelen mellom de to landene i 1988. Dataen består av import og eksport for hvert provinspar og eksport og import mellom hver av de ti provinsene og hver av de 30 statene. Forfatteren nevner at det ikke finnes informasjon om handel mellom de ulike statene i USA for 1988. Derfor ser han kun på handel innenfor Canada og handel mellom Canada og USA. Totalt gir dette 690 observasjoner. I syv av tilfellene har det imidlertid ikke vært registrert noen handel, noe som fører til at datasettet inkluderer 683 ikke-nullverdi observasjoner. Den enkleste versjonen for modellen skrives på følgende måte:

$$x_{ij} = a + by_i + cy_j + dist_{ij} + eDUMMY_{ij} + u_{ij} \quad (2.3.)$$

x_{ij} er logaritmen av et vareparti fra region i til region j , y_i og y_j er logaritmer av BNP i regioner i og j , $dist_{ij}$ er logaritmen til avstand mellom i og j , $DUMMY_{ij}$ er en dummyvariabel som er lik 1 for interprovinshandel og 0 for handel mellom provins og stater; u_{ij} er et feilledd.

McCallum mener at denne enkle modellen har stor forklaringskraft; elastisiteter til eksport med hensyn på BNP er 1,2; for import er koeffisienten 1,1; og avstand er estimert til å være -1,4. Verdien for dummyvariabelen er 3,09 og det betyr at alt annet likt, er handelen mellom to provinser mer enn 20 ganger større enn handelen mellom provinser og stater ($exp(3,09)=22$).

Forfatteren utfører en rekke sensitivitetstester; blant annet legger han til minimale handelsstrømmer for de tilfellene der handelsverdiene er null, inkluderer variablene for distanse og distanse kvadrert på nivåform og bruker populasjon som et instrument for BNP. Men samtlige utprøvinger gir robuste modellestimater.

I 1988 inngikk Canada og USA en fri handelsavtale (FTA). Det er derfor mulig at grenseeffekten mellom disse to landene etter hvert vil forsvinne. For å finne ut av dette, ser McCallum på mer langsiktige trender; han ser dermed på internasjonal handel mellom Canada og USA for en seksårs periode etter at avtalen var inngått.

Resultatene viste at effektene av kontinental frihandel er relativt små. På den ene siden kan dette skyldes stadig økende handel som følge av reduserte tariffier opp gjennom årene. Virkningene av den frie handelsavtalen kan da være beskjeden på grunn av allerede lave tariffier som ikke kan reduseres mye før de blir null. På den annen side, har handelen hatt en generell økende trend som også kunne vært tilfelle uten FTA.

Forfatteren konkluderer med at den relativt uskyldige grensen mellom Canada og USA fortsatt har avgjørende effekt i forhold til handelsmønstrene, noe som tyder på at nasjonale grenser fremdeles spiller en viktig rolle når det gjelder handel.

2.1.3. Anderson & Wincoop (2003)

Anderson & Wincoop begynner arbeidet "Gravity With Gravitas: A Solution To The Border Puzzle" med å kritisere modellen til McCallum (1995) og løse hans berømte "puzzle" om at handel mellom kanadiske provinser er av en faktor på 22 (2200 %).²

Kritikken har to viktige poeng: Det spektakulære tallet er et resultat av en kombinasjon mellom utelatte variabelskjevheter og at det ikke er tatt hensyn til at den kanadiske økonomien er liten.

Anderson & Wincoop sjekker resultatene til McCallum ved å estimere likningen (2.3.) også fra USA sitt perspektiv. Forfattere bruker data fra 1993, fordi de også har informasjon om handel mellom de ulike statene. Dummyvariabelen for interstatlig handel får verdien 1 for handel innenfor stater og 0 for handel mellom stater og provinser. Videre slår de sammen dataene, og i dette tilfellet har de to dummyvariabler; 1 for interprovinsiell handel og 0 ellers, samt 1 for interstatlig handel og 0 ellers.

I denne modellen bekrefter forfatterne den store grenseeffekten for Canada. De finner ut at handel mellom provinsene er 16,4 ganger større enn handel mellom stater og provinser når det kontrolleres for avstand og størrelser. Dette er bare litt lavere enn effekten McCallum fant basert på data fra 1988. De ser også at grensekoeffisienten for USA er mye lavere: Handel

² Jfr. Kapittel 2.1.2.

mellom statene er bare 1,5 ganger større enn handel mellom stater og provinser. Videre i arbeidet viser de at disse forskjellene er i samsvar med teorien når man tar hensyn til landenes størrelser. De viser også at disse grenseeffektene likner veldig på hverandre når dataene slås sammen (15,7 for Canada og 1,49 for USA).

Til slutt inkluderer Anderson & Wincoop en ny variabel, nemlig remoteness, i likningen til McCallum (likning 2.3.). De finner imidlertid ut at grensekoeffisientene endres lite når remoteness- indeksene for begge regioner inkluderes; 15,36 for Canada og 1,38 for USA.

På tross av den empiriske anerkjennelsen som gravitasjonsmodellen har, påstår Anderson & Wincoop at den likevel ikke har et teoretisk fundament. De argumenterer med at den vanligvis brukte remoteness- variabelen, ikke fanger opp andre faktorer som kan hindre handel; estimeringen preges av utelatte variabelskjevheter.

For å utlede gravitasjonsmodellen, dekomponerer forfatterne handelsmotstanden i tre komponenter: den bilaterale handelsbarrieren mellom region i og j , samt i 's- og j 's motstand til handel med alle regioner.

Modellantakelsene sier at alle goder er differensierte ved opprinnelsesstedet. Hver region spesialisere seg videre i produksjon av kun ett gode, og tilbudet til hvert gode er fast. De antar også identiske, homotetiske preferanser med tilnærmet CES nyttefunksjon.

Prisene varierer mellom ulike steder på grunn av handels- og transportkostnadene. Om p_i er eksportørens tilbudspris, og t_{ij} er handelskostnadsfaktor mellom i og j , kan prisen fra i til j uttrykkes som $p_{ij} = p_i t_{ij}$. Anderson & Wincoop antar at handelskostnader, som inkluderer transport-, informasjons-, planleggings- og ulike reguleringskostnader, bæres av eksportøren. For hvert gode som er fraktet fra i til j , får eksportøren kostnader som er lik $(t_{ij} - 1)$ av land i 's goder. Om c_{ij} er konsumet i region j fra region i , er den nominelle verdien av eksporten fra i til j (j 's betaling til i) dermed $x_{ij} = p_{ij} c_{ij}$. Verdien til produksjonen på det opprinnelige stedet er $p_i c_{ij}$ og handelskostnadene er $(t_{ij} - 1) p_i c_{ij}$, som eksportøren videregirer til importøren.

Den totale inntekten til region i er derfor $y_i = \sum_j x_{ij}$.³

³ Modellen er essensielt den samme som "Iceberg melting" i økonomisk geografilitteratur, hvor en andel $(t_{ij} - 1)$ av goder som er fraktet, blir mistet i transporten.

Videre definerer forfatterne verdens nominelle inntekt som $y^W \equiv \sum_j y_j$ og inntektsandeler som $\theta_j \equiv y_j / y^W$. Antar symmetriske handelsbarrierer: $t_{ij} = t_{ji}$.

Gravitasjonslikningen deres utledes til:

$$x_{ij} = \frac{y_i y_j}{y^W} \left(\frac{t_{ij}}{P_i P_j} \right)^{1-\sigma} \quad (2.4.)$$

Anderson & Wincoop refererer til landspesifikke prisindekser P_i og P_j som multilaterale motstandsvariabler og t_{ij} som bilateral motstand. Leddet $(t_{ij}/P_i P_j)$ kan i så fall sees på som den relative handelsmotstanden.⁴

Likning (2.4.) sier dermed at bilateral handel mellom land i og j (x_{ij}), avhenger av den spesifikke bilaterale handelsbarrieren t_{ij} , dividert på produktet av deres multilaterale motstandstermer, $(\frac{t_{ij}}{P_i P_j})^{1-\sigma}$; en oppgang i handelsbarrierer med alle handelspartnere vil øke indeksen. σ er substitusjonselastisiteten mellom omsettelige goder.

Ifølge Anderson & Wincoop forteller gravitasjonslikningen oss at bilateral handel, når man kontrollerer for landstørrelse, avhenger av bilaterale handelsbarrierer mellom i og j , relativt til produktet av deres multilaterale motstandsindekser. Høyere multilateral motstand av importøren j øker altså handelen med i . Høyere handelsbarrierer for eksportøren vil redusere etterspørselen etter hans goder og dermed tilbudsprisen, p_i . For en gitt bilateral barriere mellom i og j , øker dette handelsnivået mellom dem; handelen avhenger av bilaterale barrierer mellom to land, relativt til gjennomsnittlig handelsbarriere som begge får mot sine handelspartnere. Om man følger resonnetet, bør eksempelvis bilateral handel mellom Australia og New Zealand være relativt høy. Dette fordi begge land har forholdsvis høy multilateral motstand (på grunn av deres geografisk fjerne beliggenhet) med hensyn til resten av verden.

I Anderson & Wincoop's flerlandsmodell inngår totalt 22 land⁵. Forfatterne har med 61 regioner: 30 stater, USA, 10 provinser i Canada og 20 andre land. De antar at grensebarrierene kan være forskjellige for USA og Canada, USA og RAV (resten av verden), samt Canada og RAV.

⁴ Den multilaterale motstand er imidlertid ikke observerbar. Forfatterne foreslår derfor å erstatte multilaterale motstands- termer med eksportørens og importørens faste effekter. Denne tilnærmingen ser ut til å fungere bra empirisk.

⁵ Disse landene er: USA, Canada, Australia, Japan, New Zealand, Østerrike, Belgia-Luxembourg, Danmark, Finland, Tyskland, Hellas, Nederland, Norge, Portugal, Spania, Sverige, Sveits og Storbritannia.

Forfatterne bruker modellen for å teste tre implikasjoner. Den første er at handelsbarrierer reduserer størrelsesjustert handel mellom store land mer enn mellom små land. Den andre implikasjonen sier at handelsbarrierer øker størrelsesjustert handel innenfor små land mer enn store land. Den siste går ut på at handelsbarrierer øker forholdet til størrelsesjustert handel innenfor eksempelvis Canada relativt til størrelsesjustert handel mellom USA og Canada mer, jo mindre Canada er, og jo større USA er.

Forfatterne viser at resultatene til McCallum endres drastisk når variabelen for multilateral motstand inkluderes: grensen mellom USA og Canada reduserer handelen med bare 44 %, sammenlignet med McCallums funn om 2200 %. Et stort land blir ikke særlig påvirket av multilateral motstand, fordi økningen i handelsbarrierene ikke påvirker handel i landet. For små land er handel derimot viktigere og effekten av multilateral motstand derfor større. Dette impliserer at handel mellom store land reduseres mer enn handel mellom små land. Anderson & Wincoop finner at handel i RAV reduseres med 29 %, noe som er mindre enn mellom Canada og USA, til tross for at grensebarrieren mellom Canada og USA er lavere. Dette skyldes at effekten er større jo større landene er. For de samme handelsbarrierene, hadde handelen mellom USA og Canada blitt mindre redusert dersom USA hadde vært et mindre land.

Forfatterne konkluderer med at grenser reduserer bilateralt handelsnivå og at effekten er mye større for små land. Utelating av multilateral motstandsvariabel fører til at grenseeffekten blir overestimert.

2.1.4. Nyere gravitasjonsmodeller

2.1.4.1. Null- handelsverdier

Gravitasjonsmodellen ble etter hvert brukt til å estimere virkningene av andre variabler. Den modifiserte gravitasjonsmodellen, i tillegg til de viktigste variablene BNP og avstand, inkluderer ofte mange andre forklaringsvariabler, som landarealer, kulturelle likheter, geografisk posisjon, historiske ledd, foretrukke handelsavtaler, osv. som også tenkes å kunne påvirke handelen mellom to land. Modellen er mye brukt for blant annet å forklare virkninger av felles valutaunioner på handel, og virkninger av variasjonen i valutakurs på handel.

I litteraturen estimeres modellen som regel med vanlig Minste Kvadrats Metode (MKM), på en multiplikativ logaritmisk form. Men den vanlige estimeringsmetoden av gravitasjonsmodellen er også blitt utsatt for en del kritikk.

Silva & Tenreyro (2004) retter kritikken mot estimeringen på den multiplikative formen og argumenterer for at estimeringen med MKM gir skjeve estimater. Et av problemene som forfatterne knytter til estimeringen av gravitasjonsmodellen er at det finnes noen land, som ikke har handlet med hverandre i en eller annen periode. Slike nullverdier for handelsstrøm, som inngår i datautvalget, skaper problemer for økonometrisk estimering. Litteraturen om gravitasjon forutsetter et log- lineært forhold mellom handelsstrøm og andre forklaringsvariabler og nullhandelsverdier blir dermed eliminert fra datasettet.

Den empiriske litteraturen har behandlet nullverdier i gravitasjonsligninger på forskjellige måter. Den mest vanlige måten har imidlertid vært å ekskludere par som ikke handler med hverandre (se Frankel (1997) for diskusjon). Denne framgangsmåten ble etterfulgt av Rose (2000), Frankel & Rose (2001) og en del andre påfølgende studier.

2.1.4.2. Silva & Tenreyro (2004)

I artikkelen ”The Log Of Gravity” utvikler forfatterne en modell der de bruker Poisson estimeringen.

Selv om økonomer lenge har visst om Jensens ulikhet, har mange økonomiske modeller sett vekk fra en viktig implikasjon av denne: ved heteroskedastisitet fører parametrene av log-lineariserte modeller, estimert med MKM, til skjeve estimater for de virkelige elastisitetene. Jensens ulikheter impliserer at $E(\ln y) \neq \ln E(y)$, altså at den forventede verdien til logaritmen av en tilfeldig variabel ikke er lik logaritmen av dens forventede verdi. En viktig implikasjon av Jensens ulikhet er at standardpraksis ved å tolke parametrene av log- lineariserte modeller estimert ved MKM, kan være høyt misledende dersom heteroskedastisitet er til stede.

Forfatterne argumenterer for at gravitasjonsmodellen, og mer generelt konstantelastisitetsmodeller, bør estimeres på en multiplikativ form. Dette vises gjennom en pseudo-maksimum likelihood (PML) estimeringsteknikk. I tillegg til å være konsistent ved heteroskedastisitet, sørger metoden også for en naturlig vei å takle nullverdier til den avhengige variabelen.

Gravitasjonsmodellen på stokastisk form, presenteres på følgende måte:

$$T_{ij} = \alpha_0 Y_i^{\alpha_1} Y_j^{\alpha_2} D_{ij}^{\alpha_3} \eta_{ij} \quad (2.5.)$$

Der α_0 , α_1 , α_2 , og α_3 , er ukjente parametere og η_{ij} er feilledet som antas å være statistisk uavhengig av forklaringsvariabler.

Det er en lang tradisjon i litteraturen å ta logaritmer av denne ligningen og estimere parametrene med MKM. Ligningen på logaritmisk form ser da slik ut:

$$\ln(T_{ij}) = \ln(\alpha_0) + \alpha_1 \ln(Y_i) + \alpha_2 \ln(Y_j) + \alpha_3 \ln(D_{ij}) + \ln(\eta_{ij})$$

Gyldigheten av denne prosedyren avhenger kritisk av antakelsen om η_{ij} og dermed også av $\ln(\eta_{ij})$. Forventet verdi av logaritmen til en tilfeldig variabel avhenger både av dens gjennomsnitt og av fordelingen til høyere ordensmomenter. For eksempel hvis variansen til feilledet η_{ij} i ligning (2.5.) avhenger av Y_i , Y_j , eller D_{ij} , vil den forventede verdien av $\ln(\eta_{ij})$ også avhenge av regressorer og bryte betingelsen for MKM konsistens.

Datasettet som benyttes her er et tvernnitt av 136 land i 1990 og består dermed av 18360 (136*135 landpar) observasjoner av bilaterale eksportstrømmer. Den avhengige variabelen er logaritmen til eksport fra land i til land j .

Estimering ved MKM der den avhengige variabelen er logaritmen av eksportverdier, reduserer datasettet til 9613 landpar, eller 52 % av det opprinnelige utvalget (dette fordi at null-handelsverdier blir droppet av utvalget). Videre rapporteres MKM estimering, der man bruker $\ln(T_{ij}+1)$ som den avhengige variabelen for å løse problemet med null-handelsverdier, Tobit estimeringsresultater og NLS (Non-linear Least Squares) estimeringsresultater. De bruker også PPML (Poisson pseudo-maksimum likelihood) metode for to utvalg: det ene hvor det kun er positive handelsverdier, og den andre med hele utvalget inkludert null handelsverdier.

Resultatene viser at Poisson-estimatene for de estimerte BNP-elasticitetene kun er litt over 0,7, mens MKM genererer mye høyere estimater. Rollen til den geografiske avstanden, som virker dempende på handel, er signifikant større under MKM; den estimerte elasticitet er -1,17, mens Poisson estimat er -0,78. Lavere estimerte verdier tyder på at transportkostnader spiller en mindre rolle i handelsmønsteret. Videre indikerer Poisson-estimeringen at når det er kontrollert for bilateral avstand, påvirker ikke felles grense handelsstrømmer, mens MKM derimot genererer en reell effekt; den predikerer at handel mellom to tilgrensende land er 37 % større enn handel mellom to land som ikke grenser til hverandre.

Tilgang til sjøen ser ut til å være viktig for handelsstrømmer ifølge Poisson-regresjoner; negative koeffisientene for landlåst dummyvariabel kan tolkes som en indikasjon på at sjøtransport er signifikant billigere. I motsetning, viser MKM-resultater at tilgang til sjøen for eksporterende land, ikke har noe å si for handelsstrømmer, mens importører uten tilgang til sjø opplever lavere handel.

Når det gjelder handelsavtaler, er det slik at MKM-estimatene viser at bilateral handel i slike tilfeller øker med 63 %, mens Poisson-estimatene viser en effekt som er under 20 %.

PPML-estimatene gir imidlertid liknende estimater når man både bruker hele utvalget og når man kun har positive handelsverdier i utvalget. De fleste estimatene er imidlertid forskjellige fra dem man får når man estimerer med MKM. De varierende resultatene ved MKM og PPML når man kun bruker positive handelsverdier, kan tyde på at det finnes et heteroskedastisitetsproblem.

Videre gir MKM med $\ln(T_{ij}+1)$ og Tobit-modellen liknende koeffisienter. På samme måte som MKM, gir disse store estimatene for bilateral handelsselastisitet med hensyn til avstand.

2.2. Handelskostnader i gravitasjonsmodellen

Som presentert i forrige kapittel, spiller avstand og grenser en viktig rolle for handelsmønstre. Jeg vil derfor se på virkninger av kostnader som relateres til grense og avstand i gravitasjonsmodellens rammeverk.

2.2.1. Grensekostnader

Anderson & Wincoop (2001) ser blant annet på hvordan grensebarrierer påvirker handel og velferd i et enkelt gravitasjonsrammeverk. Forfatterne deler inn kostnadene i to hovedgrupper: grensekostnader og ikke-grensekostnader.

Grensekostnader er utgifter som skyldes ulike tollutgifter. Anderson & Wincoop argumenterer med at høyere kostnader, grunnet toll for importerte goder, fører til en økning i tariffinntektene, som igjen blir relatert til befolkningen.

Ikke-grensekostnader er stort sett naturlige handelskostnader som følge av avstand og geografiske ulikheter. De fleste grensebarrierer kommer fra faktorer som ikke genererer avgifter: Forskjellige språk, kultur, skikker og reguleringer påvirker handelsbarrierer, som er spesifikke for grenser. Slike kostnader har med reelle ressurser å gjøre; å samle informasjon om utenlandske reguleringer, ansette folk som kjenner utenlandske lover, lære nytt språk og

justere produktdesign for å gjøre produktene i samsvar med utenlandske tradisjoner og reguleringer.

Disse kostnadene har imidlertid større implikasjoner for velferd enn tariffen og kvoter.

Til tross for at grenser fører til mindre handel mellom land, sammenlignet med innenlandsk handel,⁶ har grenser en positiv effekt i gravitasjonsmodellen. Dette fordi felles grense betyr mindre avstand mellom land.

2.2.2. Kostnader som følge av avstand

Som nevnt i 2.1.1., sees stor avstand mellom to land på som handelshindrende: økt avstand impliserer økte handelskostnader

I 1952 presenterte Samuelson en modell der kostnadene som følge av distanse illustreres i form av "isfjell"- transportkostnads funksjonen. Modellen sier at en del av en vare som er transportert, blir konsumert av selve transporten; altså mister gode noe av sin verdi ved transport. Krugman har videreutviklet modellen for å også inkludere avstand. Bruk av "isfjells" transportkostnads formulering er en standard tilnærming i de fleste økonomisk-geografimodeller (McCann (2005)).

I gravitasjonsmodeller beregnes avstand som regel etter en såkalt "great circle" formel. Denne tar hensyn til bredde- og lengdegrader mellom de aktuelle geografiske beliggenheter.

Head (2003) presenterer en formel for å beregne avstand (i mil):

$$D_{ij} = 3962,6 \arccos ([\sin (Y_i) * \sin (Y_j)] + [\cos (Y_i) * \cos (Y_j) * \cos (X_i - X_j)]) \quad (2.6.)$$

X er lengdegrader multiplisert med 57,3 for å konvertere den til radian, og Y er breddegrader multiplisert med -57,3.

Forfatteren legger imidlertid merke til at selv for luftveier, trolig underestimerer "great circle" den egentlige distanse, da dette ikke tar med i betraktning at de fleste flygninger unngår Nordpolen. Når det gjelder maritim transport, tar ikke målingen hensyn til indirekte ruter som følge av land- og isbarrierer.

⁶ Jfr. 2.1.2.

Head (2003) argumenterer med at avstand spiller en betydelig rolle for handelsstrømmene. I tillegg til transportkostnadene, medfører avstand også andre typer kostnader.

For det første, legger forfatteren merke til at det tar tid å transportere varer. Jo lengre avstand, jo mer risikofylt er handelen, varer kan bli utsatt for transportulykker, og ferske varer er gjerne avhengig av å komme raskt fram.

Som neste punkt nevnes synkroniseringskostnader: Når fabrikker kombinerer ulike innsatsfaktorer fra forskjellige steder, er det viktig at varene kommer tidsnok fram. Fabrikken kunne alternativt oppbevare varene i lagre, men det knyttes kostnader til dette også. Import av innstatsfaktorene fra de nærmeste produsenter fører dermed til lavere synkroniseringskostnader.

Handel utenlands medfører også kommunikasjonskostnader. Dette innebærer kostnader for språk, men også reisen til det aktuelle landet bedriften handler med. Selv om mye kan ordnes ved hjelp av teknologi (internett, telefoni), er det også stor sannsynlighet for økt reisevirksomhet og jo nærmere handelspartneren er, jo mindre kostnader.

I tillegg kan det nevnes transaksjonskostnader. Avstand vil naturligvis føre til kostnader når det gjelder å knytte til seg kontakter, handelsmuligheter og overvåking. Det kan også tenkes at man har mer informasjon om nabolandet enn et fjernt land, noe som gir mer sikkerhet.

2.2.3. Melitz (2006)

I den vanlige gravitasjonsmodellen, reflekterer avstand kostnader som hindrer bilateral handel. Men i artikkelen “North, South and Distance in the Gravity Model” argumenterer Melitz med at avstanden fra nord til sør er en faktor som kan føre til profitabel handel.

Den negative effekten av avstand på handel er intuitiv og reflekterer transportkostnader, men større avstand mellom nord og sør fører også til klimaendringer som igjen kan gi muligheter for profitabel handel. Breddegrad i et land påvirker lengden på dagene, sol, temperaturen og årstiden, og dette påvirker ikke bare plante- og dyrelivet, men også optimale produksjonsteknikker. Større avstand mellom nord og sør bør derfor øke handelen, selv når vi tar hensyn til distanse og dermed transportkostnader. Hvis vi derimot ikke kontrollerer forskjellige breddegrader, vil virkningen ved bilateral handel på distanse kunne gå i begge retninger: transportkostnader kan føre til redusert handel, mens forskjeller i produksjonsmulighetene kan øke handelen.

Datasettet som Melitz benytter seg av er hentet fra Frankel og Rose (2002) og dekker seks separate år i femårs intervaller som begynner i 1970 og slutter i 1995. Datasettet har ikke nullhandelsverdier⁷ og inneholder omtrent 31000 observasjoner for 157 land.

Forfatteren ser på to modeller der breddegrader i første omgang ikke er med, men som deretter er inkludert i regresjonsligningen.

$$\log T_{ij} = 1,06 \log Y_i Y_j - 1,25 \log D + 0,44 \text{Border} + 0,95 \text{Lang} + 0,91 \text{CU} + 0,62 \text{ComC} + 0,32 \text{FTA} + 1,61 \text{Excol} + 0,58 \text{Comcol} \quad (2.7.)$$

Lang står for felles språk, *CU*- for valuta union, *ComC* – for samme land, *FTA* – for fri handelsavtale, *Excol* – for ekskolonielle forhold og *Comcol* er felles tidligere koloniser.

$$\log T_{ij} = 1,06 \log Y_i Y_j - 1,38 \log D + 0,19 \log \text{No} - \text{So} + 0,53 \text{Border} + 0,9 \text{Lang} + 0,92 \text{CU} + 0,67 \text{ComC} + 0,37 \text{FTA} + 1,56 \text{Excol} + 0,64 \text{Comcol} \quad (2.8.)$$

Ut fra likningen ser man at differansen mellom nord og sør påvirker handelen positivt, med en koeffisientverdi på 0,19. Når man inkluderer variabelen *No-So*, går den negative virkningen av avstand også opp (-1,25 før og -1,38 nå). Årsaken er at tidligere estimater for virkningen på avstand er som et utfall av to motsatte krefter, der en av de jobber mot positivt fortegn. Derfor bør den negative effekten være lavere. Virkningen av felles grense kommer også klarere ut i (2.9.). Dette er også logisk: med en gang rolle til avstand er bedre estimert, så er rollen av felles grense det også.

Videre estimerer Melitz effekten av remoteness og indre avstander. Begge disse variablene øker multilateral handelsmotstand og trekker derfor mot hjemlandets handel. Fjerne land har flere gode alternativer til å handle hjemme enn land som har mange nære naboer, fordi utlandet er så langt borte. Altså, store land er mindre åpne.

Resultatene for remoteness og indre avstander viser at indre avstand har en signifikant undertrykkende virkning på utenlandsk handel, mens remoteness har en noe mindre effekt. Melitz ser også at remoteness ikke påvirker handelen for ca 20 av de minste remoteness

⁷ Handelsdata defineres som gjennomsnittet av import og eksport (nominell import pluss eksport i dollar deflatert med USAs BNP-prisindeks og dividert på to).

landene, hovedsaklig i Europa. Selv utenfor disse landene, reduserer remoteness handelen i snitt med ca 2 % hvor indre avstand derimot reduserer handel cirka 10 ganger mer. Land i Oceania og Stillehavet er derimot de som er mest fjerne.

Videre tester Melitz og får støtte til blant annet en hypotese hvor han antar at alle europeiske land bortsett fra Island, Kypros og Malta (24 land totalt) ikke påvirkes av remoteness, mens andre land utenfor Europa gjør det. Han finner også ut at store land har en tendens til å handle mye mindre med utlandet enn små land, selv etter å ha kontrollert for mange andre faktorer. Felles grense viser derimot viser at handel med de nærmeste landene favoriseres.

2.3. Virkninger av valutakurs på handel

2.3.1. Fast versus flytende valutakurs

Teorien sier at det ved forstyrrelser i varemarkedet er flytende kurs som fungerer best, mens fast kurs fungerer best ved forstyrrelser i pengemarkedet.

Konsekvenser ved faste versus flytende valutakurser er svært omdiskutert. De som er for faste valutakurser argumenterer for at det har vært betydelig variasjon i valutakurser og avvik fra likevektsverdier etter innføringen av flytende valutakurser. Tilhengere mener også at variasjonen i valutakurs vil følgelig føre til mindre handel mellom land. De som er for flytende valutakurs mener blant annet at valutakursfleksibilitet forenkler justeringer for betalingsbalanser som respons av ulike eksterne sjokk. Dermed reduseres behovet for å øke beskyttende tariffbarrierer eller pålegge kapitalkontroll for å oppnå likevekt (Côté (1994)). Valutakursvolatilitet påvirker handel både direkte gjennom usikkerhet og justeringskostnader, og indirekte gjennom effekter på produksjon, investeringer og myndighetenes politikk. Côté (1994) presenterer en oversikt over litteraturen om valutakursvolatilitet på handel. Hun presenterer både den underliggende teorien for emnet og resultater av empiriske studier som har vært publisert siden 1988. Ut fra de presenterte resultatene, kan det konkluderes med at virkningene av valutakursvolatilitet på handel er motstridende.

Baccheta & Wincoop (2000) utvikler en enkel generell likevektsmodell for å studere effekten av valutakurs system på handel og velferd. Et viktig særpreg med modellen er avviket fra kjøpekraftsparitet, som følge av rigid prissetting i konsumentens valuta. Forfatterne utvikler en to-lands, en-periode modell der pengene introduseres gjennom en enkel "cash – in advance" begrensning, ingen kapitalakkumulering, og kun monetære sjokk.

Forfatterne ser på valutakursvolatilitet og vil finne det optimale valutakursregimet.

Resultatene viser at fast valutakurs fører ikke nødvendigvis til mer handel. I den enkle modellen med kun monetære sjokk, finner Bachetta & Wincoop ut at handelsnivået er det samme under flytende som under fast valutakurssystem når preferansene er separable i konsum og fritid. Både handel og velferd kan være høy under begge valutakurssystemene. Forfatterne finner ikke noe entydig forhold mellom handelsnivå og velferd på tvers av valutakurssystemene: Mer handel innebærer ikke nødvendigvis et høyere velferdsnivå. Bachetta & Wincoop viser flere eksempler der handelen er høyere under et system, mens velferden er høyere under et annet.

Engel & Rogers (2000) viser også at begge valutakurssystemer har sine ulemper. Ved flytende valutakurs er forventet nytte avtakende på grunn av ineffektivitet ved prissettingen. Ved fast valutakurs holder derimot loven om ens pris, fordi risiko om valutakursusikkerhet elimineres. Fast valutakurs øker imidlertid den aggregerte risikoen, fordi monetær politikk er perfekt korrelert i begge landene. Bytteforholdet blir dermed eliminert valutakursrisiko på bekostning av økt aggregert risiko.

2.3.2. Rose (2000)

I artikkelen “One Money – One Market” bruker Rose en gravitasjonsmodell som forklarer bilaterale handelsstrømmer mellom to land når det tas hensyn til landenes BNP, avstand og en god del andre forklaringsvariabler.

Rose benytter et paneldatasett og estimeringsmetoden er sammenslått (pooled) MKM. Datasettet har 33903 bilaterale handelsobservasjoner som går over fem forskjellige år: 1970, 1975, 1980, 1985 og 1990. (Mangler noen observasjoner for enkelte forklaringsvariabler). I datasettet er det 330 observasjoner hvor to land handler og bruker samme valuta. Mange involverte land er små, fattige eller begge deler og ikke som i den europeiske monetære unionen (EMU).

Det viktigste funnet i Rose sitt arbeid er at to land som har samme valuta, handler tre ganger mer med hverandre enn land med ulik valuta. Mens reduksjon i valutakursvolatilitet gir økt handel, er effekten av felles valuta mye større; det er billigere å handle for to land som har felles valuta. Selv om et land har stabil valutakurs, er det ikke det samme som å ha felles valuta.

Det er forsket mye på virkningen av variasjonen i valutakurs på handel, men tidsvarierende valutakursvolatilitet ser ikke ut til å ha sterk effekt på internasjonal handel eller investeringer. Valutakursvolatilitet for de fleste OECD land har vært lav i 1960, mye høyere i 1970 og 1980, og moderat i 1990. Samtidig har handelen hele tiden økt. Det er dermed ikke så overraskende at det ikke er etablert noe klar konsensus om valutakursvirkninger på handel. Rose mener at vi ikke bør være bekymret for at det er vanskelig å finne en klar effekt av valutakursvolatilitet på handel. Bedriftene kan utnytte usikre svingninger i valutakursen og eksportere ulikt ved fordelaktig valutakurs. Dette vil føre til høyere samlet eksport og slike handelsforhold forklarer fraværet av negativ volatilitet. Det finnes også alternative forklaringer til slike resultater; det kan være vanskelig å måle valutakursvolatilitet, og datasettet er kanskje ikke være stort nok. Økende marked for hedging⁸ av valutakurser kan også spille inn. Det kan dermed konkluderes med at effekten av valutakursvolatilitet på handel kan være null eller negativ, men at den uansett ikke er stor.

2.3.3. Clark, Tamirisa & Wei med Sadikov & Zeng (2004):

2.3.3.1. Innledning

Et omfattende arbeid ” Exchange Rate Volatility and Trade Flows – Some New Evidence” bruker paneldatasett som dekker 178 IMF medlemsland i tidsperioden 1975-2000. Målet med arbeidet er å sjekke om variasjonen i valutakursen kan dempe internasjonal handel.

Forfatterne ønsker å se om handelen mellom land reduseres mye ved økt valutakursvolatilitet. Analysen begynner med en undersøkelse av forholdet mellom aggregert valutakursstabilitet og aggregert handel. På grunn av begrensningene man får når man ser på aggregerte data, undersøkes videre effekten av valutakursstabilitet ved handel på tvers av ulike landpar og over tid. Omstillingen ved å se på bilateral handel og variasjon gir mulighet til å få bedre kontroll over variasjonen i andre variabler som kunne påvirket handel, andre enn volatilitet. Som følge av dette, forbedres sjansen til å oppdage en effekt av valutakursvolatilitet på handel.

Forfatterne nevner at noen forhold kan se ut til å forsterke svingningene i valutakursen. Liberaliseringen av kapitalstrømmer de siste to tiårene og enorm økning i finansielle transaksjoner over landegrensene, har økt svingningene i valutakursen. Valutakriser i nylig oppståtte markedsøkonomier er eksempler med høye valutakursbevegelser.

⁸ Bruk av terminmarkedet når aktører fjerner valutakursusikkerhet.

Overgangsperioden til markedsbasert system i sentral- og øst-Europa involverer ofte også store justeringer i internasjonale valutakursverdier i disse økonomiene.

Andre endringer i økonomien kan ha ført til redusert valutakursvolatilitet. Finansielle hedgingsinstrumenter de siste 20 årene kan ha redusert bedriftenes usikkerhet i forhold til ustabile valutakursbevegelser. For multinasjonale bedrifter kan svingninger i de ulike valutakursene ha utlignende effekter på deres profitt. Fordi en økende del av internasjonale transaksjoner blir foretatt av disse multinasjonale bedriftene, kan ustabiliteten i valutakursen ha redusert virkning på verdenshandelen.

Teoretisk litteratur indikerer at det ikke finnes noe entydig forhold mellom valutakursvolatilitet og handelsstrøm. De viktigste funnene i denne undersøkelsen kan oppsummeres slik:

Mens valutakurssvingninger har økt i tider med valutakurs- og betalingsbalansekriser under 1980 og 1990, har det i snitt ikke vært noen økning i denne ustabiliteten mellom 1970 og 1990. Bundet valutakursregime har ikke nødvendigvis lavere samlet valutakursvolatilitet enn en ordning som tillater et visst nivå av fleksibilitet i valutakursen.

Et negativt forhold mellom variasjon i valutakurs og handel får empirisk støtte i denne undersøkelsen. Sammenhengen er likevel ikke robust nok for en rimelig spesifisering av forholdet mellom bilateral handel og dens determinanter. Dersom ustabilitet i valutakursen har en negativ effekt på handel, ser denne ut til å være ganske liten.

Clark et al. (2004) konkluderer med at valutakursvolatiliteten ikke er den største bekymringen når det gjelder handel. Dette utelukker imidlertid ikke muligheten for at stor variasjon i valutakursen kan påvirke økonomien gjennom andre kanaler.

2.3.3.2. Ulike målinger av variasjon i valutakurs

I Clark et al. (2004) måles variasjonen i valutakursen som standardavviket av første logaritmedifferansen til valutakursen. Dette er sannsynligvis den mest vanlige målingen for valutakursvariabilitet.⁹ Målingen har den egenskapen at den blir lik null dersom valutakursen følger en konstant trend og dermed ikke vil være kilden til usikkerhet. Endringen i valutakursraten beregnes som regel over en måned og ved bruk av data fra månedsslutt. Indikator for kortsiktig volatilitet beregnes av Clark et al. (2004) som standardavviket i en ett

⁹ Både Rose (2000) og Tenreyro (2006) bruker denne tilnærmingen.

års periode, og på samme måte beregnes indikatoren for langsiktig volatilitet over en fem års periode.

Prediksjon av valutakurs

Valutakursene er ofte ustabile, men hvor stor betydning dette har som usikkerhetsfaktor avhenger av om det er mulig å forutse disse bevegelsene i valutakursen. Når instrumentene for hedging er tilgjengelige, kan den predikerte delen av valutakursvolatiliteten bli hedget vekk og følgelig ikke ha så stor effekt på handel. Det kan dermed tenkes at risikomålinger bør relateres til avvik mellom den virkelige og den predikerte valutakursen. En mulighet kan være å bruke framtidens rater som en prediksjon av framtidens spotrater, og deretter bruke differansen mellom dagens spotrate og forrige periodes framtidig rate som en indikator på valutakursrisiko. Et problem med denne tilnærmingen er at framtidens rater ikke er gode predikater for framtidige valutakursrater. I tillegg til dette, er slike rapporter tilgjengelige kun for de viktigste valutaene, noe som gjør det vanskelig å bruke denne tilnærmingen for bredere studier.

Clark et al. (2004) bruker følgende valutakursmålinger som robusthetssjekk til resultatene i analysen:

Kortsiktig effektiv volatilitet av den nominelle offisielle valutakursraten.

Undersøkelser viser at det ikke er store forskjeller, men generelt er den reelle valutakursvolatilitet noe høyere enn den nominelle (dette er spesielt tilfelle for 1970, hvor faste valutakursrater var mer spredte og inflasjonsforskjeller genererte store bevegelser i reelle rater). Nominell valutakursvolatilitet ser også ut til å være lavere for utviklingsland i hele utvalgsperioden.

Måling av valutakursvolatilitet på lengre sikt.

Standardavviket av månedlige logaritmedifferanser i valutakursrater over femårs perioder. Den målte volatiliteten ser ut til å være større enn gjennomsnittet av kortsiktige volatiliteter over samme periode.

Betinget volatilitet.

Betinget volatilitet estimeres for hver valuta, antatt at denne følger GARCH prosessen. Den underliggende ideen er at en del av volatiliteten kan forutsees, basert på fortidsverdier av

valutakursrater. Bedrifter som er involvert i handel vil naturligvis gjøre et forsøk på å utvikle en slik prognose.

I dette arbeidet brukes det siste estimerte (betingete) standardavviket til hvert landpar som et anslag av betinget volatilitet i begynnelsen av neste periode. For eksempel er betinget volatilitet i 1975 lik det estimerte betingete standardavviket for desember 1974 i GARCH regresjoner.

Markedsbestemte valutakursrater.

Analysen til Clark et al. (2004) tar også for seg valutakursrater som ble samlet av Reinhart og Rogoff (2002). Hittil har det vært brukt data fra IFS, valutakursrater som er samlet og rapportert av myndighetene. Reinhart og Rogoff (2002) har satt sammen et datasett for 253 land av månedlige markedsbestemte parallelle valutakursrater. Forfatterne fant oppsiktsvekkende forskjeller mellom det offisielle *de jure* regimet som rapporteres i IMF og dem som impliseres av informasjon, *de facto* valutakurser. Siden valutakursene som er rapportert av Reinhart og Rogoff kan være mer representative for priser på utenlandsk valuta, sjekker analysen videre valutakursvolatilitet basert på markedsbestemte rater.

Volatiliteten av parallelle markedsrater i nesten alle tilfellene er høyere enn den som baserer seg på IFS ratene. Selv om det ikke ser ut til at det er signifikante forskjeller mellom IFS- og markedsrater for bilaterale valutakurser mellom ledende økonomier, er det en tendens til større forskjeller i de bilaterale ratene mellom ledende- og utviklingsøkonomier.

Nominell versus reell valutakurs

Den nominelle valutakursen uttrykker dagens verdi for en enhet av den utenlandske valutaen; denne korrigerer ikke for prisstigningen i de to landene, mens den reelle valutakursen måler valutaens kjøpekraft.

I de fleste teoretiske modeller brukes reell valutakurs i motsetning til nominell valutakurs. Disse to er konseptuelt atskilte, men er likevel ikke så forskjellige i virkeligheten: Priser på goder har en tendens til å være rigide i lokale valutakurser på kort sikt. I dette tilfellet er reelle og nominelle valutakurser virtuelt de samme for praktiske formål. Unntaket er perioder med høy inflasjon: Da er som regel nominelle valutakursbevegelser større enn bevegelser i reelle valutakurser.

Valget av nominell eller reell valutakurs kan avhenge av den relevante tidsdimensjonen. På kort sikt, der produksjonskostnadene er kjente og eksport- og importpriser er bestemt, ser man gjerne på nominell valutakurs. Hendelser som går over lengre tidsperioder, hvor

produksjonskostnader og import- og eksportpriser i utenlandsk valuta vil variere, er reelle valutakurser å foretrekke.

Fordi at nominelle og reelle valutakurser har en tendens til å gå i samme retning, gitt rigiditeten i hjemlandets priser, ser valget av hvilken valutakurs som skal brukes ikke ut til å ha signifikant påvirkning på valutakursvolatiliteten eller økonometriske resultater.

2.3.3.2. Valutakursvolatilitet og handel

Før Clark et al. (2004) går videre med modellestimeringen, ser de på fluktuasjoner i de ulike valutakursratene. Det første som skiller seg ut, er at det ikke er noe klar økende trend over tid. I perioden 1970 – 1972 er det en tydelig lavere gjennomsnittlig effektiv volatilitet for de ledende økonomiene, som reflekterer den faste valutakursen i de fleste av disse landene. Siden den gang har valutakursene opplevd mer svingninger, selv om disse ikke var så store. Den gjennomsnittlige effektive volatiliteten fra 1991-2002 er nesten den samme som i 1970-1980. Det kan sees en klar oppgang i ustabiliteten fra 1989 til 1993, noe som reflekterer de store svingningene i valutakursene i flere overgangsøkonomier etter oppløsningen av Sovjetunionen.

Disse store svingningene ble reflektert i de reelle valutakursene, som var nødvendig for at tilpasningene skulle finne sted. Dersom man ekskluderer disse landene, forsvinner denne oppgangen. Imidlertid ser tilpasningene ut til å være ferdige nå, og de siste årene (1999-2002) har den effektive volatiliteten i valutakurser til disse landene vært mindre enn i utviklingsland. Det neste som legges merke til, er at den laveste valutakursvolatiliteten finnes hos de mest utviklede landene. Dette viser at disse landene handler mer med hverandre og at bilaterale valutakurser dermed har en tendens til å ha lavere svingninger. Den lave volatiliteten innenfor en gruppe land er en konsekvens av politisk stabilitet, og evnen til å reagere jevnt på sjokk. I tillegg er også valutakursmarkeder utviklet godt i slike land; det finnes gode instrumenter for å hedge volatiliteten, noe som fører til at markeder kan klarere og dempe potensielt store fluktuasjoner i valutakurser relativt fort.

Verdenshandelen har økt stabilt siden 1970, og det med mye mer jevnlig vekstrate enn hva som gjelder for valutakursbevegelsene. Når en bare ser på bevegelser i verdenshandelen og aggregerte bevegelser over tid, finner man ikke noe forhold mellom disse to. Det er dermed ingen støtte for en negativ effekt av reelle valutakursbevegelser ved handel på aggregert nivå.

Har man derimot utviklingsland med i utvalget, er den negative sammenhengen mellom handel og valutakursvolatilitet veldig klar.¹⁰

2.3.3.3. Modell

I estimeringen av valutakursvolatilitet taes det hensyn til andre determinanter enn valutakurs, som også påvirker handel i den modifiserte gravitasjonsmodellen. I empiriske arbeid inngår den multilaterale motstandsvariabelen som landsspesifikke effekter (faste eller tidsvarierende). Forfattere inkluderer også tidseffekter i modellen for å kontrollere for tidsspesifikke faktorer som businessyklus, globale sjokk, osv.

Videre ser de også på ulike landgrupper og ulike handelstyper. De analyserer valutakursvolatilitet for ledende- og utviklingsøkonomier, samt hvordan valutakursvolatilitet avhenger av homogene og differensierte produkter.

Den viktigste variabelen i deres analyse er variasjonen i den langsiktige valutakursen mellom hvert landpar i utvalget. Modellen estimeres ved bruk av MKM, basert på log- lineær transformasjon. Regresjonsligningen ser slik ut:

$$ltrade_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 lrgdp_{ijt} + \beta_2 lrgdppc_{ijt} + \beta_3 lareap_{ij} + \beta_4 ldist_{ij} + \beta_5 lreal_{ijt} + \beta_6 custrict_{ijt} + \beta_7 comlang_{ij} + \beta_8 island_{ij} + \beta_9 landl_{ij} + \beta_{10} border_{ij} + \beta_{11} comcol_{ij} + \beta_{12} curcol_{ijt} + \beta_{13} colony_{ij} + \beta_{14} comctry_{ij} + \beta_{15} fta_{ijt} + \beta_{16} gsp_{ijt} + \beta_{17} onein_{ijt} + \beta_{18} bothin_{ijt} + \Gamma fe + \Theta te + \varepsilon_{ijt}$$

$ltrade_{ijt}$ - logaritmen av reell verdi til aggregert bilateral handel mellom land i og j på tidspunkt t ; $lrgdp_{ijt}$ – logaritmen av produktet til reelt BNP i land i og j på tidspunkt t ; $lrgdppc_{ijt}$ – logaritmen til produktet av reell BNP per innbygger i land i og j på tidspunkt t ; $lareap_{ij}$ – logaritmen av produktet til landarealer i og j ; $ldist_{ij}$ er logaritmen av avstanden mellom i og j ; $lreal_{ijt}$ er langsiktig reell IFS-basert mål på variasjonen i bilateral valutakursrate i land i og j på tidspunkt t og $island_{ij}$ - antall øyer.

¹⁰ Caballero & Corbo (1989) ser på seks utviklingsland: Chile, Colombia, Peru, Filipinene, Thailand og Tyrkia. De finner en sterk negativ effekt av valutakursusikkerhet på handel selv på kort sikt. I følge deres estimater vil en 5 prosentpoengs økning i valutakursusikkerhet i Chile føre til 10 % reduksjon i eksport. Resultater er enda sterkere for Thailand og Tyrkia, der en slik økning vil føre til 30 % reduksjon i eksport. Effektene er mye større på lang sikt.

Følgende variabler, $custrict_{ijt}$ – felles valuta, $comlang_{ij}$ - felles språk, $landl_{ij}$ - land som ikke har tilgang til sjøen, $border_{ij}$ - felles grense, $comcol_{ij}$ - om land har vært i koloni med samme kolonist etter 1945, $curcol_{ijt}$ - om i var en koloni av j på tidspunkt t , eller omvendt, $colony_{ij}$ - om i noen gang har kolonisert j eller omvendt, $comctry_{ij}$ - om i og j tilhører samme nasjon, dummyvariabler som alle får verdi 1 om dette er tilfellet, og null ellers.

Andre dummyvariabler som kontrollerer for politiske handelsfaktorer: fta_{ijt} - medlemmer i samme regionalhandelsavtale; gsp_{ijt} - om i var Generalized System of Preferences Beneficiary av j eller omvendt på tidspunkt t ; $onein_{ijt}$ og $bothin_{ijt}$ - om enten i , j eller begge har vært medlemmer av GATT/WTO på tidspunkt t .

Vektorene fe og te er land- og årsspesifikke dummyer.

Forfatterne nevner at koeffisientene til avstand viser en negativ effekt på handel, mens inntektsnivå påvirker handel positivt. De fleste andre variablene er også statistisk signifikante og har de forventede fortegn.

2.3.3.4. Resultater og konklusjon

Utgangspunktmodellen med lands- og tidsfaste effekter viser at den langsiktige reelle valutakursvolatiliteten har en signifikant negativ effekt på handel: -2,37.

Den negative effekten er også funnet når det kontrolleres for uobserverte kulturelle, økonomiske, historiske, geografiske faktorer for et gitt landpar. Men ingen negativ effekt er registrert når landsspesifikke effekter varierer over tid. Denne spesifikasjonen fører også til at koeffisienten i enkelte tilfeller blir positiv. Dette tyder på at den negative effekten av valutakursvolatilitet ikke er robust.

På grunn av at land implementerer politikk for å redusere variasjonen i valutakurs for igjen å øke handelen, kan modellen ha endogenitetsproblemer. Clark et al. (2004) kontrollerer dette ved å bruke to tilnærminger for instrumentvariabler (IV): den første følger Frankel og Wei (1993). Variasjon i relative pengemengder brukes som en instrumentvariabel for valutakursvolatilitet. Den andre følger Tenreyro (2003).¹¹ Variasjonen i valutakursen relateres her til den tendensen land har til å adoptere felles valutaankerland.

¹¹ Denne modellen er presentert i 2.3.3., men artikkelen jeg presenterer er fra 2006.

De finner ikke signifikante effekter av valutakursvolatilitet på handel i modeller med tidsvarierende landeffekter. Men i modellen med konstante landeffekter, er variasjonen i valutakurs statistisk signifikant og negativ.

Alternative målinger for valutakursvolatilitet endrer ikke konklusjonen. Kortsiktig volatiliteten i valutakursrater ser ut til å redusere handelen, men i mindre grad enn den langsiktige volatiliteten. Variasjon i parallelle markedervalutakursrater har liknende effekt som volatilitet i IFS- rapporterte valutakursrater, men kun på lang sikt. Korrelasjon mellom nominelle og reelle valutakurser er imidlertid høy og gir dermed liknende effekter på handel.

Høy valutakursvolatilitet fører til økte transaksjonskostnader i internasjonal handel. Den gjør det dyrere for kjøpere og selgere å matche de riktige handelsvarer. Utviklingen i handelsøkonomi de siste årene kan tyde på at en gitt økning i transaksjonskostnader kunne hatt en større negativ effekt på handel i differensierte produkter enn på handel i homogene produkter. Dette fordi det er lett å sammenligne homogene produkter, der varepris har nok mest betydning. Differensierte produkter derimot, er ofte merkevarer og andre faktorer enn bare pris kan spille inn i slike tilfeller.

Men også her viser resultatene at effekten ikke er robust. Når det kontrolleres for land- og tidseffekter separat, har valutakursvolatilitet en negativ effekt på handel for differensierte produkter (-2,89), men ikke på handel av homogene produkter. Når begge effekter inkluderes blir dessuten konklusjonen det motsatte.

I prinsippet, kan valutakursvolatilitet ha forskjellige effekter i ulike landgrupper. Utenlandske valutakursmarkeder er mindre utviklet i u-land, noe som begrenser mulighetene for å hedge risikoen i utenlandsk valutakurs. Fordi instrumenter for hedging er mer tilgjengelige i ledende land, kan man kanskje anta at valutakursvolatilitet vil påvirke handel mindre i industrielle land. Men den negative effekten av valutakursvolatilitet på handel forsvinner fra begge landgrupper når varierende landeffekter inkluderes.

For verden som helhet, finnes det ikke noen klar sammenheng mellom perioder med lave valutakursbevegelser og perioder med rask vekst i handelen. Altså, på aggregert nivå, er det ikke noe bevis for en negativ valutakurseffekt på verdens handel. Men når man ser på handel og valutakursbevegelser på et bilateralt nivå, blir det funnet empirisk støtte for et negativt

forhold mellom disse. Om valutakursen har en negativ virkning på handel, er denne ikke kvantitativt stor og effekten er dermed ikke robust.

Clark et al. (2004) konkluderer dermed med at en reduksjon i valutakursbevegelser ser ikke ut til å kunne føre til økt handel.

2.3.4. Tenreyro (2006)

I artikkelen “On The Trade Impact of Nominal Exchange Rate Volatility”, utforsker Tenreyro viktigheten av variasjon i valutakurs.

Utgangspunktet for hennes analyse er en gravitasjonsligning som har følgende form:

$$T_{ij} = \alpha_0 * Y_i^{\alpha_1} * Y_j^{\alpha_2} * D_{ij}^{\alpha_3} * \exp(\alpha_4 s_i + \alpha_5 s_j + \alpha_6 \delta_{ij}) * \varepsilon_{ij} \quad (2.9.)$$

T_{ij} er eksport fra land i til land j , Y_i og Y_j er BNP nivå i land i og land j , D_{ij} er avstand mellom dem, s_j og s_i er import- og eksportspesifikke effekter, multilateral motstandskraft. α_4 forklarer dermed motstand, som skapes av variasjonen i valutakursen, δ_{ij} ($\delta_{ij} \geq 0$). ε_{ij} er et feilledd og α -ene er parametere som skal estimeres.

Videre uttrykkes modellen på logaritmisk form og estimeres som regel med MKM:

$$\ln T_{ij} = \ln(\alpha_0) + \alpha_1 \ln(Y_i) + \alpha_2 \ln(Y_j) + \alpha_3 \ln(D_{ij}) + \alpha_4 s_i + \alpha_5 s_j + \alpha_6 \delta_{ij} + \ln(\varepsilon_{ij}) \quad (2.10.)$$

Forfatteren argumenterer for at det finnes flere problemer ved denne type estimering.

Det første er at feilleddet ε_{ij} kan være heteroskedastisk.¹² Det andre problemet er at landpar, som har nullverdier for bilateral eksport, blir droppet av utvalget som følge av logaritmisk transformasjon. I et vanlig datasett fører dette til tap på over 30 prosent av observasjonene og denne utvalgsseleksjonen kan forårsake flere skjevheter i estimeringen. For det tredje nevnes det at tidligere undersøkelser (kun med få unntak) antar at valutakursvolatilitet er eksogen i forhold til handelsnivået. I empirien finnes det imidlertid ulike sammenhenger mellom variasjon i valutakurs og eksportverdier og slike endogenitetsproblemer pleier å forverre estimatene. Eksempelvis kan to land, som vil redusere valutakursvolatilitet for å øke handel, også benytte seg av andre midler til å fremme integrasjon (som for eksempel å redusere

¹² Jfr. 2.1.4.2.

reguleringsbarrierer, harmonisere produksjon, osv). Fordi slike handlinger ikke kan være med i dataen, vil MKM- estimeringen føre til å skjevhe estimerer.

Tenreyro (2004) argumenterer for at disse problemene kan føre til feile resultater. Hun foreslår en estimeringsmetode som simultant tar hensyn til alle disse problemene: pseudo – maksimum likelihood (PML) teknikk.¹³ For å løse endogenitetsproblemer, utvikler hun en type instrumentvariabel med PML estimerer.

Av ulike grunner finner land det nyttig å låse sin valuta til et stort og stabilt ankerland. To land som har valgt å binde valutaen til samme ankerland vil derfor oppleve lav bilateral valutakursvariabilitet. Tenreyro snur denne observasjon ved først å estimere sannsynligheten for at to land vil binde seg til samme ankerland, og så bruke et instrument for deres bilaterale valutakursvolatilitet.

Videre refereres det til Alesina & Barro (2002) modell som viser at land med manglende internasjonal disiplin for monetær politikk, vinner mer ved å binde sin valuta, gitt at ankerlandet klarer å føre sunn monetær politikk. Denne forpliktelsen er best beskyttet når ankerland er stort og klienten liten (ellers så kan ankerlandet finne det fordelaktig å endre holdningen av den monetære politikken). ”Klientlandet” vinner mer ved å velge et ankerland som de naturlig handler mye med. Det vil si et ankerland der handelskostnader, andre enn de som knyttes til høy valutakursvariabilitet, er små. Det er disse egenskapene mellom klient og ankerland som brukes til å bestemme valg av instrument.

For å lage et instrument, bruker Tenreyro logit-analyse for alle landpar med fem potensielle ankerland. Disse er Frankrike, Tyskland, Sør Afrika, Storbritannia og USA. De to viktigste instrumentvariablene i analysen er BNP-nivå samt lav og stabil inflasjon.

Ved logit estimeringen finner hun sannsynligheten til at to land vil binde sin valuta til et ankerland og bruker videre dette estimatet som instrument for valutakursvariabilitet i regresjoner av bilateral handel.

Datasettet til Tenreyro inkluderer 87 land og bruker årlige data fra 1970 til 1997 for alle landpar. Variabelen som er av interesse her er variasjonen i valutakursen.

Variasjon i valutakursen mellom land i og j i år t , δ_{ijt} , måles som standardavvik av den første differansen til logaritmen av den månedlige valutakursraten mellom to land, $e_{ijt,m}$:

$$\delta_{ijt} = \text{Std.Dev.}[\ln(e_{ijt,m}) - \ln(e_{ijt,m-1})], m = 1 \dots 12.$$

¹³ Silva & Tenreyro (2003).

Fordi log-lineær MKM regresjon fjerner landpar med null bilaterale eksportverdier, estimerer Tenreyro (2006) modellen ved PPML, der hun kun inkluderer positive eksportverdier for å sammenligne disse resultatene med MKM resultater.

Effekten av valutakursvolatilitet ser ut til å være mer negativ under PPML (-0,57 for positive handelsutvalg og -0,59 for hele utvalget) enn under MKM (-0,358). Men når det inkluderes tidsvarierende effekter, er MKM-koeffisienten positiv (1,227). Både under MKM og under PPML er koeffisientene signifikant forskjellige fra null, når det er kontrollert for import- og eksportfaste effekter.

Når det gjelder IV-estimeringen, er resultatene noe annerledes: Variasjonen i valutakurs har ikke lenger statistisk signifikant forklaringskraft på handel. MKM-estimatene ser ut til å være svært følsomme for tidsvarierende effekter: Når disse effektene ikke inkluderes, er koeffisienten for variasjonen i valutakursen lik 1,63, mens koeffisienten er lik -16,28 når tidsvarierende effekter tas med i regresjonen. Ved PML-IV estimering er koeffisientene for variasjonen i valutakursen systematisk positive, men med svært høye verdier.

Resultatene ved denne estimeringsmetoden viser fravær av statistisk signifikant effekt av valutakursvolatilitet på handel. Manglende signifikant effekt kan skyldes at selv om valutakursfluktasjoner skaper usikkerhet og risiko, kan disse også skape profitable muligheter. Tilgjengelighet til framtidskontrakter og valutakursopsjoner kan også redusere usikkerheten som knyttes til valutakursfluktasjoner.

Tenreyro konkluderer med at valutakursvolatilitet ikke demper eksportstrømmene. Eliminering av valutakursvariabilitet alene kan dermed ikke forventes å skape særlige signifikante gevinster for handel.

Kapittel 3 PRESENTASJON AV DATAMATERIALET

Innledningsvis presenteres tidsperiode og utvelgelse av land for denne undersøkelsen. Videre presenteres datakildene som brukes i analysen. Det hadde vært best å bruke den samme databasen i hele oppgaven, men fordi jeg manglet flere av de viktigste verdiene har jeg valgt å bruke to ulike kilder, nemlig OECD og IMF. Verdiene fra de to databasene brukes konsekvent; dataene for den avhengige variabelen er hentet fra OECD og tallene for de uavhengige variablene er hentet fra IMF. Del 3.2. beskriver data og innsamlingsmetoder som brukes i OECD og del 3.3. presenterer data hentet fra IMF. Kapittelet avsluttes med andre kilder som brukes i forbindelse med konstruksjon av uavhengige variabler.

3.1. Utvelgelse av land

Formålet med masteroppgaven min er å undersøke om variasjon i valutakurs påvirker den bilaterale handelen mellom utvalgte land. For å se om det er noen sammenheng mellom valutakurs og handel, har jeg valgt ut tidsperioden 1961 – 2004. Videre har jeg i hovedsak tatt for meg vesteuropeiske land, samt Japan og USA. Disse landene og tidsperioden ble valgt på bakgrunn av tilgangen på data. Jeg hadde også lyst til å inkludere de Baltiske statene, men dette viste seg å være vanskelig for denne tidsperioden. Data for de tidligere sovjetiske landene finnes i beste fall fra 1991. Den tidsperioden er for kort til å kunne si noe om eventuelle virkninger. Datasettet inkluderer dermed følgende land: Belgia, Danmark, Finland, Frankrike, Tyskland, Hellas, Irland, Italia, Nederland, Norge, Portugal, Spania, Sverige, Sveits, Storbritannia, Japan og USA.

3.2. OECD

I oppgaven er det hentet data fra OECD¹⁴. Avsnittet under gir en beskrivelse av datainnsamlingsmetoder som benyttes i denne databasen¹⁵.

¹⁴ OECD – Organisation for Economic Co – Operation and Development

¹⁵ <http://www.oecd.org/dataoecd/60/63/1947767.htm>

3.2.1. Presentasjon av generelle datainnsamlingsmetoder

Handelsvarestatistikken registrerer alle goder som legges til eller trekkes fra varebeholdningen av materielle ressurser som kommer inn i et land (import) eller forlater et land (eksport).¹⁶ Transittgoder inkluderes ikke i statistikken. Som den viktigste datakilden anses tollregistrering, men tilleggskilder brukes når tollkilder ikke er tilgjengelige.

Handelsdekning

Dataene dekker alle goder som er lagt til eller trukket fra de materielle ressursene i et land som et resultat av deres bevegelser inn eller ut av et land. Dette innebærer at:

- Kommersielle transaksjoner i militært utstyr og anskaffelser, utenlandske bistandstransaksjoner, forbedrings- og vedlikeholdshandel, transaksjoner i nye båter og luftfartøy, elektrisk energi og gass samt sjøprodukter brakt direkte fra sjøen er inkludert i disse statistikkene;
- Direkte transitthandel, forbigående import og eksport, transaksjoner i brukte båter og luftfartøy, lagrer og bunkere for båter og luftfartøy og industrielt gull (hvis metallinnholdet teller for 80 prosent eller mer av den totale verdien) er ekskludert fra statistikken. Små transaksjoner kan også være ekskludert.

Metodologi

Innenfor EU eksisterer to typer for datainnsamling; Ekstrastat og Intrastat. Ekstra – EUs handelsstatistikk registrerer goder som importeres og eksporteres til og fra EUs medlemsland med land utenfor den Europeiske Union. Intra – EU statistikken rapporterer mottakelser og avsendelser av goder innenfor EU og disse er innrapportert av hvert medlemsland.

Verdsetting

Verdiene er uttrykt i tusener amerikanske dollar (USD). Importverdier er C.i.f. (Cost Insurance Freight), mens eksportverdiene er F.o.b. (Free on Board). I prinsippet er det altså slik at transaksjonskostnader skal være ”innbakt” i importverdiene.

¹⁶ Salg av tjenester er imidlertid ikke inkludert i statistikken.

Standardisering

Standardisering av mengder og størrelser er gjort av de ulike landene og i forskjellige år. Med andre ord, størrelsene som brukes for produktene er ikke nødvendigvis de samme på tvers av landene og heller ikke nødvendigvis de samme hvert år.

Det første steget i standardiseringen er å konvertere enhetene, der produktmengdene er rapportert av et land, for et spesielt år i en av de størrelsesordenene som brukes i OECD.

Neste steg er aggregering av størrelse for produktgrupper. Dette skjer rett fram hvis måleenheten er den samme for alle goder som dekkes av produktgruppen. Hvis ikke dette er tilfellet, trengs det videre standardisering. Hvis måleenhetene er forskjellige innenfor en gruppe, konverteres disse til en størrelsesenhet med den høyeste verdien.¹⁷ (Den konverterte produktmengden publiseres ikke, men brukes kun i aggregeringsprosessen.)

3.2.2. ITCS

Data er hentet fra Source OECD ITCS International Trade by Commodity Database. SITC er en Standard International Trade Classification som er en statistisk klassifisering av goder i ekstern handel. Den er designet for å skaffe aggregater med økonomisk analyse som formål og for å tilrettelegge internasjonale sammenligninger for handelsvaredata.¹⁸

Source OECD inneholder ulike klassifiseringer / revisjoner. Den første er Standard International Trade Classification System (SITC), revisjon 2, der det brukes 5 sifre. Her finnes 2582 forskjellige produkter og total handel deles inn i ti kategorier. Dataene finnes i to tabeller: 1961 – 1990 og 1991 – 2004.

Neste er SITC revisjon 3. Her finnes 4346 ulike produkter. Denne er tilgjengelig fra 1990 og inneholder flere produkter enn SITC Rev. 2.

Harmonisert system (HS) har imidlertid 6873 ulike produkter som er klassifisert etter harmonisert varebeskrivelse og kodesystem (HS Rev. 1). Dette systemet er et svært detaljert klassifiseringssystem og inneholder de nyeste produktene i markedet; total handel deles her inn i 100 ulike kategorier, med 6 sifre. Denne typen data er kun tilgjengelig fra 1990 og kan heller ikke sammenlignes med andre klassifiseringer eller revisjoner.

Selv om SITC Rev. 2 er mindre detaljert og ikke har med de nyeste produktene i markedet som SITC Rev.3 og HS-systemet, er det kun SITC Rev.2 som har tilgjengelig data fra 1961.

¹⁷ OECD operer med ulike mengdeenheter, som tonn, kubikkmeter, kvadratmeter, kilometer, tusener av enheter, osv.

¹⁸ <http://stats.oecd.org/glossary/detail.asp?ID=2466>

For å få et datasett som strekker seg over en lengre tidsperiode, blir SITC Rev. 2. benyttet i denne analysen.

3.2.3. Konverteringsfaktorer

Da handelsverdiene i tallene fra OECD er uttrykt i amerikanske dollar, oppgis det også handelskonverteringsfaktorer fra nasjonale valutaer til USD. Dette finner man i tabellen kalt ”Trade conversion factors”.

Konverteringsrater brukes til å veksle mellom verdiene fra nasjonale valutaer til USD. Handelskonverteringsfaktorer er et vektet gjennomsnitt av månedlige eller kvartalsvise valutakursrater, der vektene er de tilsvarende månedlige eller kvartalsvise verdiene av import og eksport. På grunn av disse handelsspesifikke beregningene, er konverteringsratene til euro forskjellig fra land til land. Når det gjelder innføringen av euro, har OECD konvertert valutakurser for periodene før inngangen i den økonomiske monetære unionen (ØMU). Dette fant sted i alle medlemsland i 1999 unntatt Hellas, som fikk innført euroen i 2001.

3.3. International Monetary Fond (IMF)

De ulike BNP- og populasjonsverdiene i OECD databasen var ikke fullstendige. Spesielt i perioden 1961 – 1970 mangler det data. For å løse dette problemet, har jeg brukt data fra IMF. Tallene for BNP og populasjon er hentet fra årlige bøker for ”International Financial Statistics” (IFS). Siden de ulike årene overlappes i de forskjellige årsbøkene, henter jeg tallene fra bøkene publisert i 1980 (for perioden 1961 – 1964), i 1995 (for perioden 1965 – 1993) og i 2005 (for perioden 1994 – 2004). BNP oppgis her i nasjonal valuta.

Her finnes det også årlige gjennomsnittlige valutakurser (nasjonal valuta per USD). Det er disse valutakursene som brukes til å veksle om BNP-verdiene fra nasjonale valutaer til amerikanske dollar

Månedlige valutakurser og konsumprisindekser ble hentet fra IMF`s IFS CD`ROM fra april 2005. Valutakurser er her oppgitt som nasjonal valuta per USD.

Fra 1. januar 1999, innførte de fleste EU-landene euro som felles valuta. Unntaket var Danmark, Sverige og Storbritannia, som valgte å stå utenfor den monetære unionen og som dermed beholdt sine egne valutaer. Innføringen av felles valutaer i de ni øvrige landene

(Belgia, Finland, Frankrike, Tyskland, Irland, Italia, Nederland, Portugal, Spania og Hellas fra 2001) innebærer at disse landene har samme kurs i forhold til USD for perioden 1999 – 2004. Når det gjelder data for konsumprisindekser (KPI)¹⁹, manglet jeg imidlertid data for Irland i perioden 1961 – 1996, Tyskland i perioden 1961 – 1990 og Danmark i perioden 1961 -1966. Data for Irland ble hentet direkte fra Statistisk Sentralbyrå i Irland,²⁰ konsumprisindekser for Tyskland fra Statistisk Sentralbyrå i Tyskland²¹ og indekstall for Danmark fra månedlige IFS bøker.

3.4. Andre kilder

Størrelsen på de ulike landene kommer fra PHILIP`S Concise World Atlas (2002) og er oppgitt i kvadratkilometer. Opplysningene er dessuten blitt kontrollert med World Fact Book²². Fra sistnevnte kommer også informasjon om offisielle språk i de ulike landene.

Geografiske avstander mellom hovedstedene i de relevante landene kommer fra Indo.com databasen²³. Distansen defineres her som ”as the crow flies” og denne målingen brukes i de fleste økonometriske analyser. ”As the crow flies” kalles teknisk for ”great – circle distance” mellom to bredde- og lengdegrad kombinasjoner.²⁴

¹⁹ Konsumprisindekser måler gjennomsnittlige endringer i priser på goder og tjenester.

²⁰ <http://www.cso.ie/statistics/>

²¹ Dokumentet kalles ”Preise. Verbraucherpreisindizes für Deutschland. Lange Reihen ab 1948.”

²² <https://www.cia.gov/cia/publications/factbook/>

²³ <http://www.indo.com/distance/index.html>

²⁴ Jfr. 2.2.2., likning (2.6.).

Kapittel 4 Konstruksjon av datasettet

I dette avsnittet gis en grundig presentasjon av hvordan datasettet ble laget. Først beskrives de ulike landparene og hvordan disse inngår i analysen. Avsnitt 4.2. tar for seg den avhengige variabelen: tilnærminger brukt i tidligere litteratur (4.2.1.) og bilateral handel i denne analysen (4.2.2.). Her lager jeg også et case for import- og eksportverdiene til Spania og Norge. Dette underkapittelet avsluttes med en beskrivelse av hvordan variabelen er operasjonalisert (4.2.3.). Avsnitt 4.2. tar for seg de ”vanlige” gravitasjonsvariabler, som BNP, BNP per innbygger, størrelser på land og geografiske avstander. 4.3. presenterer den viktigste variabelen i analysen: variasjon i valutakurs. Underavsnittet 4.3.1. tar for seg den nominelle valutakursen og avsnitt 4.3.2. presenterer reell valutakurs. Kapittelet avsluttes med en presentasjon av dummyvariabler, samt forklaringer på hvordan de er definert.

4.1. Landpar

I oppgaven ser jeg på bilateral handel, altså handel mellom to land. På grunn av multikollinearitetsproblemer (dette er mer utdypet i avsnitt 6.1.), er det ikke mulig å se på handel mellom for eksempel både Spania – Norge og Norge – Spania. For å eliminere multikollinearitetsproblemet, må variabelen for handel mellom to land kun inkluderes en gang. Da jeg ser på 17 land, fører dette til at jeg får 16 kombinasjoner for det første landet jeg observerer, som er Belgia mot alle andre land. For den andre observasjonsenheten er det en kombinasjon mindre; da har jeg altså neste land mot alle andre utenom Belgia. Til slutt har jeg en kombinasjon for det siste landet, som er Japan – USA. Totalt gir dette 136 landpar, der hvert av landparene er observert i ni ulike tidsperioder. Følgelig gir dette totalt 1224 observasjonsenheter ($136 * 9 = 1224$).

4.2. Den avhengige variabelen: bilateral handel

4.2.1. Tilnæringer brukt i tidligere litteratur

Handelsverdier defineres ulikt i forskjellige undersøkelser. Tenreyro (2006) ser på reelle eksportverdier, mens Rose (2000) og Clark et al. (2004) ser på (reell) total handel definert som import pluss eksport på logaritmisk form.

Baldwin (2005) kritiserer Rose (2000) blant annet for måten han har beregnet handelsverdiene på. Rose konstruerte handelsverdier som gjennomsnittet av summen av eksportverdier fra de to relevante landene (eksport fra a til b og eksport fra b til a), på logaritmisk form, altså

$\ln\left(\frac{x_a + x_b}{2}\right)$, det vil si logaritmen til et uveiet geometrisk gjennomsnitt.

Baldwin (2005) argumenterer for at det er riktigere å se på summen av logaritmer av handelsverdier, $\left(\frac{\ln(a) + \ln(b)}{2}\right)$, det vil si logaritmen til et uveiet geometrisk gjennomsnitt.

Å beregne handelsverdier som et aritmetisk gjennomsnitt gir liknende resultater som geometrisk gjennomsnittet hvis handelen mellom to land er balansert. Dersom handelsverdiene derimot er svært forskjellige, vil beregningen ved disse to tilnærmingene gi svært ulike resultater.

Jeg vil illustrere dette med et talleksempel.

Først ser jeg på en situasjon der eksportverdiene er relativt like; eksport fra a er 500 og eksport fra b er 600.

Om man ser på aritmetisk gjennomsnitt, får man: $H = \ln\left(\frac{x_a + x_b}{2}\right) = 6,3099$.

Geometrisk gjennomsnittet gir imidlertid $H = \frac{\ln(a) + \ln(b)}{2} = 6,3057$.

Resultatene er altså veldig like.

La oss se på mer forskjellige eksportverdier: Si at eksport fra a er 6 og eksport fra b er 1000. Handelsverdiene blir da henholdsvis 6,22 og 4,35 ved de to tilnærmingene.

Dette viser at forskjellene blir store dersom man har svært ulike verdier. Baldwin hevder at geometrisk gjennomsnitt er det man bør bruke.

Rose & Glick (2001) ser både på eksport- og importverdier. De lager en gjennomsnittsverdi for bilateral handel mellom landpar ved å ta gjennomsnittet av alle de fire mulige målingene. I

databasene finnes det fire verdier som kan brukes for bilaterale handelsstrømmer: eksport fra a til b , eksport fra b til a , import til a fra b og import til b fra a . Matematisk kan dette

uttrykkes på følgende måte:
$$H = \ln\left(\frac{X_{a,t} + Q_{a,t} + X_{b,t} + Q_{b,t}}{2}\right).$$

Frankel (1997) definerer den avhengige variabelen som en total markedsvare: handel (import pluss eksport) på logaritmisk form for et landpar i et gitt år. Han mener at eksport pluss import (dividert på 2 for å få gjennomsnittet) er gode målinger for den underliggende handelsstrukturen. Frankel kommer med to argumenter for hvorfor det er forsvarlig å gjøre dette. For det første viser de fleste studier for denne type modeller at inntektskoeffisientene kun er litt forskjellige på import- og eksportsiden. Å legge til begrensninger om at de er like gir ikke store endringer i resultatene. Koeffisientene for avstand og andre bilaterale variabler er like for import og eksport. Dermed er det legitimt å plusse sammen import og eksport, for å forenkle presentasjonen av estimeringen.

Det andre argumentet til Frankel er at man må gå inn i den makroøkonomiske verdenen dersom man vil behandle disse verdiene separat. Differansen mellom eksport og import er handelsbalansen. Dette er også differansen mellom sparing og investering. Denne er dermed bestemt av makroøkonomiske faktorer som reell valutakurs, businessykluser, offentlige utgifter, investeringsmuligheter, og intertemporal optimalisering av sparing.

4.2.2. Bilateral handelsvariabel i denne analysen

4.2.2.1. Import– og eksportverdier

I tabellene til OECD finner man tall for eksport fra land a til land b , import fra land a til land b , eksport fra b til a og import fra b til a , altså totalt fire handelsverdier. Som allerede nevnt, er disse tallene oppgitt i tusener USD. Man kan her velge blant ulike handelskategorier, men jeg skal begrense meg og ser kun på totale handelsverdiene.

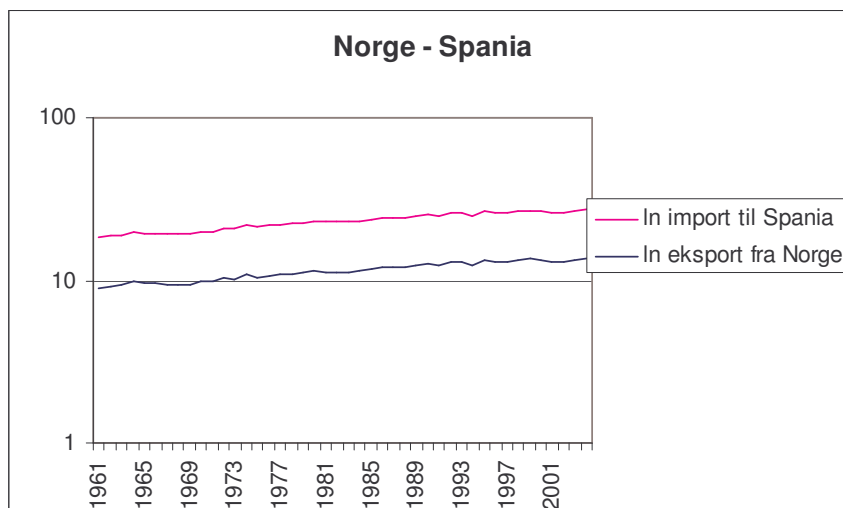
I databasen er det to landobservasjoner som skiller seg ut, nemlig Belgia og Luxemburg. Helt fram til 1998, er handelsverdiene for Belgia og Luxemburg oppgitt under ett. Men siden september 1999 er Belgia – Luxemburg, som ett rapporterende land, erstattet av Belgia og Luxemburg separat. Det finnes likevel sammenlignbare tall for de to landene; de er betegnet under koden XBL.

4.2.2.2. CASE: Norge – Spania

For å sjekke dataene, har jeg laget et case for Norge og Spania. Dette kan ses på som kvalitetssikring for dataene om import- og eksportverdier. Ut i fra hvordan import og eksport er definert,²⁵ kan det tenkes at man også kan finne transportkostnader. Hvis importverdien i et land er mye høyere enn eksportverdien i det aktuelle landet, kan det bety at differansen mellom import- og eksportverdier viser transportkostnadene (og eventuelle avgifter, toll). Selv om import og eksport svinger en del, kan det tenkes at differansen mellom disse verdiene likevel ikke varierer så mye.

Eksempelet viser import til Spania fra Norge og eksport fra Norge til Spania i perioden 1961 – 2004. Eksport- og importverdiene er her regnet om til USD. For å få et oversiktlig diagram, tar jeg logaritmer av import- og eksportverdiene:

Figur 4.1. Eksport fra Norge til Spania og import til Spania fra Norge.



Man ser en klar trend i figuren. Importverdiene er hele tiden høyere enn eksportverdiene, noe som passer bra med definisjonene for c.i.f. import og f.o.b. eksport. Den relativt store forskjellen mellom disse verdiene kan også gjenspeile eventuelle tollavgifter.

²⁵ Importverdier er C.i.f. (Cost Insurance Freight) og eksportverdiene er F.o.b. (Free on Board)

4.2.3. Operasjonalisering

Som forklart i 3.2.1., har jeg data for de ulike import- og eksportverdiene i løpende priser. Nominelle størrelser er ikke justert for prisstigningen i de ulike landene, og kan dermed gi feilaktige resultater når de sammenlignes. For å finne reelle verdier, deflaterer jeg handelsverdiene med KPI for USA. Dette innebærer en antakelse om at Kjøpekraftsparitet (KKP) gjelder.²⁶

Konsumprisindeksene som brukes er hentet fra OECD databasen. Jeg bruker de samme kildene når jeg jobber med samme type data. Dette for å være konsekvent.

Fordi jeg har fire mulige verdier for handel (som forklart under 4.2.2.1.), gir dette 94 observasjoner med import- og eksportverdier per landpar: 47 verdier med eksport fra a til b (A_1) og import fra a til b (A_2) og 47 verdier med eksport fra b til a (B_1) og import fra b til a (B_2).

For å finne de totale handelsverdiene, legger jeg sammen (A_1) og (A_2) (kaller denne for A) og plusser (B_1) med (B_2) (kaller denne for B). Dette halverer observasjonene for et gitt landpar til 47.

Videre aggregerer jeg data for hver femårs periode: jeg tar gjennomsnittet fra femårs perioder av de to verdiene (A og B): 1961 – 1965, 1966 – 1970, 1971 – 1975, 1976 – 1980, 1981 – 1985, 1986 – 1990, 1991 – 1995, 1996 – 2000 samt fire års periode 2001 – 2004. Totalt får jeg dermed 9 tidsperioder og dataene reduseres ytterligere til kun 9 observasjoner for A -verdier og 9 observasjoner for B -verdier.

Når jeg konstruerer totale handelsverdier for femårs periodene, benytter jeg meg av det geometriske gjennomsnittet:²⁷

$$\ln_{handel} = \frac{\ln(A) + \ln(B)}{2}.$$

Dette gjøres for samtlige ni tidsperioder og gir 9 verdier som brukes videre i STATA.

Det er denne variabelen som er den avhengige variabelen og kalles for *lnhandel*.

²⁶ De reelle valutakursene konvergere mot et stabilt nivå på lang sikt. For industriland tar det ca. 3–5 år før halvparten av avviket er eliminert, alt annet gitt (Parsley & Wei (2001)).

²⁷ Jfr. 4.2.1.

4.3. Forklaringsvariabler

4.3.1. Vanlige "gravitasjons" variabler

4.3.1.1. BNP

En sentral variabel i litteraturen om gravitasjon er BNP. Som nevnt i litteraturgjennomgangen, antas det at jo høyere BNP i et land er, jo mer vil dette landet handle med andre nasjoner.

Dette betyr at det forventes at denne variabelen vil ha positiv innvirkning på handel.

For å få sammenlignbare BNP-data, veksler jeg først de ulike BNP-ene i nasjonale valutaer om til amerikanske dollar. For dette brukes årlige, gjennomsnittlige valutakurser fra de samme bøkene hvor jeg finner BNP-verdiene.

Siden data hentes fra ulike årsbøker, er BNP oppgitt på litt forskjellige måter. Det finnes nominelt BNP samt BNP i faste priser (faste 1975-priser for perioden 1961 – 1964) eller BNP-deflator (i faste 1990-priser i boken fra 1995) og BNP-deflator i faste 2000-priser (i boken fra 2005). På grunn av de ulike basisårene, kan BNP ikke sammenlignes direkte. For å få sammenlignbare data, regner jeg først BNP-deflator for USA i 2000-priser.

Dette gjøres ved først å finne et forhold mellom reelt BNP i 2000-priser for 1975 og reelt BNP i 1975-priser for 1975. Matematisk kan dette uttrykkes som følger:

$$\frac{BNP_{1975}^{1975}}{BNP_{1975}^{2000}} = x, \text{ der toppskrift viser basisår og fotskrift viser hvilket års BNP det er snakk om.}$$

Dette kan skrives om som: $\frac{BNP_{1975}^{1975}}{x} = BNP_{1975}^{2000}$.

Vi får da en BNP-deflator i faste 2000-priser²⁸. Jeg bruker deretter samme indekstall (x) for å finne BNP-deflaterer for de ulike årene fra 1975 i 2000-priser. Når vi har BNP-deflator i faste priser betyr det at BNP-deflator i basisåret er lik 100; altså $BNP_{deflator}^{2000} = 100$.

Videre må det beregnes reelt BNP som skal benyttes i analysen. Dette gjøres ved å bruke en enkel formel:

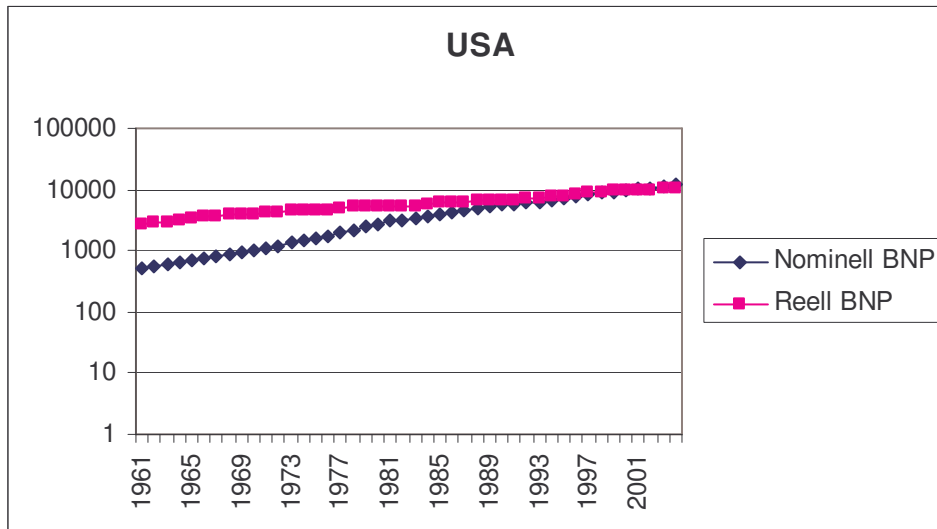
$$BNP^{REELT} = \frac{BNP^{NOMINELT}}{BNP_{deflator}} * 100.$$

Til slutt deflaterer jeg alle de nominelle tallene for BNP med BNP-deflator for USA slik at jeg får reelt BNP i de ulike landene.

²⁸ BNP deflator er en prisindeks. Denne indeksen tar hensyn til substitusjonseffekt (benytter konsumkurver fra det faktiske året), men den tar ikke hensyn til nyttetapet for konsumentene og har dermed en tendens til å vise for lav prisstigning.

Figuren nedenfor viser nominelt og reelt BNP for USA.

Figur 4.2. Nominelt og reelt BNP for USA (2000 = 100).



Nominelt og reelt BNP krysser hverandre i år 2000, som er et referanseår.

4.3.1.2. Operasjonalisering

Fordi jeg ser på gjennomsnittlige handelsverdier over fem års perioder, tar jeg gjennomsnittet av BNP i de ulike landene (1961 – 1965, 1966 – 1970, osv.). I regresjonen inngår denne variabelen som produktet av BNP (på logaritmisk form) i de to landene. Matematisk:

$$\ln BNP = \ln(\bar{Y}_a) + \ln(\bar{Y}_b), \text{ der } \bar{Y} \text{ er gjennomsnittlig BNP i et land i løpet av fem års perioder.}$$

4.3.1.3. BNP per innbygger

Hvorvidt BNP er et godt mål for den egentlige aktiviteten i en økonomi kan diskuteres. Det kan imidlertid tenkes at BNP per innbygger er et bedre mål i det vi justerer reelt BNP for innbyggertall, tross at dette fortsatt ikke sier oss noe om inntektsfordelingen i en økonomi. Tallene jeg fant for reelt BNP brukes videre til å beregne reelt BNP per innbygger. Tallene for populasjon kommer fra de samme årsbøkene til IFS.

BNP per innbygger finner man helt enkelt ved å bare dele reelt BNP på innbyggertall. BNP per capita inngår i denne analysen som produktet av BNP per innbygger i et land på logaritmisk form. Matematisk ser det slikt ut:

$$\ln bnp_{capita} = \ln(\bar{Y}_a)_{capita} + \ln(\bar{Y}_b)_{capita}$$

Denne tilnærmingen følger fremgangsmåten til de fleste tidligere undersøkelser (Se bl.a. Tenreyro (2001)).

4.3.1.4. Landstørrelser

For å kontrollere for landstørrelsen, tar jeg også med arealer for de ulike land. Jo større et land er, jo mindre er landet avhengig av å handle med andre nasjoner, og det motsatte gjelder for små land. Dette forklares slik: jo større land, jo mer ressurser og desto enklere er det å finne de ulike varene. Mindre land vil dermed handle mer med andre nasjoner enn det store land vil. Variabelen inngår som produktet av landarealene på logaritmisk form:

$$\ln_{areal} = \ln(Areal_a) + \ln(Areal_b).$$

For å kontrollere relative størrelser, brukes absolutt differanse mellom landarealer:

$$areadiff_{-} = |\ln(Areal_a) - \ln(Areal_b)|.$$

4.3.1.5. Geografisk avstand

En annen sentral variabel i analysen er avstanden mellom land. I litteraturen (Frankel (1997)) antas det som regel at distansen mellom land gir en god tilnærming for transportkostnadene. Det forventes at denne vil påvirke handel mellom land negativt: jo større avstand, jo dyrere er det å transportere varer.

I analysen inngår denne variabelen som den korteste avstanden, "as the crow flies", mellom hovedstedene i de relevante landene. Dette er i samsvar med litteraturen om geografiske avstander og dens påvirkning på handel. Distansen uttrykkes på logaritmisk form og viser den relative distansen mellom nasjonene i hvert landpar.

Dette baseres utelukkende på avstand mellom hovedstedene og kan dermed overestimere / underestimere effekten. Det må også kontrolleres om to land, som er langt fra hverandre, og som handler seg i mellom, har et annet land som er nærmere. I litteraturen er dette omtalt som remoteness.

Et eksempel er handel mellom Australia og New Zealand: det tar cirka tre timer å fly mellom hovedstedene, men dette er likevel optimalt fordi andre industrielle land er enda lengre borte. Dette vil underpredikere bilateral handel. Det motsatte er tilfelle for EU-landene.

Siden det i hovedsak er EU-land i min analyse, der avstandene for det meste er små, vil jeg likevel bare se på den geografiske distansen.²⁹ USA og Japan er to land som skiller seg ut, men disse er viktige handelspartnere for de fleste land tross de lange avstandene.

Variabelen for avstand er $\ln_{avst} = \ln(\text{avstand (km) mellom } a \text{ og } b)$.

²⁹ Tidligere undersøkelser viser at "multilateral resistance" effekten er veldig liten for EU-land, jfr. 2.2.2.

Selv om avstand forventes å påvirke handel negativt, kan det også tenkes at denne effekten er avtakende: jo lengre avstanden mellom to land er, jo mindre har de siste kilometerne å si. Det koster altså like mye å få varene på flyet og ut av flyet, mens kostnader ved en ekstra kilometer er avtakende. Derfor vil jeg ha med en variabel som fanger opp denne effekten; distansekvadrert (*avkvad*).

Å bare se på flyavstander kan også gi skjeve resultater. Om et land har tilgang til sjøen og dersom varene kan fraktes med båt, kan dette påvirke handelen.

Ut i fra teorien (Frankel (1997)), kommer det imidlertid fram at sjøavstander og tilsvarende avstander for båttruter ikke tillegger noe viktig informasjon i analysen. Det konkluderes dermed med at luftlinje er den beste måten å estimere geografiske avstander på.

4.3.2. Variasjon i valutakurs

Som presentert i 2.3.3.2., finnes det ulike måter å måle variasjon i valutakursen på.

Valutakursvolatilitet følger standard tilnærming i denne analysen: Den måles som standardavviket for den første differansen av (logaritmen av) månedlige valutakursrater mellom to land³⁰. Selv om de alternative målingene kan variere noe, gir ikke dette signifikante forskjeller mellom dem.

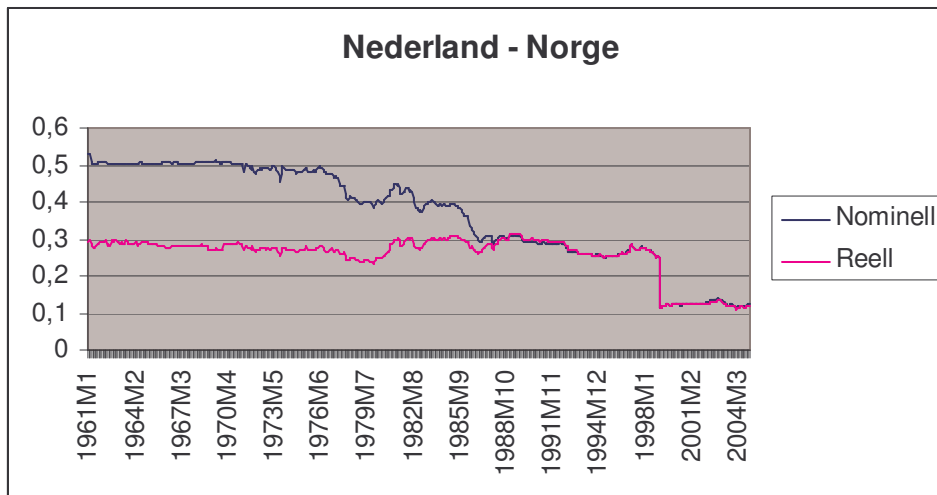
Valget om å se på månedlige data (fremfor kvartalsvis eller årlig data) er begrunnet med fremgangsmåter brukt i tidligere undersøkelser som er presentert i kapittel 2.3.3. Det kan tenkes at volatil valutakurs mellom to land vil redusere handelen, altså får vi en negativ effekt på grunn av variasjonen i valutakurs.

Selv om det ser ut til at nominelle og reelle valutakurser ikke gir noen signifikante forskjeller, vil jeg likevel se på hvordan begge valutakursene virker på handel.

Figuren under viser en vilkårlig valgt bilateral valutakurs.

³⁰ Jfr. 2.3.3.2.

Figur 4.3. Nominell- og reell valutakurs mellom Nederland og Norge.



Figuren viser at det ikke er så stor forskjell om man ser på reell eller nominell valutakurs; selve variasjonen er ganske lik mellom de to kursene. Den nominelle valutakursen er høyere enn den reelle helt fram til 1988 og blir veldig lik i årene etterpå. Man ser også at valutakursen faller i 1999. Dette kan skyldes at Nederland innførte euro.

4.3.2.1. Nominell valutakurs

Valutakurs sier oss noe om hvor mye lokal valuta man må betale for en enhet av utenlandsk valuta. Nominell valutakurs uttrykker dagens verdi og sier oss ingenting om prisforskjeller mellom land.

I CD-ROM fra IFS har jeg hentet de ulike nominelle valutakurser per USD. Når man har data uttrykt i felles valuta, er det rett fram å beregne de bilaterale valutakursene. Dette gjøres på

følgende måte: $e_b^a = \frac{e_{USD}^a}{e_{USD}^b}$, der a viser valutaenheter fra land a som man må gi for å få en

valutaenhet for land b.

Siden jeg ser på månedlige data, får jeg 12 observasjoner per år og dette gir totalt 564 (12*47=564) observasjoner for en bilateral valutakurs. For de 136 landparene i datasettet gir dette totalt 76704 observasjoner for nominell (og like mange for reell-) valutakurs.

Det første steget her er å ta logaritmen av disse tallene. Etterpå finner jeg differansen mellom månedlige valutakurser. Den første observasjonen settes lik null og andre differanser beregnes på følgende måte: $\ln(e_{ijt,m}) - \ln(e_{ijt,m-1})$, der m = måned. Til slutt finner jeg standardavviket for fem års perioder, noe som igjen gir 9 observasjoner per bilateral valutakurs.

Matematisk kan dette uttrykkes slik:

$enominell_{ijt} = Std.Dev. [\ln(e_{ijt,m}) - \ln(e_{ijt,m-1})]$, $m = 1 \dots 12$, altså måneder.

4.3.2.2. Reell valutakurs

Generelt er det nok vanligst å se på reell valutakurs. I motsetning til nominell valutakurs, tar den reelle valutakursen hensyn til prisforskjeller mellom land.

Den reelle valutakursen finner man slik:

$$E_{a,b} = e_b^a \frac{KPI_b}{KPI_a}.$$

Her brukte jeg de ulike månedlige konsumprisindeksene for å beregne reelle valutakurser.

Siden KPI i Irland var i faste 1953-priser, ble disse først regnet om til 2000-priser, slik at alle KPI skal være beregnet i faste 2000-priser.

Samme ble gjort med konsumprisindekser i Danmark for perioden 1961 – 1966.

Etter å ha beregnet de reelle valutakursene, repeteres den samme prosedyren som for nominelle valutakurser. Slik finner jeg variasjonen i den reelle valutakursen for fem års perioder. Variabelen kalles *Ereell*.

4.3.3. Dummyvariabler

Felles språk kan tenkes å påvirke handel positivt, fordi det fjerner språkbarrieren.

Noen land har flere enn ett offisielt språk, som for eksempel Belgia. Her snakker 60 % prosent av befolkningen nederlandsk, 40 % snakker fransk og under 1 % snakker tysk.

Variabler for felles språk får verdien 1 hvis det er en relativt stor andel av befolkningen som snakker språket. I eksempelet med Belgia velger jeg derfor å gi verdien 1 kun dersom to land har felles språk som fransk eller nederlandsk, mens felles språk med tysk får verdien 0.

Denne variabelen kalles *fellesspraak*.

I tillegg kommer andre dummyvariabler:

- Kan tenkes at land som grenser til hverandre, handler mer med hverandre. Derfor tar jeg med dummyvariabel *fellesgrens*.

- Eventuelt medlemskap i handelsavtaler fører naturligvis til mer handel mellom disse landene. Informasjonen om de ulike handelsavtalene er hentet fra Tenreyro (2006).

Lager en dummyvariabel *handelsavt* dersom de to landene har en felles handelsavtale.

- Tidligere undersøkelser viser at land som har felles valuta, handler mer med hverandre (Rose (2000)). Lager derfor en dummyvariabel *fellesval*. Samtlige dummyvariablene får verdien 1 dersom noe av det overnevnte er tilfelle og 0 ellers.

Om et land har vært eller er kolonisert av et annet land kan også spille inn. Historikken har mye å si for hvordan land forholder seg til hverandre. Dette taes med i de aller fleste undersøkelser, men siden jeg hovedsakelig forholder meg til EU-land, tror jeg ikke at denne variabelen er nødvendig her.

For å kontrollere andre mulige transporteringsmåter, er det også vanlig å inkludere en variabel som tar hensyn til om landene har mulighet til å benytte seg av shipping. For dette lages vanligvis to dummyvariabler: om ett eller begge landene har tilgang til sjø. Men disse variablene skal heller ikke inkluderes i min analyse, da det kun er ett land (Sveits) som ikke har muligheter for maritim transport.

Kapittel 5 Estimeringsmetoder

Hensikten med økonometriske analyser er å estimere modellens parametre og å teste hypoteser angående disse parametrene. Ulike typer data brukes for ulike formål, alt ettersom hvilke effekter man er interessert i. Når man bestemmer seg for hvilken datatype som best vil belyse problemstillingen, er neste steg å bestemme seg for hvilken estimeringsmetode som vil gi de beste estimatene. Verdier og fortegn til de estimerte parametrene vil fortelle noe om gyldigheten av den økonomiske teorien, eller effekten av ulike tiltak.

I denne oppgaven har jeg konstruert et paneldatasett, og dette datasettet er utgangspunktet for min analyse. Jeg kommer imidlertid også til å benytte meg av andre estimeringsmetoder.

Dette for å kunne sammenligne de ulike estimatene og se hvordan effektene endres ved bruk av andre teknikker.

I del 5.1. redegjører det for Minste kvadrats metode– estimeringen. Del 5.2. gir en presentasjon av paneldata, mens del 5.3. gir en kort presentasjon av instrumentvariabel estimeringen.

5.1. Minste kvadratsmetode (MKM)

Gravitasjonsmodeller i litteraturen estimeres som regel med minste kvadratsmetode. Det argumenteres for at MKM har gode egenskaper og den passer veldig bra for estimeringen av slike modeller. Frankel (1997) forklarer videre at noe av det beste med MKM er at teknikken holdes konstant for ulike faktorer for å konstatere effekten av en annen faktor. Metoden gir gode resultater selv når forklaringsvariablene er korrelert med hverandre. Eksempelet som brukes av Frankel er at det er en sterk korrelasjon for avstanden mellom to land og at de har felles grense. MKM kan likevel estimere den uavhengige effekten av hver faktor, så lenge vi har en korrekt spesifisert modell.

Bruk av MKM innebærer en antakelse om at modellen er korrekt spesifisert og at forutsetningene for den klassiske regresjonsanalysen (Gauss – Markov antakelsene) er oppfylt. Hvis dette er tilfellet, gir MKM de beste estimatene.³¹

Det er imidlertid ikke alltid like lett å observere om Gauss-Markov forutsetningene er oppfylt.

³¹ Estimatene har minst varians og er forventningsrette.

Brudd på enkelte forutsetninger kan gi uønskede konsekvenser. En av forutsetningene er at variansen til feilleddet skal være konstant, altså $Var(\varepsilon | \bar{x}) = \delta^2$. Dette kalles for homoskedastisitet. Om variansen er forskjellig for de ulike x -verdiene (altså heteroskedastisitet), får vi fortsatt forventningsrette estimatorer, men MKM estimatorene har ikke lengre den minste varians. Variansen til koeffisienten blir forventningsskjev og som følge av dette får vi forventningsskjeve standardavvik. Dette problemet forsvinner ikke ved store utvalg. Verken t -test eller F -test vil være gyldige når vi har heteroskedastisitet. Årsaker til heteroskedastisitetsproblem kan være stor variasjonsbredde i uavhengige variabler eller aggregert data (gjennomsnitt for grupper av ulike størrelser).

Problemet kan løses ved å bruke robuste standardfeil, og dette er og blitt mer og mer benyttet i ulike undersøkelser. Sannsynligheten for heteroskedastisitets problem er imidlertid også redusert når den avhengige variabelen er på logaritmisk form (Wooldridge (2003)).

En annen forutsetning er at det skal være uavhengighet mellom forklaringsvariablene (x) og residualene: $E(\varepsilon | \bar{x}) = 0$ og $Cov(x, \varepsilon) = 0$. Konsekvensene ved brudd på denne forutsetningen kalles for endogenitet og blir mer forklart i underkapittel 5.3.

En ytterlig forutsetning er at det skal være variasjon i forklaringsvariablene, men ingen perfekte sammenhenger dem i mellom. Det tillates altså en viss kollinearitet, men dette kan gi gjerne upresise estimater. Multikollinearitetsproblemet er forklart i underkapittel 6.1.

5.2. Paneldata

Paneldata-modeller deles inn i to hovedgrupper: Fast effekt-modeller (FE) og Tilfeldig effekt-modeller (RE).

I FE antar man individuelle konstantledd: konstantleddet ligger fast hos hvert individ (her: landpar), men varierer fra landpar til landpar. Vi finner det individuelle gjennomsnitt for hvert landpar over tid (også kalt within group average). Når vi har individuelle gjennomsnitt, kan vi observere avvik for hvert enkelt landpar; vi får samme helning som en effekt av alle forklaringsvariablene, men ulike skjæringspunkt (nivåforskjeller).

Når vi tar hensyn til de ulike konstantleddene, får vi forventningsrette estimatorer. Fast effekt-modellen trenger imidlertid ikke antakelsen om at $E(\varepsilon_i | x) = 0$; ε_i er det tidskonstante feilleddet. Metoden er dermed delvis robust for endogenitetsproblemet.

FE-transformasjonen gjør at vi dessverre ikke kan identifisere tidskonstante komponenter, som for eksempel geografisk distanse mellom to land eller landsstørrelser, og kan derfor ikke brukes i min analyse.

I RE modellen betraktes individspesifikke forhold som en stokastisk komponent og inkluderes som en del av det stokastiske feilleddet i modellen (α). Problemet med RE-modellen er at den baserer seg på urealistiske antakelser. De individspesifikke komponentene, som vi ikke klarer å observere, blir en del av feilleddet. Dermed er det viktig at egenskapene til feilleddet blir oppfylt for at RE skal kunne gi de riktige resultatene. Disse er som følger:

1. $E(\alpha_i) = E(\varepsilon_{it}) = 0$.
2. $E(\alpha_i)^2 = \sigma_\alpha^2$ og $E(\varepsilon_{it})^2 = \sigma_\varepsilon^2$ (Konstant varians. Hvis ikke den er konstant, får vi heteroskedastisitet.)
3. $E(\alpha_i \varepsilon_{it}) = 0$; Uavhengighet mellom individspesifikke komponenter og feilleddet.
4. $E(\varepsilon_{it} \varepsilon_{jt}) = 0$; Ingen seriekorrelasjon i feilleddet.
5. $E(\alpha_i \alpha_j) = 0$; Ingen seriekorrelasjon i individspesifikke komponenter.
6. $E(x_{it} \varepsilon_{it}) = 0$ og $E(x_{it} \alpha_i) = 0$. Uavhengighet mellom regressor og feilleddskomponenter.

Sistnevnte er nok den mest kritiske forutsetningen: som nevnt, er det i α at det vi ikke kan observere ligger. Dette kan dermed være med og påvirke forklaringsvariablene. Spørsmålet som stilles er hvor troverdig resultatet blir om modellen bygger på nærmest urealistiske forutsetninger. Til forsvar for RE-modellen kan det nevnes at det ikke finnes mange andre og bedre alternativ, men modellen tillater oss likevel å finne visse effekter.

I tillegg er nok modellens svakheter et større problem dersom undersøkelsen hadde omhandlet individer; faktorer som for eksempel motivasjon og evner er vanskelig å observere.

Dette datasettet dreier seg om landpar, endringer i valutakurs, BNP osv. Det finnes nok andre forklaringsvariabler som kunne vært med på å forklare handel mellom to land, men det kan likevel tenkes at den avhengighet mellom regressor og feilleddskomponenter ikke er så stor.

5.3. Instrumentvariabler (IV)

En av Gauss – Markov forutsetningene er at det ikke skal være korrelasjon mellom forklaringsvariabel og residual. Hvis denne forutsetningen er brutt, får vi et endogenitetsproblem. Dersom dette skjer, blir MKM- estimatorene typisk forventningsskjev og inkonsistente; den estimerte β konvergerer heller ikke i sannsynlighet mot populasjons β når antall observasjoner øker. IV- estimator er et hjelpemiddel som brukes når instrumentvariabler er tilgjengelige for endogene forklaringsvariabler.

Om vi har en modell, $y_i = \beta_0 + \beta_1 x_{i1} + \beta_2 x_{i2} + \dots + \beta_k x_{ik} + \varepsilon_i$ der variabelen x_{i2} kan tenkes å være korrelert med residualet, kan vi forsøke å finne et instrument for den endogene forklaringsvariabelen.

Det stilles for øvrig to viktige krav til instrumentet (kaller denne for z), nemlig at instrumentet skal være sterkt korrelert med den endogene variabelen, $E(z_{ik} x_{ik}) \neq 0$ og ikke korrelert med residualet, $E(z_{ik} \varepsilon_{ik}) = 0$. Den første forutsetningen kan imidlertid testes (vi ser om instrumentet har forklaringskraft i estimeringen av den endogene variabelen), mens den andre forutsetningen kan ikke det.

Om vi finner et slikt instrument, erstatter vi den endogene variabelen med z , mens eksogene variabler inngår som egne instrumenter.

IV- estimatet er konsistent, det vil si at den forutsetter et stort utvalg; koeffisienten til IV- estimatoren vil konvergere i sannsynlighet mot den sanne (populasjons) koeffisienten når utvalget er stort. Om variabelen faktisk er eksogen, gir MKM- estimeringen den mest effisiente estimatoren; IV har større varians.

IV- estimeringen er mer utdypet i kapittel 7.3.

Dette datasettet inkluderer ulike forklaringsvariabler for handel mellom to land. Det kan likevel være at noen av forklaringsvariablene er korrelert med residualet. For eksempel er variasjon i den bilaterale valutakursraten trolig påvirket av valutakursregime, inflasjon i de to landene, osv. Jeg vil derfor også benytte meg av instrumentvariabel- estimeringen i denne analysen for å teste om variabelen for valutakursvolatilitet er endogen.

Etter forskjellige estimeringer er det vanlig å kontrollere resultatene med ulike tester. Disse blir forklart videre i analysen.

Kapittel 6 Utforsking av modellforutsetninger

Dette kapittelet tar for seg ulike estimeringsutfordringer som jeg har møtt på når jeg estimerte modellen med de variablene som er presentert i kapittel 4. Delkapittel 6.1. forklarer multikollinearitetsproblemer og gir en begrunnelse for hvorfor datasettet er konstruert på den måten som det er. Underkapittel 6.2. utdyper konsekvenser av kollinearitet mellom forklaringsvariablene. Videre presenteres og forklares estimeringsproblemer knyttet til den opprinnelige regresjonsmodellen. 6.3. avslutter kapittelet med en presentasjon av forklaringsvariablene og den reviderte regresjonsmodellen.

6.1. Multikollinearitet i datasettet

Multikollinearitetsproblemet³² oppstår når det finnes korrelasjon blant uavhengige variabler i en multipel regresjonsmodell. Generelt er det ikke noe problem å inkludere variabler som korrelerer noe med hverandre, men hvis korrelasjonen er veldig høy, kan dette føre til estimeringsproblemer. Konsekvensene kan være upresise estimater med høye standardfeil og ikke forventet fortegn eller størrelse til estimatene.

I begynnelsen definerte jeg handelsverdier som eksport fra land a til land b og import fra land a til land b . Fordi eksportverdien fra ett land ikke er den samme som importverdien til et annet land³³, hadde jeg ulike handelsverdier for landene; altså en handelsverdi for gjennomsnittet av eksport fra a til b og import til b fra a , og en ny handelsverdi for gjennomsnittet av eksport fra b til a og import til a fra b . Dette gir et større datasett med flere observasjoner enn hva tilfellet er nå.

Etter å ha estimert modellen i STATA, ble mange uavhengige variabler droppet på grunn av multikollinearitet. Til tross for at jeg fikk forskjellige handelsverdier for landpar ab og ba , var det likevel mange andre forklaringsvariabler som var helt like for disse to, eksempelvis avstand, landarealet, språk, osv. Problemet var ikke bare at disse variablene var de samme over tid, men de var også de samme for mange forklaringsvariabler.

Multikollinearitetsproblemet forsvinner imidlertid ikke om man øker antallet observasjoner. For å fortsatt kunne finne effekter av de uavhengige variablene på handel, konstruerte jeg et nytt datasett, der handelsverdiene ble definert som totalhandel. Denne fremgangsmåten er grundig framstilt i 4.2.3.

³² Høy, men ikke perfekt korrelasjon mellom to eller flere uavhengige variabler.

³³ Se 3.2.1., avsnittet om verdsetting.

6.2. Estimeringsutfordringer

6.2.1. Kollinearitet mellom forklaringsvariabler

Som forklart i metodedelen, må det være variasjon i forklaringsvariablene og ingen perfekte sammenhenger mellom dem. I praksis fører høy kollinearitet til høy korrelasjon³⁴ mellom variabler. Dette gir upresise estimater, betydelig høyere standardavvik med lave t-verdier, ikke-forventede størrelser eller fortegn til koeffisientene, og ikke signifikante koeffisienter til tross for høy R^2 . Dette fører til at man ikke kan stole på estimatene, som forandres mye bare ved små endringer i utvalget.

Kollinearitetsproblemer er mer sannsynlig i relativt små utvalg eller om man har relativt lignende enheter. Mitt datasett kan tenkes å ha begge disse egenskapene; datasettet er relativt lite og omhandler utviklede land, noe som kan føre til at det ikke er nok variasjon i enkelte forklaringsvariabler.

6.2.2. Opprinnelig regresjonsmodell

Utgangspunktet for min analyse er en regresjonsmodell som kan skrives på følgende måte:

$$\begin{aligned} (\ln \text{handel}_{a,b})_t = & \beta_0 + \beta_1 (\ln \text{bnp}_{a,b})_t + \beta_2 (\text{bnpcapita}_{a,b})_t + \beta_3 (\ln \text{avst} \text{d}_{a,b})_t + \\ & + \beta_4 (\ln \text{areal}_{a,b}) + \beta_5 (\text{areadiff}_{a,b}) + \beta_6 (\text{Ereell}_{a,b})_t + \beta_7 (\text{fellespraak}_{a,b}) + \\ & + \beta_8 (\text{felligrense}_{a,b}) + \beta_9 (\text{handelsavt}_{a,b})_t + \beta_{10} (\text{fellesval}_{a,b})_t + \epsilon_{a,b,t} \end{aligned} \quad (6.1)$$

Her indikerer a og b to ulike land i et landpar, t står for tidspunktet og ϵ er et feilledd som inkluderer de uobserverbare faktorene.

Da jeg estimerte likning 6.1., hadde noen av de estimerte koeffisientene uventede fortegn. Dette var tilfellet for variablene BNP og BNP per innbygger: Mens BNP hadde en stor, positiv og statistisk signifikant effekt på handel, hadde BNP per innbygger lavere og negativ, men fortsatt statistisk signifikant effekt på handel. Det at høyere BNP i et land fører til mer handel med andre land er et fornuftig og forventet resultat. Det er imidlertid ulogisk at høyere BNP nivå per innbygger kan redusere handel med andre land.

³⁴ Korrelasjon er et mål for lineær avhengighet mellom to tilfeldige variabler. Korrelasjon kan innta verdier fra -1 (perfekt negativ korrelasjon) til 1 (perfekt positiv korrelasjon).

Grunnen til dette viste seg å være høy korrelasjon (0,74) mellom de nevnte variablene. Multippel regresjon estimerer den uavhengige effektene av hver x . Variabelen bidrar for øvrig lite om den ikke har særlig uavhengig variasjon. Intuitivt forklares dette med at siden BNP og BNP per innbygger er høyt korrelert med hverandre, kan det være vanskelig å identifisere individuelle virkninger av disse to variablene.

Slike problemer kan imidlertid løses ved å inkludere flere observasjonseenheter dersom man kan forvente at variablene vil være mer varierende. De fleste undersøkelser innenfor dette temaet inkluderer både BNP og BNP per innbygger.³⁵

Dette kan sannsynligvis forklares med store datasett og mer variasjon i forklaringsvariablene. Om jeg hadde hatt flere (gjærne mer ulike) nasjoner i mitt datasett, hadde det vært større variasjon i variablene. Relativt høyt BNP nivå hadde ikke nødvendigvis vært etterfulgt av høyt BNP per innbygger. Men dersom man ikke har stort nok utvalg, kan man kun konkludere med at det ikke er nok informasjon til å kunne si noe om disse effektene.

Siden jeg ikke kunne inkludere begge variablene i regresjonsmodellen, må jeg ta et valg med hensyn til hvilken av de to som skulle brukes i den videre analysen.

Generelt er BNP per innbygger et bedre mål for den økonomiske situasjonen i et land. Når jeg imidlertid bare inkluderer denne variabelen, blir modellen betraktelig verre spesifisert, samtidig som flere variabler ikke blir statistisk signifikante.

Estimeringen når bare BNP er inkludert fører til at flere variabler blir statistisk signifikante, samtidig som modellspesifiseringen forbedres. Dette tyder på at BNP er en viktig forklaringsvariabel som bør være med i analysen.

Videre prøver jeg å inkludere en variabel for populasjon,³⁶ men denne variabelen viste også å være høyt korrelert med BNP- nivået.

Korrelasjonen mellom variablene $lnbnp$ og $lnpop$ er imidlertid noe lavere, men regresjonen med disse forklaringsvariablene fører til at modellens samlet forklaringskraft blir mye lavere og flere variabler blir ikke statistisk signifikante.

³⁵ Korrelasjonen mellom BNP og BNP per innbygger i datasettet til Rose (2000) er 0,4.

³⁶ Denne operasjonaliseres på følgende måte: $ln(pop_{a,b}) = ln(\overline{pop}_a) + ln(\overline{pop}_b)$, der \overline{pop} er gjennomsnittlig populasjon i et land i løpet av femårs perioder.

Grunnet kollinearitetsproblemer, valgte jeg å kun inkludere variabelen for BNP. Dette kan kritiseres for en feilspesifisert modell, noe som er en alvorlig feil. I dette tilfellet er det positiv skjevhet, og dette innebærer at effekten av BNP blir overestimert.

På grunn av den høye korrelasjonen mellom BNP og populasjon i dette datasettet, kan det imidlertid tenkes at utelating av den sistnevnte variabelen ikke ville fått store konsekvenser for regresjonsmodellen. De to viktigste variablene i denne undersøkelsen, nemlig geografisk avstand og valutakursvolatilitet, påvirkes dessuten marginalt når variablene, som tar hensyn til populasjon, ikke inkluderes.

6.3. Presentasjon av variabler og regresjonsmodell

Følgende tabell oppsummerer variablene som inkluderes i den videre analysen:

Tabell 6.1. Variabelpresentasjon.³⁷

Variabelnavn	Tolking
lnhandel	Den totale gjennomsnittlige handelen (i løpet av 5-års periode) mellom to land på logaritmisk form.
lnbnp	Gjennomsnittlig BNP (i løpet av 5-års perioder) for et landpar på logaritmisk form.
lnavstand	Avstanden mellom hovedstedene i et landpar på logaritmisk form.
lnareal	Landarealene for et landpar på logaritmisk form.
areadiff	Absoluttdifferansen mellom landarealene i et landpar på logaritmisk form.
Ereell	Variasjonen i den bilaterale reelle valutakursen i et landpar.
fellspraak	Dummyvariabel som får verdien 1 om to land har samme offisielle språk.
fellgrense	Dummyvariabel som får verdien 1 om to land grenser til hverandre.
handelsavt	Dummyvariabel som får verdien 1 om to land har en felles handelsavtale i den aktuelle 5-års periode.
fellesval	Dummyvariabel som får verdien 1 om to land har samme valuta i den aktuelle 5-års periode.

³⁷ Se appendiks 2, tabell 1. for oppsummerende statistikk for alle variablene.

Regresjonsmodellen kan nå skrives på følgende måte:

$$\begin{aligned} (\ln \text{handel}_{a,b})_t = & \beta_0 + \beta_1 (\ln \text{bnp}_{a,b})_t + \beta_2 (\ln \text{avs tan d}_{a,b}) + \beta_3 (\ln \text{areal}_{a,b}) + \\ & + \beta_4 (\text{areadiff}_{a,b}) + \beta_5 (\text{Ereell}_{a,b})_t + \beta_6 (\text{fellespraak}_{a,b}) + \beta_7 (\text{fellingrense}_{a,b}) + \quad (6.2.) \\ & + \beta_8 (\text{handelsavt}_{a,b})_t + \beta_9 (\text{fellesval}_{a,b})_t + e_{a,b,t} \end{aligned}$$

Totalt har jeg 9 forklaringsvariabler, der fire av dem er dummyvariabler, mens de andre fem variablene er på logaritmisk form. Videre er det fire variabler som varierer med tid, og fem som er faste, landsspesifikke variabler.

I modellestimeringen vil jeg benytte meg av kommando *robust*. Robuste verdier er mer motstandsdyktige, og som nevnt i 5.1., vil dette være til hjelp for å unngå problemet med høy varians dersom det er fare for heteroskedastisitetetsproblem.

Koeffisientene til variablene er akkurat de samme som når robust kommandoen ikke brukes; den eneste endringen her er forskjeller i standardavviket, samt at variablene blir mer statistisk signifikante når man bruker kommando *robust*. Dette skyldes at robuste verdier legger vekt på hovedmassen i dataen. Altså, om det finnes observasjoner der verdien av en variabel er mye større eller mye mindre enn resten av dataene, vil ikke de robuste verdiene ta så mye hensyn til dette.

Kapittel 7 Estimering

I dette kapittelet presenteres tre ulike estimeringsmetoder. I del 7.1. estimeres modellen med Minste Kvadrats Metode. Til å begynne med forklares nye momenter i regresjonsmodellen og utføres test for multikollinearitet. Videre følger en presentasjon av resultatene.

Underkapittelet avsluttes med en tolkning av MKM estimeringsresultatene. I 7.2. benyttes tilfeldig effektmodellen (RE). Her estimerer jeg to typer modeller, uten og med tidseffekter. Dette for å se om effekten på handel mellom to land endres når tidsvariabler legges til RE regresjonsmodellen. Del 7.3. tar for seg instrumentvariabel (IV) estimeringen. Underkapittel 7.4. tester modellene for autokorrelasjon. I del 7.5. vil jeg kort oppsummere de ulike regresjonsresultater og 7.6. avslutter kapittelet med alternative estimeringsmetoder som også kunne vært benyttet.

7.1. Minste Kvadrats Metode (MKM)

7.1.1. Regresjonsmodell for MKM

Metoden følger fremgangsmåten som ble brukt av blant andre Rose (2000).

Her brukes det paneldatasett, men estimeringsmetoden er MKM. Datasettet innebærer ulike tidspunkter, men vanlig MKM tar ikke hensyn til dette og tidseffekter blir dermed inkludert i feilledet. For å få fram tidseffekter i analysen, lager jeg 8 nye dummyvariabler for fem års perioder: 1970, 1975, 1980, 1985, 1990, 1995, 2000 samt fire års perioden 2004. 1965 er et referanseår. Disse variablene lages for å fange opp effekten i handel over tid. Dette fører til at variabellisten utvides med 8 nye variabler: y_{70} , y_{75} , y_{80} , y_{85} , y_{90} , y_{95} , y_{00} , y_{04} , der alle disse variablene får verdien 1 i disse årene og 0 ellers.

Regresjonsligningen kan nå skrives på følgende måte:

$$\begin{aligned} (\ln \text{handel}_{a,b})_t = & \beta_0 + \beta_1 (\ln \text{bnp}_{a,b})_t + \beta_2 (\ln \text{avs tan } d_{a,b}) + \\ & + \beta_3 (\text{avstkvad}_{a,b}) + \beta_4 (\ln \text{areal}_{a,b}) + \beta_5 (\text{areadiff}_{a,b}) + \beta_6 (\text{Ereell}_{a,b})_t + \\ & + \beta_7 (\text{fellespraak}_{a,b}) + \beta_8 (\text{fellgrense}_{a,b}) + \beta_9 (\text{handelsavt}_{a,b})_t + \\ & + \beta_{10} (\text{fellesval}_{a,b})_t + \beta_{11} (y_{70}) + \beta_{12} (y_{75}) + \beta_{13} (y_{80}) + \beta_{14} (y_{85}) \\ & + \beta_{15} (y_{90}) + \beta_{16} (y_{95}) + \beta_{17} (y_{00}) + \beta_{18} (y_{04}) + e_{a,b,t} \end{aligned} \quad (7.1.)$$

7.1.2. Testing for kollinearitet

For å sjekke om modellen påvirkes av at tidsvariabler inkluderes, tester jeg videre variablene med VIF-testen (Hamilton (2006)). Til dette formålet bruker jeg postestimeringsprogrammet *vif* (Varians Inflasjons Faktor) som sjekker multikollinearitet mellom variablene.

Tabell 7.1. VIF- testresultater. Regresjonsmodell (7.1.)

Variabel	VIF	1/VIF
y00	3,08	0,325190
y04	2,57	0,388357
y95	2,34	0,427932
lnavstand	2,26	0,442856
lnareal	2,01	0,496359
lnbnp	2,00	0,499039
y90	2,00	0,499926
y80	1,94	0,514309
y85	1,91	0,523937
y75	1,87	0,535882
handelsavt	1,82	0,549545
y70	1,80	0,556654
fellgrense	1,75	0,572866
Ereell	1,61	0,621765
fellspraak	1,45	0,691634
fellesval	1,36	0,736253
areadiff	1,22	0,818037
Gjennomsnittlig VIF	1,94	

VIF verdiene viser nivået hvor variansen til koeffisientene (og standardavvik) øker når variabelen inkluderes. Verdiene på høyre side, $1/VIF$, viser verdiene som er lik $(1-R^2)$ fra regresjoner av hver x på de andre x variablene. $1/VIF$ forteller dermed hvor stor andel av variansen til x som er uavhengig av de øvrige x variablene. Høye verdier her tyder på at de enkelte forklaringsvariabler har mye uavhengig forklaringskraft.

I tabellen ser vi at de fleste VIF-verdiene ikke er høye: den høyeste verdi er 3,08 og den laveste er 1,22. Det kommer også fram at den laveste $1/VIF$ - verdien i modellen er 0,325. Dette er ikke mye, men verdien er heller ikke så lav.

Når man skal avgjøre hva som er for mye VIF, foreslås følgende retningslinjer for multikollinearitet: om VIF er høyere enn 10 og gjennomsnittlig VIF er høyere enn 1, er det et tegn på multikollinearitet.

Denne modellen preges ikke av høye VIF-verdier. Ingen er i nærheten av 10, men den gjennomsnittlig VIF er likevel høyere enn 1. Den høyeste VIF-verdien er for året 2000. Korrelasjon mellom denne og samtlige forklaringsvariabler viser at årsvariabelen y_{00} er høyt korrelert med *Ereell*: 0,64.

Variabelen blir så ekskludert fra regresjonen for å se hvordan verdiene til VIF-testen vil endre seg:

Tabell 7.2. VIF- testresultater. Regresjonsmodell (7.1.) uten variabel y_{00} .

Variabel	VIF	1/VIF
lnavstand	2,25	0,444598
lnareal	1,97	0,507934
lnbnp	1,17	0,563577
fellgrense	1,74	0,574028
handelsavt	1,71	0,584557
y95	1,65	0,606818
y04	1,63	0,613931
y90	1,50	0,665239
y80	1,47	0,679730
y70	1,47	0,681416
y85	1,46	0,685037
y75	1,45	0,689523
fellspraak	1,44	0,692236
fellesval	1,32	0,755005
Ereell	1,29	0,774181
Areadiff	1,22	0,818045
Gjennomsnittlig VIF	1,58	

Her kan man se at den høyeste VIF-verdien, når y_{00} ikke inkluderes i regresjonsmodellen, er 2,25. Dette er en noe lavere verdi enn ved forrige test. Den gjennomsnittlige VIF verdien er også redusert, selv om den fortsatt er over 1.

I den opprinnelige MKM-modellen er året 1965 ekskludert fra regresjonen og dette sees på som et referanseår. Dersom jeg estimerer en modell der jeg inkluderer tidsvariabel y_{65} og der året 2000 er et referanseår, viser VIF-testen igjen høyere verdier: gjennomsnittlig VIF er blitt 2,16. Dette skyldes korrelasjonen mellom årene 1965 og 1970.

Koeffisientene endrer seg når de ulike årene inkluderes i analysen. I den første modellen er koeffisienten til den reelle valutakursen negativ og statistisk signifikant på 1 % nivå, samtidig som det kun er koeffisientene for årene 1985 og 1990 som er statistisk signifikante på 1 %. Om jeg derimot ekskluderer året 2000 fra regresjonen, reduseres den negative effekten som valutakursvolatilitet har på handel, samtidig som variabelen kun er statistisk signifikant på 3 % nivå. Forskjellen her er trolig korrelasjonen mellom valutakursvolatiliteten og året 2000.³⁸ Modellen som videre estimeres kan skrives på følgende måte:

$$\begin{aligned}
 (\ln \text{handel}_{a,b})_t = & \beta_0 + \beta_1(\ln \text{bnp}_{a,b})_t + \beta_2(\ln \text{avstand}_{a,b}) + \beta_3(\text{avstkvad}_{a,b}) + \\
 & + \beta_4(\ln \text{areal}_{a,b}) + \beta_5(\text{areadiff}_{a,b}) + \beta_6(\text{Ereell}_{a,b})_t + \beta_7(\text{fellespraak}_{a,b}) + \\
 & + \beta_8(\text{fel lg rense}_{a,b}) + \beta_9(\text{handelsavt}_{a,b})_t + \beta_{10}(\text{fellesval}_{a,b})_t + \beta_{11}(y70) + \\
 & + \beta_{12}(y75) + \beta_{13}(y80) + \beta_{14}(y85) + \beta_{15}(y90) + \beta_{16}(y95) + \beta_{17}(y04) + e_{a,b,t}
 \end{aligned} \tag{7.2}$$

Tidsvariabel for år 2000 er altså utelatt.

7.1.3. Regresjonsresultater

I tabellen 7.1. rapporteres koeffisientene til variablene som er med i regresjonen, samt robust standardfeil i parenteser.

Ved siden av den reelle valutakursen rapporteres også koeffisienten og standardavviket til den nominelle valutakursen.³⁹ Der brukes nøyaktig samme regresjon; den eneste forskjellen er at *Ereell* er byttet ut med *enominell*.

I tillegg til regresjon som inkluderes hele utvalget, vil jeg i tillegg estimere samme regresjon, men uten Japan og USA. Dette for å se om effektene av avstand og valutakursvolatilitet vil endre seg når to store land, fjernt fra Europa, ekskluderes fra utvalget.

³⁸ I modellen hvor 1965 blir inkludert, endres ikke koeffisienten til den reelle valutakursen, men tidsvariablene blir enda mindre statistisk signifikante.

³⁹ Korrelasjon mellom nominell- og reell valutakursvolatilitet er 0,9860.

Tabell 7.3. MKM- regresjonsresultater for likning (7.2.) Robust standardfeil i parentesen.

Variabel	Hele utvalget	Europa
Den avhengige variabelen: Inhandel		
lnbnp	0,56 ** (0,03)	0,47 ** (0,03)
lnavstand	-0,66 ** (0,03)	-1,22 ** (0,06)
lnareal	0,07 ** (0,02)	0,13 ** (0,02)
areadiff	0,06 ** (0,02)	0,01 (0,03)
Ereell {enominell}	-0,37 * {-0,38 *} (0,16) {(0,17)}	0,04 {0,05} (0,17) {(0,18)}
fellspraak	0,74 ** (0,12)	0,45 ** (0,15)
fellgrense	0,36 ** (0,08)	0,10 (0,10)
handelsavt	0,45 ** (0,06)	0,52 ** (0,06)
fellesval	0,26 ** (0,08)	0,44 ** (0,08)
y70	0,002 (0,07)	0,03 (0,08)
y75	0,14 (0,07)	0,23 * (0,08)
y80	0,15 (0,08)	0,31 ** (0,08)
y85	0,31 ** (0,08)	0,42 ** (0,08)
y90	0,63 ** (0,14)	0,78 ** (0,14)
y95	0,02 (0,09)	0,19 * (0,09)
y04	-0,12 (0,09)	-0,01 (0,10)
R²	0,8138	0,8564
Antall obs.(N)	1224	945
Obs. per gruppe	9	9

** Signifikant på 1 % nivå. * Signifikant på 5 % nivå.

7.1.4. Tolkning av MKM resultater

F – testen viser om modellen er statistisk signifikant. Nullhypotesen sier at ingen av de uavhengige variablene påvirker handel. I begge modellene er denne hypotesen forkastet og modellen er statistisk signifikant. I den første modellen er $R^2 = 0,8138$, noe som betyr at omtrent 81,38 % av variasjon i handel er forklart av de uavhengige variablene. I den andre modellen er R^2 noe høyere; modellen for Europa forklarer 85,64 % av variasjon i handel. t – tester for de ulike forklaringsvariabler viser om koeffisientene er statistisk signifikante; dette er merket med stjerner i tabellen.

Jeg ser at ut fra tabellen at koeffisientene i de to modellene varierer noe og at det er flere variabler som ikke er statistisk signifikante.

Tolkningen av regresjonsresultatene er rett fram når både den avhengige variabelen (y) og forklaringsvariabelen (x) er på logaritmisk form; 1 % økning i x fører til β % økning i y .

Koeffisienten for BNP viser at inntekt påvirker handel positivt; når BNP øker med 1 %, øker handelen med 0,56 % alt annet likt. I Europa er effekten enda lavere: 1 % - økning i BNP øker handel med 0,47. Det er imidlertid vanlig at inntektskoeffisienten ikke er enhetselastisk; i Rose (2000) er denne koeffisienten lik 0,8, mens i Clark et al. (2004) er denne lik 0,5.

Geografisk avstand derimot, har statistisk signifikant og negativ innvirkning på handel: når avstanden øker med 1 %, reduseres handelen med cirka 0,66 %. Effekten for Europa er større: handelen reduseres med -1,20 %. Melitz (2006) finner nesten samme effekt i sin analyse: -1,25. Koeffisienten til Rose (2006) er noe lavere: -1,09.

Landstørrelsen har en veldig liten, men positiv og statistisk signifikant effekt (0,07). Ut i fra teorien ville det vært naturlig å forvente at større land vil påvirke handel negativt, da de er mindre avhengige av handel. Estimater i denne analysen er imidlertid positivt. Dette kan tolkes som at store land som er med i utvalget likevel handler mye med andre land, alt annet likt. Også her er effekten for Europa positiv og større: 0,13. Koeffisienten som kontrollerer for relative landstørrelser er også liten: 0,06 og enda mindre for Europa.

Endringen i den reelle valutakursen har en negativ og statistisk signifikant (på 5 % nivå) effekt på handel: når variasjonen i valutakurs øker med 1 %, reduseres handelen med omtrent 0,37 %. Om vi tar for oss variasjonen i den nominelle valutakursen, ser vi at denne har nesten samme effekt. Når det gjelder Europa, blir effekten av valutakursvolatilitet positiv, men ikke statistisk signifikant.

Deretter følger en rekke dummy variabler. Tolkningen her er noe annerledes. Man finner en prosentvis endring etter et lite regnestykke: $(e^D - 1) * 100$, der D = dummyvariabel.

To land, med samme språk, handler 110 % mer med hverandre ($exp\ 0,74 = 2,10$) (= 110 %) mer enn land som ikke har felles offisielt språk. Effekten er imidlertid lavere for EU: cirka 57 %.

To land som grenser til hverandre, handler ($exp\ 0,36 = 1,43$) 43 % mer enn land som ikke har felles grense. Effekten er igjen mye lavere for Europa. Grenseeffekten ser altså ut til å ha mindre å si enn felles språk for handel.

Om to land har en felles handelsavtale, blir effekten på handel noe høyere igjen; ($exp\ 0,45$) omtrent 57 %; effekten for Europa er omtrent 68 %.

Estimatet for variabelen for felles valuta er her på 0,26, noe som betyr at dersom to land har en felles valuta, øker handelen overraskende nok bare med 30 %. For Europa er effekten også her større; rundt 52 %. Dette er relativt lite i forhold til hva tidligere undersøkelser har vist. Men på den andre side, har snakket om felles union pågått en god stund allerede. Det kan være at handel mellom de fleste land ble tilpasset lenge før innføringen av Euro.

Videre følger 7 tidseffektvariabler. Om jeg kun hadde ekskludert for eksempel y_{65} fra regresjonsmodellen, kunne tidseffektene tolkes i forhold til dette året. Når det er to tidsvariabler som er ekskludert fra regresjonsmodellen, er tolkningen mer vanskelig. Den generelle trenden for tidseffekter er imidlertid den samme i begge utvalgene, men koeffisientene for tidseffektene er noe høyere for Europa.

Flere undersøkelser bekrefter at effekten av økt avstand er avtakende: lang distanse påvirker handel negativt, men etter hvert avtar effekten når distansen øker ytterligere (Beck & Weber (2003)). For å sjekke dette, inkluderer jeg avstand og avstand kvadrert på nivåform.

Estimeringen av denne modellen bekrefter at funksjonen er konkav; koeffisienten til avstand kvadrert har positiv verdi.⁴⁰ Tolkningen er imidlertid annerledes her: når den avhengige variabelen er på logaritmisk form og forklaringsvariabelen er på nivåform, har vi semi-elastisitet. Dette viser oss hvor mye handelen endres i prosent når avstanden øker med en ekstra kilometer.

⁴⁰ Se Appendiks 2, tabell 3 for estimeringsresultater.

Avstandskoeffisienten her er negativ og svært liten: Når avstanden øker med en kilometer, reduseres handelen med 0,08 %. Avstand kvadrert har et positivt fortegn, men effekten her er enda lavere: koeffisienten er lik $6,56e-08$. Dette viser at avstand har en konkav funksjon.⁴¹

Koeffisientene er statistisk signifikante på 1 % nivå.

Disse to variablene er imidlertid høyt korrelert med hverandre.

7.1.5. Testing av MKM resultatene

Til slutt vil jeg teste de uavhengige variablene. t-verdier som rapporteres i STATA sammen med koeffisientene forteller oss om effekten av den relevante variabelen er forskjellig fra null. Det er vanlig å bruke en egen t- test, men denne forteller oss ikke noe mer enn de t- verdiene som allerede er rapportert i STATA utskriften.

Modellparametrene ble testet med Breusch – Pagan test for å kontrollere heteroskedastisitet. Nullhypotesen er at variansen er konstant. Høye testverdier forkaster nullhypotesen; dette betyr at modellen preges av heteroskedastisitet.

Verdien for testobservatoren er 371, 71 for hele utvalget og 95,68 for europeiske land og nullhypotesen må dermed forkastes; altså er variansen ikke konstant. Estimatorene er fortsatt forventningsrette, men de har ikke lenger den minste varians. I analysen er dette problemet løst ved å bruke kommandoen robust (jfr. 6.4.).

Videre ble det testet for å se om modellen har utelatte variabler. Ramsey test er en generell feilspesifikasjonstest som er utformet for å finne både utelatte variabler og upassende funksjonsformer. Reset testen baseres på Lagrange multiplikator- prinsipp og utføres som regel med kritiske verdier til F- fordeling. Testen sier bare noe om modellen er feilspesifisert, men gir ingen indikasjoner på hvordan spesifiseringen burde vært.

Nullhypotesen sier at modellen ikke har utelatte variabler. Om F- testobservator er høyere enn den kritiske F- verdien, forkastes nullhypotesen om at spesifiseringen er riktig; altså betyr stor testverdi at likningen har utelatte variabler. F- verdien er 66,85 for hele utvalget og 15,26 for Europa. Nullhypotesen må altså forkastes i dette tilfellet.⁴²

⁴¹ Om man vil finne maksimumspunkt for avstand, deriverer man regresjonsligningen med hensyn på avstand, og får at $\beta_3 + 2\beta_4 \text{ avstand} = 0$. Uttrykker ligningen for avstand og får at: $\text{avstand}^* = \frac{\beta_3}{-2\beta_4}$. Setter inn for

koeffisientene og ser at effekten av avstand er negativ helt til avstanden er på 6098 kilometer. Deretter begynner den å avta og blir positiv til slutt.

7.2. Tilfeldig effekt-modellen (RE)

Her brukes de samme variablene som ble brukt under MKM estimeringen, men nå er estimeringsmetoden tilfeldig effekt-modellen. Fordi RE-modellen tar hensyn til ulike tidspunkter, estimeres modellen først uten tidseffekter. Regresjonslikningen er dermed den samme som (6.2.).

For å se om regresjonsresultater vil endres når det legges til noen variabler, estimerer jeg videre RE-modellen der jeg inkluderer tidseffekter; altså ligning (7.1.).

7.2.1. Regresjonsresultater

Regresjonsresultatene oppsummeres i tabell 7.4.

⁴² Når både BNP og BNP per innbygger inkluderes i modellen, er testobservatoren 10,22 for hele utvalget og 11,34 for utvalget med kun europeiske land. Dette er altså betydelig mindre verdi for hele utvalget og kun litt mindre for utvalget med europeiske land.

Tabell 7.4. RE- estimeringsresultater. 1) Likning (6.2.) og 2) Likning (7.2.)

Variabel		Hele utvalget		Europa	
		1) RE uten tidseffekter	2) RE med tidseffekter	1) RE uten tidseffekter	2) RE med tidseffekter
Den avhengige variabelen: Inhandel					
lnbnp		0,43 ** (0,04)	0,36 ** (0,03)	0,37 ** (0,04)	0,29 ** (0,03)
lnavstand		-0,62 ** (0,08)	-0,63 ** (0,08)	-1,30 ** (0,10)	-1,44 ** (0,10)
lnareal		0,16 ** (0,03)	0,21 ** (0,03)	0,20 ** (0,04)	0,26 ** (0,04)
areadiff		0,08 * (0,04)	0,10 * (0,04)	0,02 (0,06)	0,03 (0,06)
Ereell		0,01 (0,09)	0,59** (0,15)	0,03 (0,08)	0,70 ** (0,15)
fellspraak		0,80 ** (0,29)	0,78 ** (0,28)	0,55 * (0,27)	0,52 (0,28)
fellgrense		0,48 * (0,19)	0,53 ** (0,21)	0,07 (0,20)	0,02 (0,22)
handelsavt		0,57 ** (0,07)	0,46 ** (0,04)	0,66 ** (0,08)	0,53 ** (0,04)
fellesval		0,06 (0,05)	0,29 ** (0,06)	0,15 * (0,05)	0,41 ** (0,06)
y70			-0,06 (0,05)		-0,05 (0,06)
y75			0,24 ** (0,05)		-0,05 ** (0,06)
y80			0,40 ** (0,06)		0,50 ** (0,06)
y85			0,47 ** (0,05)		0,52 ** (0,05)
y90			0,82 ** (0,09)		0,89 ** (0,09)
y95			0,45 ** (0,07)		0,52 ** (0,07)
y04			0,36 ** (0,09)		0,40 ** (0,09)
R²	Within ⁴³	0,6893	0,7801	0,6953	0,7992
	Between	0,8198	0,7837	0,8680	0,8409
	Overall	0,7863	0,7754	0,8303	0,8300
Antall obs.(N)		1224	1224	945	945

** Signifikant på 1 % nivå. * Signifikant på 5 % nivå.

⁴³ Within er estimator for fast effekt (FE) og tar hensyn til gruppegjennomsnitt. Between estimator inkluderer ikke tidsvariasjon. Utnytter variasjon mellom, men ikke innad i landparene. Overall estimatet utnytter informasjon både mellom og innad i landparene.

7.2.2. Tolkning av regresjonsresultater

Resultatene er relativt forskjellige fra MKM-estimeringsresultatene. Alle modellene er statistisk signifikante, noe som betyr at de uavhengige variablene har en samlet forklaringskraft for handel.

Videre er det flere av koeffisientene som er statistisk signifikante i modellen med tidseffekter. BNP- nivå er statistisk signifikant på 1 % nivå i samtlige modeller, men effekten er mye lavere her i forhold til MKM- estimeringen. Når tidseffekter inkluderes, viser koeffisienten for Europa at dersom BNP øker med 1 %, vil handelen øke med kun 0,29 %.

Påvirkning av geografisk avstand er også størst i sistnevnte modell.

Variabelen for valutakursvolatiliteten er ved RE- estimeringen blitt positiv. I modellen uten tidseffekter er koeffisientene små, men effekten er imidlertid statistisk signifikant og relativt stor når tidsvariabler blir inkludert i modellen; for hele utvalget viser koeffisienten at om variasjon i valutakurs øker med 1 %, øker handel med 0,59 %; for Europa er økningen enda større: 0,7 %. Estimeringen med RE- metoden sier altså at økningen i valutakursvolatiliteten vil øke handelen mer enn økningen i BNP- nivået.

Videre er koeffisienten til felles grense blitt noe større: når tidseffektene ikke inkluderes, handler land som grenser med hverandre cirka 0,48 ($exp = 1,62$) 62 % mer, og når tidseffekten inkluderes, øker handel med 0,53 ($exp = 70$) 70 %. Koeffisienten er veldig lav og ikke statistisk signifikant for Europa.

Effekten av felles valuta kommer imidlertid sterkere ut for Europa: i modellen med tidseffekter er koeffisienten 0,41 og statistisk signifikant; altså felles valuta øker handel med omtrent 51 %.

7.2.3. Testing av RE – resultatene

Modellene testes videre med Breusch og Pagan Lagrange multiplikator test. Testen sjekker om det er uobserverbare individspesifikke komponenter.

Nullhypotesen sier at det ikke finnes slike komponenter og hvis vi forkaster hypotesen, bør det brukes tilfeldig effekt-modell.

Testobservatorene er høye: i modellen med tidseffekter er verdien i hele utvalgsmodellen 1743,87 og 1206,45 i andre modellen. I modellen uten tidsvariabler er tilsvarende verdier 1497,38 og 940,28. Nullhypotesen forkastes dermed i samtlige modeller.

7.3. Instrumentvariabel- estimering

Hvis de uavhengige variablene i modellen påvirkes av andre faktorer, vil de uobserverte faktorene være inkludert og dermed korrelert med feilledet. Som presentert i kapittel 5, er dette et brudd på en av Gauss Markovs forutsetninger om endogenitet og kan føre til skjeve estimater.

Formålet med denne oppgaven er å se om handel påvirkes av variasjon i valutakurs. Jeg vil i det neste avsnittet benytte meg av instrumentvariabel- estimeringen, for å teste om variabelen for den reelle valutakursen er endogen.

7.3.1. Instrumentvariabler

Det er mange faktorer som kan påvirke den reelle valutakursen. Felles valuta reduserer variasjon i valutakursen. Et fast valutakursregime mellom to land kan ha en liknende effekt. Selv om det finnes mange ulike valutakursregimer, kategoriseres denne variabelen kun i fastkurs- versus flytkursregimer.⁴⁴ Dermed lages en dummyvariabel (*valreg*), der variabelen får verdien 1 dersom begge land er i et fastkursregime og 0 dersom et eller begge landene har flytkursregime i den aktuelle femårsperioden. Lager også en dummyvariabel som viser om to land har knyttet sin valutakurs til samme referansekurs (*valreg_2*). Om to land har fast valutakurs seg imellom, forventes det at variasjonen i den reelle valutakursen vil bli lavere. Videre kan det tenkes at variasjonen i valutakursen i forrige periode har noe å si for kursen i dag. Om for eksempel valutaen i land *A* appresierer i forhold til land *B*, og valutakursen faller til et lavere nivå enn forventet, forventes valutakursen å stige i neste periode, altså depresiering av land *A*'s valuta. For å fange denne fortidseffekten, lager jeg en tidsforsinket variabel: *Erelllag*.

⁴⁴ Inndelingen i valutakursregimer er hentet fra Straume (2005)

7.3.2. MKM-IV estimering

7.3.2.1. Fremgangsmåte

Jeg tar igjen for meg den vanlige MKM regresjonsmodellen.

Fokuset rettes mot koeffisienten for den reelle valutakursen; denne er statistisk signifikant på 5 % nivå og koeffisienten er lik -0,37.

Som nevnt i kapittel 5.3., stilles det to viktige krav til instrumentene. Instrumentet skal være høyt korrelert med den endogene variabelen og ikke korrelert med feilledet. Kravet om høy korrelasjon med endogen variabel kan vi sjekke når vi tester om instrumentet har noen signifikant forklaringskraft i en modell. Det er imidlertid ikke lett å observere den andre forutsetningen om at instrumentet ikke er korrelert med feilledet.

Fremgangsmåten videre er som følger:

Jeg estimerer en modell der valutakursen er den avhengige variabelen. Et foreslått instrument og andre eksogene variabler inkluderes som forklaringsvariabler. Om instrumentvariabelen har statistisk signifikant forklaringskraft i denne likningen, inkluderes den som et instrument for den reelle valutakursen (den endogene variabelen), og de eksogene variablene inngår som egne instrumenter.

Videre predikeres residualene fra likningen på den reelle valutakursen. Estimerer deretter den vanlige regresjonen på den avhengige variabelen (handelen) og inkluderer den predikerte residualvariabelen.

Ser så på koeffisienten til residualet. Om den estimerte koeffisienten for residualet er statistisk signifikant forskjellig fra null, kan det konkluderes med at den reelle valutakursen er endogen i estimeringen av handelslikningen. Dette tyder altså på at det er noen uobserverbare faktorer som både påvirker den reelle valutakursen og handelen. En av Gauss-Markovs forutsetninger sier at forklaringsvariablene ikke skal være korrelerte med feilledet ($E(\varepsilon | \bar{x}) = 0$). Den predikerte residualvariabelen tar imidlertid hensyn til nettopp denne korrelasjonen. Statistisk signifikant residual tyder dermed på at den reelle valutakursen er endogen i den opprinnelige likningen.

$P > |t|$ verdien for residualet kan også tolkes som observatoren for Hausman-testen.

Denne fremgangsmåten kalles også for to-steps minste kvadrats metode (2MKM). Estimatenene her er lik de estimerte koeffisientene fra IV – regresjonen.

Jeg begynner med å teste en og en kandidatvariabel som instrument for den reelle valutakursen. Tankegangen er å sjekke om det er noen instrumenter som på en god måte kan forklare variasjonen i den reelle valutakursen. Om jeg finner flere slike variabler, vil jeg inkludere dem som instrumenter.

Når man estimerer med instrumentvariabler, får man oppgitt at alle variablene i regresjonen er instrumenter, bortsett fra den endogene / instrumenterte variabelen. Som forklart i 5.3., betyr det eksempelvis at *valreg* i den første regresjonen er et instrument for *Ereell*, mens alle de andre (eksogene) variablene inngår som egne instrumenter.

7.3.2.2. IV- estimeringsresultater

Siden ett av de viktigste kravene er at instrumentet skal være høyt korrelert med den endogene variabelen, sjekker jeg korrelasjonen mellom valutakursen og de tenkte instrumentvariablene. Ingen av disse viser seg å være høyt korrelert med den reelle valutakursen. Høyeste korrelasjonsverdi er for variabelen *valreg*: 0,0580 og den laveste for *valreg_2*: 0,0057.

I regresjonen på den reelle valutakursen, er det imidlertid kun en variabel, valutakursregimet, som har statistisk signifikant forklaringskraft.

Koeffisienten til denne variabelen er -0,07 (og standardavviket på 0,02). Koeffisienten er statistisk signifikant på 1 % nivå; t-verdien er -3,97. En test for variabelens forklaringskraft viser en verdi på 15,74 og er statistisk signifikant på 1 % nivå.

Når jeg inkluderer *valreg* som et instrument for den reelle valutakursen i den opprinnelige likningen, er $\beta(\text{Ereell}) = 4,59$ og har et høyere standardavvik: 1,42. Variabelen er statistisk signifikant på 1 % nivå. Inkludering av dette instrumentet når det kun er europeiske land som er med i utvalget, gir $\beta(\text{Ereell}) = 1,99$ og med lavere standardavvik: 0,87. Variabelen er statistisk signifikant kun på 5 % nivå.

Til slutt estimeres en modell der jeg inkluderer den predikerte residualvariabelen. Hausman-testobservatoren, $P > |t|$ er 0,000. Som forklart i 7.3.2.1., tyder dette på at variabelen for den reelle valutakursen er endogen i estimeringen av handelslikningen.

Variablene *Ereell* og *valreg_2* er for øvrig ikke signifikant forskjellige fra null i estimeringen av valutakurslikningen, både for hele utvalget og i utvalget for kun europeiske land.

Som presentert i kapittel 7.1.2., var årsvariabelen for 2000 relativt høyt korrelert med *Ereell*.

Inkludering av denne variabelen i regresjonen på den reelle valutakursen gir positiv og statistisk signifikant koeffisient: $\beta(00) = 0,30$ og t-verdien er 10,83. Dette skyldes trolig at de fleste land på denne tiden bandt sin valuta til ecu / euro. Det kan tenkes at dette bidro til mer variasjon i den reelle valutakursen.⁴⁵

7.3.3. IV - RE-estimering

Fremgangsmåten her er akkurat den samme som ved MKM IV-estimeringen.

Heller ikke her er variablene *Ereelllag* og *valreg_2lag* signifikante i regresjonen på de reelle valutakursen ved IV-RE-estimeringen.

Variabelen *valreg* er statistisk signifikant forskjellig fra null også ved tilfeldig effekts-metode. Koeffisienten til $\beta(\text{valreg})$, standard avviket og t-verdier er imidlertid identiske som ved IV-MKM-estimeringen. Dette kan forklares med at parametrene "*sigma_u*" og "*rho*" i regresjonen på den reelle valutakursen er 0. Parameteren "*sigma_u*" viser standardavviket til fellesresidualene, mens "*rho*" viser andelen av uforklart varians som skyldes forskjeller blant enhetene.

"*Rho*" defineres på følgende måte:

$$\rho = \frac{\text{Var}[u_i]}{\text{Var}[u_i] + \text{Var}[e_{it}]}$$

der e_{it} er de unike residualene. Når "*rho*" er null, betyr det at panelestimeringen ikke fører til en signifikant forbedring av en sammenslått MKM-modell.

Siden instrumentresultatene med IV – RE-estimeringen ikke vil gi bedre resultater enn de som allerede er presentert i kapittel 7.3.2.2., vil ikke denne estimeringen utdypes mer.

7.4. Autokorrelasjon

Autokorrelasjon oppstår når de ulike observasjoner er korrelert over tid. I datasettet ser jeg på 9 tidsperioder. En av forutsetningene for tidsserie- modellene sier at det ikke skal være systematisk samvariasjon mellom feilleddene i de ulike periodene. Dette kan testes ved å se på korrelasjon mellom de lagette feilleddene.

⁴⁵ Den reelle valutakursen har variert mest i denne perioden. Se appendiks 2, tabell 2.

Tabell 7.5. Korrelasjon mellom feilleddene for modell (7.2.) ved MKM- estimering. Hele utvalget.

	Res(t)	Res(t-1)	Res(t-2)	Res(t-3)	Res(t-4)	Res(t-5)
Res(t)	1,00					
Res(t-1)	0,76	1,00				
Res(t-2)	0,57	0,76	1,00			
Res(t-3)	0,47	0,57	0,76	1,00		
Res(t-4)	0,41	0,46	0,66	0,76	1,00	
Res(t-5)	0,35	0,41	0,46	0,57	0,76	1,00

Tabellen viser at korrelasjonen mellom residualene stadig blir mindre. Estimerer videre en modell der jeg inkluderer residualvariablene.

Tabell 7.6. Analyse av seriekorrelasjon for likning (7.2.). MKM-estimering. Hele utvalget.

	Modell 1	Modell 2	Modell 3	Modell 4	Modell 5
Res(t-1)	0,80 ** (0,02)	0,77 ** (0,03)	0,77 ** (0,03)	0,77 ** (0,03)	0,77 ** (0,03)
Res(t-2)		0,03 (0,03)	-0,05 (0,04)	-0,04 (0,04)	-0,04 (0,04)
Res(t-3)			0,10 * (0,03)	0,04 (0,04)	0,05 (0,04)
Res(t-4)				0,08 * (0,03)	0,05 (0,04)
Res(t-5)					0,04 (0,03)

Tabellen viser at koeffisientene for residualvariablene ikke er statistisk signifikante. Dette tyder på at modellen kan preges av første ordens autoregressiv prosess.

MKM- estimatene er fortsatt forventningsrette og konsistente.

Autokorrelasjon kan imidlertid påvirke RE- estimeringsresultater. Estimerer derfor en AR-RE- modell. Tabell 7.7. oppsummerer resultatene. Parameter ”rho_ar” har relativt høye verdier. Dette tyder på at paneldatamodellene er feilspesifiserte. AR- modellen tar hensyn til denne korrelasjonen og gir dermed riktige estimater.

I tabellen ser vi at verdiene for enkelte av koeffisientene har endret seg mye. Effekten av økt BNP på handel er nesten halvert når autokorrelasjonen taes hensyn til: I RE- modellen er koeffisienten til BNP 0,43, mens den i AR- modell kun er 0,24.

AR- modellen bekrefter resultatene fra RE- modellen om at valutakursvolatilitet ikke har en negativ effekt på handel; samtlige estimater i begge utvalg og i begge modellene (med og uten

tidseffekter) er positive. Men koeffisienten er imidlertid lavere i AR- modellen. Også med denne estimeringsmetoden er koeffisientene statistisk signifikante kun i modeller der tidseffekter inkluderes. Men effekten av $\beta(\text{Ereell})$ på handel reduseres fra 0,7 til 0,35. Koeffisienten til avstand er statistisk signifikant forskjellig fra null i alle tilfellene og endres kun marginalt i modellen for hele utvalget. I modellen for Europa er den negative effekten derimot noe sterkere enn i RE- modeller.

Tabell 7.7. AR- RE- estimeringsresultater. 1) Likning (6.2.) og 2) Likning (7.2.)

Variabel		Hele utvalget		Europa	
		1) RE uten tidseffekter	2) RE med tidseffekter	1) RE uten tidseffekter	2) RE med tidseffekter
Den avhengige variabelen: Inhandel					
lnbnp		0,24 ** (0,01)	0,20 ** (0,01)	0,21 ** (0,04)	0,17 ** (0,01)
lnavstand		-0,64 ** (0,11)	-0,64 ** (0,11)	-1,57 ** (0,15)	-1,65 ** (0,16)
lnareal		0,29 ** (0,05)	0,32 ** (0,05)	0,33 ** (0,06)	0,35 ** (0,06)
areadiff		0,12 (0,06)	0,13 (0,07)	0,04 (0,09)	0,04 (0,09)
Ereell		0,03 (0,06)	0,32 ** (0,06)	0,01 (0,07)	0,36 ** (0,07)
fellspraak		0,82 * (0,37)	0,84 * (0,40)	0,57 (0,40)	0,58 (0,42)
fellgrense		0,61 * (0,30)	0,63 * (0,32)	0,02 (0,29)	-0,05 (0,30)
handelsavt		0,42 ** (0,04)	0,40 ** (0,04)	0,45 ** (0,04)	0,43 ** (0,04)
fellesval		0,19 (0,06)	0,28 ** (0,05)	0,23 ** (0,06)	0,33 ** (0,06)
y70			0,11 ** (0,03)		0,09 * (0,03)
y75			0,39 ** (0,04)		0,40 ** (0,04)
y80			0,51 ** (0,04)		0,55 ** (0,05)
y85			0,36 ** (0,04)		0,37 ** (0,05)
y90			0,58 ** (0,04)		0,63 ** (0,05)
y95			0,26 ** (0,03)		0,30 ** (0,04)
y04			0,19 ** (0,03)		0,22 ** (0,04)
R²	Within	0,6870	0,7424	0,6936	0,7717
	Between	0,6884	0,6475	0,7885	0,7650
	Overall	0,6820	0,6605	0,7582	0,7542
Rho_ar		0,7750	0,8181	0,7650	0,8081
Antall obs.(N)		1224	1224	945	945

** Signifikant på 1 % nivå. * Signifikant på 5 % nivå.

7.5. Sammenlikning av estimeringsresultater

Resultatene ved MKM-estimeringen viser at koeffisientene har de forventede fortegn og nesten alle forklaringsvariabler (med unntak av tidsvariablene) er statistisk signifikante; høyere BNP-nivå i et land vil føre til økt handel med andre land, samtidig som større geografisk avstand mellom to land vil ha en motsatt effekt.

Koeffisienten for variasjonen i den reelle valutakursen har en negativ effekt på handel ($\beta(Ereell) = -0,37$) i min analyse.

Den estimerte valutakursvolatiliteten avhenger mye av tidsperioden og de ulike land som er med i utvalget. Tidligere analyser viser varierende effekter: i Rose (2000) er koeffisienten $-0,017$, Tenreyro (2006) finner at effekten er på $-0,358$ når estimeringsmetoden er MKM.

Modellene, estimert med RE- metoden, gir noe forskjellige resultater enn den vanlige MKM-estimeringen. Når det gjelder variasjonen i den reelle valutakursen, er effekten i RE- modellen blitt positiv. I modellen for hele utvalget og når tidseffektene er inkludert, er $\beta(Ereell) = 0,01$ og ikke statistisk signifikant, mens i modellen uten tidseffekter er $\beta(Ereell) = 0,59$ og statistisk signifikant på 1 % nivå. Altså tyder RE- estimeringen på at variasjon i valutakurs kan ha positiv effekt på handel.

Men observasjoner i modellen viste seg å være korrelerte over tid og RE- modellen fører dermed til skjeve estimater. AR- estimeringsmetode gir derimot riktigere resultater. Men også i dette tilfellet viser estimatene ingen negativ effekt på handel; i tilfellene der koeffisienten i den reelle valutakursen er statistisk signifikant, viser koeffisienten at 1 % økning i valutakursvolatilitet fører til at handelen økes med 32 % for hele utvalget og 36 % i de europeiske landene.

IV-estimeringen viser igjen ulike resultater. Koeffisientene til de eksogene variablene endres noe, mens koeffisienten til den reelle valutakursen endres mye: $\beta^{IV}(Ereell) = 4,59$.

Det kan imidlertid virke rart at variasjon i den reelle valutakursen kan påvirke handel mellom land positivt. Tenreyro (2006) finner også positive effekter på handel når hun estimerer modellen med IV-metoden. Som nevnt i kapittel 2, begrunnes dette med at variasjonen i valutakursen fører med seg profitable muligheter for andre økonomiske aktører, som for eksempel spekulasjon i valutakurs.

7.6. Alternative estimeringsmetoder

Grunnen til at andre estimeringsmetoder, som er presentert i kapittel 2, ikke er mer utdypet i oppgaven, er at disse metodene sannsynligvis ikke kunne bidratt til å forklare effektene på handelen ytterligere.

Eksempelvis ga MPL-estimeringen med paneldatasett kun marginalt forskjellige resultatene enn vanlig RE-modell.⁴⁶

Poisson- estimeringen har blant annet den egenskapen at den kan brukes selv om den avhengige variabelen har nullverdier i utvalget. Dette er imidlertid ikke et problem i mitt datasett; samtlige landpar i utvalget har mer eller mindre handlet med hverandre gjennom årene.⁴⁷

Selv om jeg har argumentert for at fast effekt- modellen ikke kan brukes for å belyse min problemstilling, har jeg likevel estimert modellen med fast effekt for å se om variasjonen i valutakursen vil endres mye. Koeffisienten for valutakursen i modellen med tidseffekter er positiv (0,74) og statistisk signifikant på 1 % nivå, mens det i modellen uten tidseffekter er $\beta(Ereell) = 0,09$ og ikke statistisk signifikant.⁴⁸

⁴⁶ Se appendiks 2, tabell 4.

⁴⁷ Har forsøkt å estimere modellen med Poisson-metoden. Men STATA brukte veldig mange iterativer for å finne maksimumspunkt. Dette kan tyde på at det ikke finnes et globalt maksimumspunkt i mitt datasett.

⁴⁸ Se appendiks 2, tabell 5.

Kapittel 8

Testing av valutakursvolatilitet med et nytt datasett

I dette kapitlet vil jeg benytte meg av datasettet fra Rose (2000).⁴⁹

Datasettet er veldig forskjellig fra det jeg har konstruert selv: det består av mange flere observasjonsenheter og inneholder andre forklaringsvariabler, samtidig som det er flere, og mer ulike land i utvalget. Landene er som regel små og fattige, altså helt forskjellige fra de landene jeg har sett på i min analyse. Jeg ønsker derfor å teste om resultatene jeg kommer fram til i kapittel 7 endres mye når flere ulike land inkluderes.

I underkapittel 8.1. viser jeg regresjonsmodellen til Rose (2000) og presenterer de ulike forklaringsvariablene. 8.2. gir en kort oppsummering av resultatene ved MKM- og RE-estimeringen. Underkapittel 8.2.2. tar for seg IV-estimeringen; jeg vil inkludere fire instrumenter for variasjon i valutakursen for å teste om noen av disse kan forklare den endogene variabelen. Som nevnt i 5.3., er IV- estimatene konsistente; koeffisientene kan dermed tenkes å gi et mer korrekt bilde av virkeligheten. Kapitlet avsluttes med en kort oppsummering i 8.3.

Fokuset i dette kapitlet rettes mot valutakursvariabelen, og dermed er det kun disse verdiene som skal rapporteres.⁵⁰

8.1. Presentasjon av variablene

Som presentert i kapittel 2.3.2., er dette et mye større datasett med flere observasjoner. Det tar for seg fem tidsperioder. Ulempen med datasettet er at det er en del manglende observasjoner. Jeg vil derfor ikke inkludere tidsforsinkede variabler, da dette kan skape problemer og føre til enda færre observasjoner for enkelte land.

Datasettet til Rose inkluderer kun den nominelle valutakursen, definert som standardavviket til første differansen av månedlige naturlige logaritmer til bilaterale nominelle valutakurser i fem års perioder (variabelen betegnes som *sdd* i regresjonsmodellen). Men som forklart i kapittel 2.3.3., kan den nominelle valutakursen brukes i en slik analyse.

Rose (2000) estimerer følgende hovedmodell:

⁴⁹ Jeg benytter imidlertid datasettet til Rose (2000) som er revidert av Yver (2007). Det er dette jeg referer til som Rose (2000).

⁵⁰ For diskusjon om datasettet og de ulike variablene se Yver (2007).

$$\begin{aligned} \ln(X_{ijt}) = & \beta_0 + \beta_1 \ln(Y_i Y_j)_t + \beta_2 \ln(Y_i Y_j / \text{Pop}_i \text{Pop}_j)_t + \beta_3 \ln D_{ij} + \\ & + \beta_4 \text{Cont}_{ij} + \beta_5 \text{Lang}_{ij} + \beta_6 \text{FTA}_{ijt} + \beta_7 \text{ComNat}_{ij} + \beta_8 \text{ComCol}_{ij} + \beta_9 \text{Colony}_{ij} + \\ & + \gamma \text{CU}_{ijt} + \delta V(e_{ij})_t + \varepsilon_{ijt} \end{aligned} \quad (8.1.)$$

X_{ij} – verdien av bilateral handel mellom i og j , Y – reelt BNP, Pop – populasjon, D_{ij} – distansen mellom i og j , Cont_{ij} – en dummyvariabel som er 1 hvis i og j har samme grense, Lang_{ij} – dummyvariabel som er 1 hvis i og j har samme offisielle språk, FTA_{ij} – dummyvariabel som er 1 hvis i og j har samme regionale handelsavtale, ComNat_{ij} – dummyvariabel; 1 hvis i og j er en del av samme nasjon (for eksempel Frankrike med sine oversjøiske departementer), ComCol_{ij} – dummyvariabel som er 1 hvis i og j var kolonier etter 1945 med samme kolonist, Colony_{ij} – dummyvariabel som er 1 hvis i koloniserte j eller omvendt, CU_{it} – dummyvariabel som er 1 hvis i og j bruker samme valuta på tidspunkt t , $V(e_{ij})_t$ – bevegelighet av bilateral (mellom i og j) nominell valutakurs i perioden før t , ε_{ij} representerer andre virkninger på bilaterale eksporter.

Jeg kommer imidlertid til å estimere følgende modell (presenterer denne med betegnelser som brukes i STATA):

$$\begin{aligned} \ln value = & \beta_0 + \beta_1 \text{lrgdp} + \beta_2 \text{lrgdppc} + \beta_3 \text{ldist} + \beta_4 \text{border} + \beta_5 \text{comlang} + \\ & + \beta_6 \text{regional} + \beta_7 \text{areap} + \beta_8 \text{colonial} + \beta_9 \text{comcol} + \beta_{10} \text{cu} + \beta_{11} \text{sdd} + \varepsilon \end{aligned} \quad (8.2.)$$

Om man sammenlikner likning (8.2.) med (8.1.), ser man at jeg har byttet ut variabelen for ”ComNat” med variabelen for landstørrelser (*areap*). Dette fordi at samme nasjon og samme valuta ikke er viktig i estimeringen av valutakurser. Landstørrelse kan derimot ha noe å si da små økonomier blir mer påvirket av andre land.

I modellen inkluderes også både BNP og BNP per innbygger. På grunn av stor variasjon i dataene, er ikke disse variablene høyt korrelerte og skaper dermed ikke noen estimeringsproblemer slik som tilfellet er mitt datasett⁵¹.

⁵¹ Jfr. 6.2.2.

8.2. Estimering

8.2.1. MKM- og RE- estimering

I sammenslått MKM er koeffisienten til valutakursen $\beta(sdd) = -0,014$ og statistisk signifikant på 1 % nivå. Alle de andre variablene har forventede fortegn og er statistisk signifikante. Estimeringen ved RE uten tidseffekter viser at $\beta(sdd) = -0,036$, og estimeringen med tidseffekter gir $\beta(sdd) = -0,01$. Samtlige av estimatene er statistisk signifikante på 1 % nivå. Estimaten for valutakursen i dette datasettet er altså konstant negativ, uansett estimeringsmetode. Estimeringen ved RE når tidseffekter ikke inkluderes, fører til den høyeste koeffisienten: dersom variasjonen i den nominelle valutakursen øker med 1 %, reduseres handelen med 0,036 %.

8.2.2. Presentasjon av instrumentene

I dette avsnittet vil jeg presentere noen av instrumentene som finnes i datasettet.

Veksten i pengemengden har tidligere vært benyttet som et instrument for valutakurs⁵².

I datasettet finnes det imidlertid flere ulike målinger for pengemengde og inflasjon. Jeg kommer til å benytte to målinger for inflasjon, der den ene er *mid* – gjennomsnittlig absolutt differanse i inflasjonsrater i løpet av femårs perioder og den andre er *mip* – gjennomsnittlig produkt av inflasjonsrater over femårs perioder. Om to land har liknende inflasjonsrater, blir differansen liten; liknende prisvekst i to land vil ikke ha så stor effekt på valutakursen.

Produktet av inflasjonsrater tar ikke hensyn til hvor forskjellig inflasjonen er i de to landene. Her er det igjen slik at variabelen blir større dess mer økning i inflasjonen.

Liknende målinger blir også brukt for pengemengden: *m2gad* – absolutt differanse i M2 (det brede pengemengdebegrepet) vekstrater og *m2gp* – produktet av M2 vekstrater.⁵³

Økningen i pengemengden vil imidlertid føre til økt inflasjon. Dette betyr at *m2gad* og *mid* vil være høyt korrelerte: stor forskjell i vekstrater til pengemengder vil føre til ulik inflasjon og dermed høy verdi for *mid* og dette vil trolig korrelere høyt med variasjonen i valutakursen.

⁵² Se Clark et al. (2004)

⁵³ Det finnes imidlertid også variabler *mis* – gjennomsnittlig sum av inflasjonsrater i femårs perioder og *m2gs* – summen av M2 vekstrater. Men disse er mye mindre korrelert med *sdd*, og er derfor ikke utdypet mer.

Korrelasjonen mellom disse variablene bekrefter resonnetet. Variabelen for absolutt differanse i inflasjonsrater, *mid*, korrelerer høyest med valutakursvolatilitet: korrelasjonsverdien er 0,75. Absolutt differanse i M2, *m2gad*, har også relativt høy verdi: 0,62. Variablene *mip* og *m2gp* er imidlertid noe mindre korrelert med *sdd*, henholdsvis 0,21 og 0,15.

Høy korrelasjon mellom valutakursvolatiliteten og variablene *mid* og *m2gad* tyder på at disse to variablene kan være gode instrumenter.

8.2.3. Estimeringsresultater

8.2.3.1. IV - MKM -estimering

Fremgangsmåten her vil være den samme som i kapittel 7.3.

I regresjonen på valutakursen er alle fire tenkte instrumentene statistisk signifikante på 1 % nivå og F-testen viser høye verdier; samtlige variabler har statistisk signifikant forklaringskraft på valutakursen.

Når jeg så estimerer handelslikningen med de nevnte instrumentvariablene, er variabelen for valutakursen ikke statistisk signifikant i noen av tilfellene. Residualvariabelen er statistisk signifikant forskjellig fra null kun for instrumentet *m2gad*. Dette betyr at de andre instrumentene ikke er korrelert med feilleddet.

Tabell 8.1. presenterer resultatene når to variabler inkluderes som instrument for valutakursvolatilitet.

Når jeg inkluderer både pengemengdevekst og inflasjon, har valutakurs en liten, men positiv virkning på handel. Variablene har forventede fortegn i likningen på *sdd*: både høyere absoluttdifferanse i pengemengden (*m2gad*) og høyere produkt av inflasjonsrater (*mip*) fører til mer variasjon i valutakursen. Koeffisienten for valutakursen er imidlertid ikke statistisk signifikant. Dermed er det vanskelig å si noe om den virkelige effekten. Inkludering av absoluttdifferansen mellom inflasjonsrater (*mid*) og produktet av økningen i pengemengden (*m2gp*) gir tilsvarende resultater.

Når det inkluderes mer enn ett instrument, er det vanlig å sjekke instrumentvariabelrelevans med Sargan- testen. Denne utfører en samlet test av modellspeifisering og gyldigheten av instrumentene. Nullhypotesen sier at alle instrumentene man tester er eksogene. Denne hypotesen forkastes dersom minst en av variablene er korrelert med feilleddet. Hvis instrumentene er ukorrelert med feilleddet (ϵ), er intuisjonen at residualene etter IV-

estimeringen ikke vil ha noen sammenheng med de eksogene variablene. Hvis ikke nullhypotesen forkastes, er instrumentene gode. Begrensningen med testen er at man må ha minst to instrumenter for den endogene variabelen.

Hausman-testen viser at den reelle valutakursen er endogen i begge estimeringene av handelslikningen, men R^2 er høyere i regresjonen med variablene *m2gp* og *mid*. I dette tilfellet rapporterer Sargan- testen også en høy p-verdi. Dermed kan det konkluderes med at nullhypotesen, om at modellen ikke er overidentifisert, kan beholdes; altså er instrumentene ukorrelerte med residualen i handelslikningen.

Tabell 8.1. Resultater fra IV-MKM- estimeringen

Estimator	Instrument	$\beta(sdd)$	t-verdi for $\beta(sdd)$	t-verdi for instrument ^{a)}	R^2 i reg. av sdd	Hausman: $P > t $	$P > t $ for Sargan test
Vanlig MKM	-	-0,014 (0,002)	-7,03	-	-	-	-
IV	m2gad mip	0,004 (0,004)	0,92	28,18 7,29	0,4762	0,001	0,76012
IV	m2gp mid	0,002 (0,003)	0,48	8,35 121,40	0,6133	0,001	0,96120

a) Fra regresjon: $sdd = b_0 + b_1 \ln avst + \dots + \varepsilon_i$

8.2.3.2. IV – RE- estimering

I dette underkapittelet vil jeg se om instrumentene vil gi annerledes resultater ved tilfeldig-effekt- estimering.

Samtlige instrumenter er statistisk signifikante og har positive fortegn i estimeringen av valutakursvolatilitet både når modellen estimeres med tidseffekter, og uten.

I estimeringen av handelslikningen, er det kun variabelen for produktet av inflasjonsrater (*mip*) som fører til negativ koeffisient for valutakursvolatilitet i begge modellene. Andre instrumenter fører til negative koeffisienter for $\beta(sdd)$ i modellen uten tidseffekter, og positive koeffisienter i modellen med tidseffekter. I sistnevnte modell er imidlertid ikke koeffisienten til valutakursvolatilitet i handelslikningen statistisk signifikant forskjellig fra null i noen av tilfellene.

Tabell 8.2 presenterer resultatene når to instrumenter inkluderes i regresjonen og RE-modellen brukes som estimeringsmetode.

Når jeg inkluderer to og to instrumenter for valutakursen, (*m2gad* og *mip*, *m2gp* og *mid*), er koeffisienten for valutakursen helt lik i begge tilfeller når tidseffektene taes med: $\beta(sdd) = 0,01$. De estimerte verdiene er likevel heller ikke her statistisk signifikante.

Når modellen estimeres uten tidseffekter, er derimot effekten av valutakursvolatilitet på handel negativ og statistisk signifikant, men også her er koeffisientverdiene lave, noe som tyder på at den negative effekten er liten.

Resultatene fra Hausman-testen viser også at variabelen for valutakursvolatilitet er endogen i handelslikningen.⁵⁴

Tabell 8.2. Resultater fra IV-RE- estimeringen

Estimator	Instrument	$\beta(sdd)$	t-verdi for $\beta(sdd)$	t-verdi for instrument ^{a)}	R ² i reg. av sdd	Hausman: P > t
RE med tidseff.		-0,01 (0,002)	-3,37	-	-	-
IV	m2gad mip	0,01 (0,003)	1,91	25,33 7,57	Within = 0,504 Between= 0,414 Overall =0,474	0,028
IV	m2gp mid	0,01 (0,004)	2,15	3,12 54,55	Within = 0,660 Between= 0,499 Overall = 0,611	0,003
RE uten tidseff.	-	-0,036 (0,002)	-20,16	-	-	-
IV	m2gad mip	-0,02 (0,003)	-5,05	26,85 7,37	Within = 0,441 Between= 0,389 Overall =0,435	0,000
IV	m2gp mid	-0,01 (0,003)	-5,78	3,03 57,73	Within = 0,625 Between= 0,479 Overall = 0,588	0,000

a) Fra regresjon: $sdd = b_0 + b_1 \ln avst + \dots + \varepsilon_i$

⁵⁴ Programmet på STATA, *xtivreg2*, estimerer kun fast effekt- og første differanse- modeller. Derfor er det ikke mulig å få Sargen-test observatorer for disse modellene.

8.2.3. Sammenlikning av regresjonsresultater

Estimeringen med dette datasettet viser at effekten av valutakursvolatilitet på handel varierer og får både positive og negative verdier

Ulik prisvekst og pengemengde ser ut til å bidra til variasjon i valutakursen, men kanskje i mindre grad enn forventet. Dette kan være logisk fordi variablene er regnet ut med data fra femårs perioder; effektene av både inflasjonsrater og økning i pengemengde vil da bli jevnet ut.

Ved IV – MKM-estimeringen har koeffisienten for valutakursvolatilitet en liten og positiv effekt på handel, men variabelen er ikke statistisk signifikant.

IV – RE-estimeringen gir også forskjellige resultater: når tidseffektene inkluderes i regresjonslikningen, påvirker valutakursvolatiliteten handelen positivt (0,01), mens når de ikke inkluderes i regresjonslikningen, blir effekten negativ (-0,01).

Koeffisienten til valutakursvolatiliteten endres dessuten lite i forhold til vanlig MKM- og RE-estimering. Andre forklaringsvariabler i handelslikningen endres heller ikke mye når de ulike instrumentene inkluderes. Hausman-testen viser likevel at variabelen for valutakursvolatilitet i alle tilfellene er endogen i handelslikningen. Det kan dermed tenkes at IV-estimeringen likevel gir riktigere resultater.

Kapittel 9 Avslutning

Målet med denne oppgaven har vært å undersøke hvordan geografisk avstand og variasjon i valutakurs påvirker handel. Avstand betyr transportkostnader, som reduserer handel, samtidig som volatil valutakurs innebærer usikkerhet for økonomiske aktører. Det forventes at begge disse faktorene vil påvirke handel negativt.

I kapittel 2 presenterte jeg den opprinnelige gravitasjonsmodellen og utvidelser av denne. Modellen er bakgrunn for det empiriske arbeidet i analysen. I tillegg til de ”vanlige” gravitasjonsvariablene, inntektsnivå og avstand, kontrollerer også den reviderte versjonen av gravitasjonsmodellen for andre faktorer, som ulike geografiske størrelser, lingvistiske bindinger og politiske forhold.

Fokuset i litteraturgjennomgangen har vært rettet mot avstand- og grenseeffekter, samt valutakursvolatilitet. Tross stadig økende integrasjon og mer handel mellom land, viser undersøkelser at avstand, og handelskostnader knyttet til distanse, fortsatt påvirker handel negativt. Dette bekreftes med en positiv grenseeffekt når flere land inngår i utvalget. I slike tilfeller påvirker felles grense handel positivt. Når det gjelder valutakursvolatilitet, viser de fleste undersøkelser bare liten negativ effekt på handel. Effekten avhenger imidlertid mye av hvilke land som er med i utvalget samt tidsperioden. Caballero & Carbo (1989) viser en sterk negativ effekt av valutakursvolatilitet på handel for utviklingsland.

Funn fra mitt empiriske arbeid viser liknende resultater. Avstand ser ut til å ha en negativ og statistisk signifikant effekt på handel. Effekten er imidlertid sterkere når det kun er europeiske land med i utvalget. Dette kan kanskje forklares med produktvariasjon. Kan hende er det slik at Japan produserer varer som ikke lages i Europa, men som europeerne vil ha uansett handelskostnader. Samtidig velger europeerne å handle med nære land dersom varen finnes i dette landet. Effekten av valutakursvolatilitet varierer relativt mye i de to utvalgene. For europeiske land har variasjonen i valutakursen positiv effekt på handel, uansett estimeringsmetode. For hele utvalget derimot, har valutakursvolatiliteten en negativ virkning når estimeringsmetoden som brukes er MKM. Tilfeldig effekt- og instrumentvariablestimeringen viser imidlertid positiv effekt av valutakursvolatilitet på handel.

Estimeringen med instrumentvariabler viser også at valutakursvolatilitet er endogen i handelslikningen. Dette betyr at det finnes andre faktorer som påvirker både valutakurs og handel. Valutakursregimet (fast versus flytende valutakurs) ser ut til å kunne forklare noe av variasjonen i den reelle valutakursen i mitt datasett. Koeffisienten til valutakursvolatiliteten var positiv og statistisk signifikant. Både økningen i pengemengden og ulike inflasjonsrater ser ut til å kunne forklare variasjon i valutakursen i datasettet til Rose (2000). I de fleste tilfellene ble koeffisienten til valutakursvolatiliteten liten og positiv.

Det kan konkluderes med at det er vanskelig å slå fast hvilke virkninger valutakursvolatiliteten har på handel. Min undersøkelse viser at valutakursvolatilitet ikke har negativ effekt på handel for de europeiske landene. Dette kan trolig ha noe med landene som er med i utvalget å gjøre. Samtlige land er politisk stabile og har i alle år fokusert på økt integrasjon. Dette kan kanskje være en av forklaringene til at variasjonen i den reelle valutakursen ikke har så negativ effekt på handel for de europeiske landene.

Datasettet inkluderer imidlertid kun 15 europeiske land, hvor alle sees på som økonomisk velstående land. Det kunne derfor vært interessant og sett om inkludering av flere europeiske land ville gitt valutakursvolatiliteten økt negativ innvirkning på handelen. De fleste europeiske landene, som ikke er tatt med i analysen, er gjerne i overgangsfaser (som de Baltiske statene, Polen, Bulgaria, osv.). Det er derfor nærliggende å tro at handel med disse landene ville også blitt påvirket av de tidligere ustabile politiske situasjonene som har vært typisk for disse økonomiene. Dette ville sannsynligvis blitt gjenspeilet i en gravitasjonsmodell. Utfordringen hadde imidlertid vært å finne data for disse landene. Ikke minst hadde det vært interessant å gå mer i dybden og se på handelsstrukturen i de ulike landene: homogene versus differensierte goder, spesialisering og komparative fortrinn.

Referanseliste

- Anderson, J.E. (1979). "A Theoretical Foundation for the Gravity Equation". *The American Economic Review*, Vol.69, Nr. 1, s. 106-116.
- Anderson, J.E. & Wincoop E.V. (2001). "Borders, Trade And Welfare", *Brookings Trade Forum 2001*.
- Anderson, J.E.& Wincoop, E.V. (2003). "Gravity With Gravitas: A Solution To The Border Puzzle". *The American Economic Review*, Vol.93, Nr.1, s. 170-192.
- Bacchetta, P. og Wincoop, E.V. (2000). "Does Exchange-Rate Stability Increase Trade And Welfare?" *The American Economic Review*, Vol.90, Nr.5, s. 1093-1109.
- Beck, G. & Weber A. A. (2001). "How Wide Are European Borders? New Evidence on the Integration Effects of Monetary Unions". *Center For Financial Studies an der Johann Wolfgang Goethe-Universität, Frankfurt Am Main*.
- Baldwin, R (2005). "The Euro`s Trade Effects" *Forberedt for ECB Workshop "What Effects is EMU Having On The Euro Area And Its Member Countries?"*
- Caballero, R.J. og Corbo, I.V. (1989). "The Effect Of Real Exchange Rate Uncertainty On Exports: Empirical Evidence." *The World Bank Economic Review* 3, s.263-78.
- Clark, P. B. og Faruqee, H. (1997). "Exchange Rate Volatility, Pricing To Market And Trade Smoothing". *IMF Working Paper, WP/97/126*.
- Clark, P. B., Tamirisa, N. og Wei, S-J., med Sadikov, A. og Zeng, L. (2004): " Exchange Rate Volatility and Trade Flows – Some New Evidence" *International Monetary Fond*.
- Côtè, A. (1994). "Exchange Rate Volatility And Trade". *Bank of Canada, Working Paper Nr.94 – 5*.

Crucini M. J., Telmer C. I. & Zachariadis M. (2003). "Price Dispersion: The Role of Borders, Distance and Location". *GSIA Working Paper No. 2004-E25*.

Engel C, & Rogers J. H. (1996). How wide is the border? *The American Economic Review*, Vol 86 No. 5. s.1112-1125.

Engel C, & Rogers J. H. (2001). Deviations from purchasing power parity: causes and welfare costs. *Journal of International Economics* 55, 29-57.

Frankel, J. (1997), "Regional Trading Blocks in the World Economic System" *Washington, DC: Institute for International Economics*

Glick, R. & Rose, A. K. (2002). "Does A Currency Union Affect Trade? The Time Series Evidence" *European Economic Review*, Vol. 46 No. 6, s.1125 -1151

Head, K. (2003). "Gravity for Beginners"
<http://www.economics.ca/keith/gravity.pdf>

How Far Is It? Online – database for avstander mellom byer i ulike land.
<http://www.indo.com/distance/index.html>

International Financial Statistics. Yearbook 2005, *International Monetary Fond. Vol. LVIII*.
International Financial Statistics. Yearbook 1995, *International Monetary Fond. Vol. XLVIII*.
International Financial Statistics. Yearbook 1980, *International Monetary Fond*.
International Financial Statistics. *Månedlige bøker for perioden 1961-1966*.
IMF's IFS CD-ROM fra april 2005

Krugman, P. (1991b). *Geography and Trade. Cambridge MA: MIT Press*.

Lawrence C. H. (2006): "Statistics with STATA", *University of New Hampshire*.

McCallum, J. (1995). National Borders Matter: Canada-U.S. Regional Trade Patterns. *The American Economic Review*, Vol. 85, No. 3. (Jun., 1995), s. 615-62.

McCann, P. (2005). Transport costs and new economic geography. *Journal of Economic Geography*, Vol 5, Nr 3, s.305-318.

Méltitz, J. (2005). “North, South and Distance in the Gravity Model”. *Discussion Paper No. 5136, Centre for Economic Policy Research (CEPR)*.

Parsley, D. C. & Wei, S-J.(1996). “Convergence To The Law Of One Price Without Trade Barriers Or Currency Fluctuations”. *NBER Working Paper 5654*.

Parsley, D. C. & Wei, S-J. (2001). “Explaining The Border Effect: The Role Of Exchange Rate Variability, Shipping Costs And Geography”. *Journal of International Economics volume 55, 87 -105*.

PHILIP`S Concise World Atlas (2002).

Rogoff K. (1996). The purchasing power parity puzzle. *Journal of economic litterature 34, s. 647-668*.

Rose, A.K. (2000). “One Money, One Market: The Effect Of Common Currencies On Trade”, *Economic Policy, 15, 7-46*

Silva, S. og Tenreyro, S. (2003). ”Gravity-Defying Trade”

Silva, S. og Tenreyro S. (2004). “The Log of Gravity”, *FRB Boston Series, paper no.03-1 (2003)*.

Statistisches Bundesamt, Wiesbaden (2007) “Preise Verbraucherpreisindizes fur Deutschland“

Straume, H.M.(2005), ”Geografisk distanse og variasjon i realvalutakursen. En empirisk analyse“ *Master oppgave ved UiB*

Tenreyro, S. (2006) “On The Trade Impact Of Nominal Exchange Rate Volatility”, *Federal Reserve Bank of Boston*

Verbeek M. (2004). A Guide to Modern Econometrics. *Wiley 2004*.

Wooldridge J. M. (2003). Introductory Econometrics: A modern Approach (2nd Edition).
Thomson South-Western.

Internett kilder:

<http://www.oecd.org/dataoecd/60/63/1947767.htm>

<http://stats.oecd.org/glossary/detail.asp?ID=2466>

<http://www.cso.ie/statistics/>

<https://www.cia.gov/cia/publications/factbook/>

Appendiks. Tabeller.

Tabell 1. Oppsummerende statistikk.

Variabel	Hele utvalget		Europa	
	Gjennomsnitt	Standardavvik	Gjennomsnitt	Standardavvik
lnhandel	10,164	1,792	10,016	1,821
lnbnp	24,805	2,617	24,109	2,348
lnpop	5,812	1,738	5,812	1,738
bnpcapita	19,086	1,639	18,989	1,685
lnavstand	7,560	0,965	7,079	0,617
lnareal	10,670	1,865	10,083	1,378
areadiff	1,525	1,271	1,214	0,847
enominell	0,053	0,151	0,054	0,154
Ereell	0,057	0,152	0,058	0,156
fellspraak	0,059	0,235	0,057	0,232
fellgrense	0,118	0,322	0,152	0,360
handelsavt	0,385	0,487	0,498	0,500
fellesval	0,069	0,254	0,069	0,089
avstand	2908,941	2968,666	1397,743	725,941
avkvad*	17300	30400	2479,829	2343,216
Antall obs.	1224	1224	945	945

* Skalert ned med 1000

Tabell 2. Variasjon i den reelle valutakursen.

Periode	Hele utvalget		Europa	
	Gjennomsnitt	Standardavvik	Gjennomsnitt	Standardavvik
1965	0,009	0,003	0,009	0,003
1970	0,018	0,009	0,019	0,009
1975	0,023	0,006	0,022	0,006
1980	0,024	0,006	0,023	0,006
1985	0,022	0,007	0,021	0,007
1990	0,016	0,007	0,013	0,005
1995	0,022	0,007	0,019	0,006
2000	0,316	0,303	0,340	0,302
2004	0,0560	0,120	0,055	0,195
Totalt:	0,057	0,152	0,058	0,156

Tabell 3. MKM- estimeringsresultater med avstand på nivå- form.

Variabel	Hele utvalget		Europa	
	Koeffisient (Robust standardfeil)	t-verdi	Koeffisient (Robust standardfeil)	t-verdi
Den avhengige variabelen: Inhandel				
lnbnp	0,522 (0,026)	19,89	0,450 (0,026)	17,26
avstand	-0,001 (0,000)	-19,95	-0,001 (0,000)	-9,30
avkvad*	0,74 (0,005)	16,10	0,015 (0,0375)	0,41
lnareal	0,145 (0,021)	6,85	0,135 (0,222)	6,00
areadiff	0,145 (0,21)	6,87	-0,21 (0,025)	-0,84
Ereell	-0,279 (0,162)	-1,72	0,111 (0,161)	0,68
fellespraak	0,963 (0,125)	7,70	0,772 (0,138)	5,61
fellgrense	0,218 (0,081)	2,69	0,137 (0,096)	1,42
handelsavt	0,506 (0,061)	8,32	0,566 (0,056)	10,04
fellesval	0,308 (0,079)	3,91	0,443 (0,072)	6,15
y70	-0,007 (0,076)	-0,09	0,34 (0,79)	0,44
y75	0,159 (0,072)	2,21	0,244 (0,078)	3,11
y80	0,196 (0,076)	2,58	0,334 (0,080)	4,17
y85	0,338 (0,078)	4,37	0,431 (0,076)	5,65
y90	0,655 (0,130)	5,02	0,789 (0,126)	6,27
y95	0,050 (0,088)	0,57	0,210 (0,083)	2,53
y04	-0,056 (0,091)	-0,62	0,013 (0,088)	0,15
Antall obs. (N)	1224		945	
R²	0,8293		0,8736	

*Koeffisienten til avstandkvadrert er skalert opp med 1000000.

Tabell 4. Maksimum Likelihood- estimeringsresultater

Variabel	Hele utvalget		Europa	
	MPL uten tidseffekter	MPL med tidseffekter	MPL uten tidseffekter	MPL med tidseffekter
Den avhengige variabelen: handel				
lnbnp	0,42 ** (0,11)	0,34 ** (0,01)	0,36 ** (0,01)	0,28 ** (0,01)
lnavstand	-0,61 ** (0,09)	-0,62 ** (0,10)	-1,31 ** (0,12)	-1,46 ** (0,14)
lnareal	0,17 ** (0,04)	0,22 ** (0,05)	0,21 ** (0,05)	0,27 ** (0,05)
areadiff	0,09 (0,05)	0,10 (0,06)	0,02 (0,07)	0,03 (0,08)
Ereell	0,04 (0,10)	0,66 ** (0,10)	0,05 (0,11)	0,74 ** (0,10)
fellspraak	0,81 ** (0,31)	0,79 * (0,35)	0,56 (0,32)	0,52 (0,36)
fellgrense	0,48 (0,25)	0,54 (0,28)	0,06 (0,24)	0,01 (0,26)
handelsavt	0,58 ** (0,04)	0,47 ** (0,04)	0,67 ** (0,04)	0,55 ** (0,04)
fellesval	0,07 (0,07)	0,31 ** (0,06)	0,16 * (0,07)	0,42 ** (0,06)
y70		-0,07 (0,05)		-0,06 (0,05)
y75		0,25 ** (0,05)		0,30 ** (0,05)
y80		0,42 ** (0,05)		0,52 ** (0,05)
y85		0,48 ** (0,05)		0,52 ** (0,05)
y90		0,83 ** (0,05)		0,90 ** (0,05)
y95		0,49 ** (0,05)		0,55 ** (0,06)
y04		0,40 ** (0,05)		0,43 ** (0,06)
Antall obs.(N)	1224	1224	945	945

** Signifikant på 1 % nivå. * Signifikant på 5 % nivå.

Tabell 5. Regresjonsresultater ved fast effekt- estimering

Variabel	FE uten tidseffekter Hele utvalget	FE med tidseffekter Hele utvalget	FE uten tidseffekter Europa	FE med tidseffekter Europa
Den avhengige variabelen: Inhandel				
lnbnp	0,39 ** (0,01)	0,31 ** (0,01)	0,34 ** (0,01)	0,25 ** (0,01)
Ereell	0,09 (0,10)	0,74 ** (0,10)	0,08 (0,11)	0,81 ** (0,10)
handelsavt	0,62 ** (0,04)	0,48 ** (0,04)	0,71 ** (0,04)	0,56 ** (0,04)
fellesval	0,10 ** (0,07)	0,34 ** (0,06)	0,17 ** (0,07)	0,45 ** (0,05)
y70		-0,08 (0,05)		-0,07 (0,05)
y75		0,26 ** (0,05)		0,31 ** (0,05)
y80		0,45 ** (0,05)		0,55 ** (0,05)
y85		0,50 ** (0,05)		0,54 ** (0,05)
y90		0,85 ** (0,05)		0,92 ** (0,05)
y95		0,54 ** (0,05)		0,59 ** (0,06)
y04		0,45 ** (0,05)		0,48 ** (0,06)
Within	0,6906	0,7865		0,8011
Between	0,6805	0,6748		0,7097
Overall	0,6557	0,6225		0,5898
Antall obs.(N)	1224	1224	945	945

** Signifikant på 1 % nivå. * Signifikant på 5 % nivå.