

Handel mellom land- betydningen av valutaunioner

av

Linn Helene Eileng Yver

Masteroppgave

Masteroppgaven er levert for å fullføre graden

Master i samfunnsøkonomi

Universitetet i Bergen, Institutt for økonomi

Juni 2007

UNIVERSITETET I BERGEN



Forord

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

Og tusen takk til Jurgita for fantastisk samarbeid

Linn Helene Eileng Yver, Bergen 1. juni 2007

Sammendrag

Handel mellom land- betydningen av valutaunioner

av

Linn Helene Eileng Yver, Master i samfunnsøkonomi

Universitetet i Bergen, 2007

Veileder(e): Erling Vårdal og Arild Aakvik

I denne oppgaven estimeres effekten av felles valuta på bilateral handel. Studiet fokuserer både på handel innenfor valutaunioner og om det å bli medlem av en valutaunion også har en effekt på handel med andre land utenfor unionen.

For å finne effekten av felles valuta på bilateral handel benyttes en gravitasjonsmodell. Jeg bruker to ulike paneldatasett som inneholder henholdsvis bilaterale handelsverdier for 186 og 217 land. For estimering av modellen bruker jeg STATA versjon 9,2.

Jeg finner en positiv effekt av felles valuta på handel. Men jeg finner også en positiv effekt av å være medlem av en valutaunion på handel utenfor unionen. Jeg estimerer bilateral handel til å være 37,7 % høyere for et landpar hvor det ene landet er medlem i en valutaunion og det andre landet er utenfor.

Innholdsfortegnelse

Forord.....	ii
Sammendrag	iii
Innholdsfortegnelse	iv
Tabeller	vi
Kapittel 1 Innledning	1
Kapittel 2 Litteraturgjennomgang	3
2.1 Presentasjon av studier på valutaunioner	3
2.1.1 Andrew K. Rose (2000)	3
2.1.2 James Anderson og Eric van Wincoop (2000).....	5
2.1.3 Rose og Wincoop (des. 2000)	8
2.1.4 Silvano Teneyro (november 2001)	11
2.1.5 Glick og Rose (2002)	12
2.1.6 Julie Lochard (2005)	13
Kapittel 3 Presentasjon av datamaterialet.....	14
3.1 "One Money One Market", Rose (2000).....	15
3.1.1 beskrivelse av datasettet	15
3.1.2 Kan den store effekten skyldes feil i dataoppsettet?	17
Hva er et typisk "felles valuta land"	17
Verdien av bilateral handel	18
Utvalget	19
Gravitasjonsmodellen.....	20
Sammenslåing av data; "pooling"	21
Feilleddet i regresjonen	22
3.1.3 Metode og resultater, "One Money One Market"	22
Hva kan påvirke handel mellom to land? Hvorfor inkluderer han de ulike variablene?	
.....	23
Resultater.....	26
3.2 " Does a Currency affect Trade? The Time Series Evidence)", Glick and Rose (2001) 31	
3.2.1 Beskrivelse av datasettet	31
3.2.2 Analyse.....	33
Panel estimering	34
Fasteffekt.....	34
Tilfeldig effekt.....	34
Problemer med datasettet	35
Kapittel 4 Ulike transformeringer av datamaterialet.....	39
4.1 " One Money One Market"	39
4.1.1 Inkludering av nye variabler	39
4.1.1.1 Valutaunionland	40
4.1.1.2 Remote	45
4.1.1.3 <i>Open</i> og <i>areas</i>	46
4.1.1.4 Resultater.....	46
4.1.2 Finnes det gode instrument for fellesvaluta- variabelen?.....	49
4.1.3 Paneldata tilnærming.....	50
4.1.3.1 konstruksjon av landpargrupper	50
4.1.3.2 Resultater ved panelestimering	51
4.2 "Does a Currency affect Trade? The Time Series Evidence"	53

4.2.1 Fjerner variabler fra regresjonen	53
4.2.2 Instrument variabler	55
Kapittel 5 Konklusjon	57
Referanser	58
Appendiks	61

Tabeller

Tabell 3.1. Effekt på bilateral handel, ligning 3.1. MKM estimering	25
Tabell 3.2. Gjennomsnittsverdi av <i>bilateral handel</i> , for de ulike periodene, samt sammenslått periode.....	28
Tabell 3.3. Test for utelatte variabler og multikollinearitet	30
Tabell 3.4.....	36
Tabell 3.5. Fast effekt og tilfeldig effekt: Bilateral handel	38
Tabell 4.1. Ligning (4.1) Effekt på bilateral handel, MKM.....	42
Tabell 4.2 Bilateral handel for valutaunionland og land som ikke er i valutaunion, MKM	44
Tabell 4.3 Ulike variabler inkludert i modellen: MKM med tidsdummyer	48
Tabell 4.4 Korrelasjon mellom variablene i Rose (2000) modellen	50
Tabell 4.5 Modell (3.5): Fast og tilfeldig effekt med årskontroller	52
Tabell 4.6 Modell (3.5), FE og TE; hvor insignifikante variabler blir ekskludert.....	54
Tabell 4.7 Hausman test, ulike estimeringer av ligning 7	55
Tabell 4.8 Korrelasjon mellom instrument og felles valuta	55
Tabell 4.9. Instrument variabel estimering; instrument for felles valuta, panelestimering.....	56

Kapittel 1 Innledning

Denne oppgaven analyserer om et lands internasjonale handel øker ved å være medlem i en valutaunion. Oppgaven tar utgangspunkt i et arbeid av Andrew K. Rose "One Money One Market", Rose (2000). Han estimerer hvordan en fellesvaluta påvirker omfanget av handel innad i en valutaunion. Han kontrollerer for flere andre faktorer som forklarer handel og finner en sterk handelseffekt av fellesvaluta; land i valutaunioner handler tre ganger mer med hverandre enn to land som har ulik valuta. De fleste arbeider som studerer valutaunion og handel har fokusert på handel innenfor en valutaunion. I denne oppgaven utvider jeg perspektivet og undersøker om det å bli medlem av en valutaunion også har en effekt på handel med andre land utenfor unionen: Er det slik at om et land går inn i en valutaunion, så vil det påvirke eksport til og import fra land utenfor unionen? Jeg bruker det samme datasett som Rose (2000) benyttet og finner en effekt også på handel utenfor disse unionene. Min analyse viser med andre ord at land som er medlem av en valutaunion handler mer med andre eksterne land enn land som kun har sin suverene valuta. En forklaring kan være at når land *i* entrer en valutaunion, og denne valutaunion har handelspartnere utenfor unionen så vil det være enklere for handelspartnerne til denne unionen å også handle med land *i*, fordi de da kun har en valuta å forholde seg til.

Denne oppgaven bygger på gravitasjonsmodellen. Denne sier at graden av handel vil variere med hvor stor "distanse" det er mellom land. Ideen er at dersom det er stor distanse mellom land vil kostnadene ved handel være store. Et bilde som ofte blir benyttet for å illustrere denne teorien er å se verdien av handel som et isberg; jo lenger varene må reise, jo mer smelter isberget, og jo mindre blir verdien.

Det er mange flere forhold som påvirker internasjonal handel. Eksport og import påvirkes av hvor stort et land er, hvor rikt det er, hvor åpent det er, av landets historie, produksjonsmulighetene innad i landet og handelsbarrierer mot andre land. Noen av disse karakteristikene er sterkt korrelert. Et lite land vil for eksempel være mer åpent for internasjonal handel enn et stort land. Disse forholdene må også kontrolleres for i gravitasjonsmodellen. Dette utdyper jeg mer i kapittel 2.

I kapittel 2 presenterer jeg noe av det som er publisert om handel og valutaunioner. Jeg sier også litt om litteraturen om optimale valutaområder. Teoridelen av oppgaven blir over to kapitler, da jeg presenterer to artikler også i kapittel 3 "One Money One Market" Rose (2000) og "Does a Currency affect Trade? The Time Series Evidence" Glick og Rose (2002). Her vil jeg diskutere datasettene som ligger til grunn for disse artiklene, samt metode og resultater. I kapittel 4 modifiserer jeg modellene og estimerer effekten av valutaunioner på handel.

Kapittel 2 Litteraturgjennomgang

I dette kapittelet gjennomgår jeg noen sentrale artikler om valutaunioner og effekten de har på bilateral handel, samt noen artikler om optimale valutaområder. To av artiklene, “One Money One Market”, Rose (2000) og “Does a Currency affect Trade? The Time Series Evidence”, Glick and Rose (2002) vil bli grundigere diskutert senere i oppgaven. De får en mer summarisk presentasjon i dette kapittelet. Jeg vil senere komme inn på hvilke type data som er brukt og hvilke estimeringsmetoder som er benyttet i disse artiklene.

Jeg har to muligheter for hvordan jeg vil organisere rekkefølgen på artiklene jeg skal presentere. Et alternativ er å dele dem inn i ulike grupper etter hva de fokuserer på. Den andre er å diskutere dem kronologisk, det vil si etter det året studiene ble gjennomført. For å gjøre dette mest mulig oversiktlig, har jeg valgt en kronologisk fremstilling. Begrunnelsen er at mange av forfatterne av disse artiklene har sitert og kritisert hverandre, og en kronologisk presentasjon vil, etter min mening, gi et godt bilde av problemstillingene. De ulike typer valutasamarbeid blir forklart i avsnitt 4.1.1. Men allerede nå kan det være verdt å gjøre leserne oppmerksom på at det finnes flere typer valutasamarbeid. Noen valutaunioner er kjennetegnet av at små land adopterer valutaen til et stort land. I andre valutasamarbeid som EMU¹ gir hvert land opp sin egen valuta til fordel for en felles valuta, hvor de deler blant annet sentralbank. Det finnes også små særegne samarbeid mellom to land som Frankrike og Monaco². Jeg kaller alle disse alternativene for valutaunioner.

2.1 Presentasjon av studier på valutaunioner

2.1.1 Andrew K. Rose (2000)

Ved å se på bilateral handel mellom landpar, ønsker Rose i dette arbeidet å undersøke om to land som har felles valuta handler mer med hverandre enn andre landpar. I datasettet hans er det kun 1 % av observasjonene hvor landparene er i en valutaunion. Effekten han finner er mildt sagt enorm og har vært vanskelig å akseptere for mange økonomer. Han fant at land som har felles valuta handler ca tre ganger (235 %) mer med hverandre, enn land som har ulik valuta. Rose garderer seg ved å si at vi kan ikke ta resultatet helt bokstavelig, men at en i hvert

¹ Den Europeiske Monetære Union

² Ikke alle ”land” i datasettene er land i tradisjonell forståelse, men for å forenkle, som i de fleste artikler om emne, så går alle territorier, områder og land under samme betegnelse.

fall kan konkludere med at felles valuta har en positiv effekt på handel. Han har senere fått mye kritikk, både for metodene han har brukt for å generere data samt estimeringsmetodene han benyttet. Dette vil jeg komme mer inn på senere i oppgaven³.

Rose samler inn data fra et stort antall land over perioden fra 1970 til 1990. Av ulike grunner ser han kun på femårs perioder, slik at han samler inn data for 1970, 1975, 1980, 1985 og 1990. Det sentrale spørsmålet han stiller er: "hvor mye mer handler land som er i valutaunion, enn land som ikke har felles valuta?". Før denne artikkelen var det mange som hadde forsøkt å se om svingninger i valutakursen gav lavere internasjonal handel. Rose var den første til å isolere handelseffekten av en felles valuta. For å se på denne effekten brukte han gravitasjonslikningen, hvor han bruker bilateral handel som avhengig variabel, og inkluderte ganske enkelt en dummyvariabel for land med felles valuta⁴. En kritikk man kan rette mot Rose er validiteten av hans resultat. Før den EMU, var et typisk valutaunionland lite og fattig. Det er da diskutabelt om en kan bruke data fra land som ikke er et typisk europeisk land, til å anslå hva effekten av et valutasamarbeid i for eksempel Europa vil være. Rose gjør en del sensitivitetsanalyse hvor han blant annet utelater fattige små land fra regresjonen, for å se om det er disse som gir en slik effekt. Han ser og på resultater fra regresjoner hvor han utelater store land som USA og Tyskland.⁵ Men de fleste regresjonene han estimerer for å teste resultatene sine, viser at effekten ikke er særlig sensitive for slike alternativ. Rose bruker en sammenslått (pooled) MKM metode. Denne ser kun på effekten av deltakelse i en valutaunion. Effekten av endringen over tid blir dermed ikke tatt hensyn til. Det er vanskelig å tidfeste når effekten av felles valuta viser seg. Forventet stabilitet i forkant av inntredelsen i en valutaunion kan øke handel i flere perioder før inngåelsen. Eller det kan ta tid før land tar innover seg mulighetene en felles valuta gir. Da vil ikke handelen øke i de første periodene etter inngåelsen, men den vil øke i senere perioder. Det er dermed vanskelig å si når effekten av å ha felles valuta trer inn.

Selv om estimeringen til Rose gir en stor og signifikant effekt, kan det ligge mange andre forklaringer (enn felles valuta) bak det faktum at valutaunionland handler mer med hverandre enn andre land. Hvorfor oppgir to eller flere land sin suverene valuta for å ha en felles? Eller

³ Se avsnitt 3.1

⁴ Se ligning 3.1

⁵ Siden mange land har knyttet sin valuta mot dollar og mark, eller har adoptert for eksempel dollar.

som i mange tilfeller (spesielt i Amerika hvor land i Sør – Amerika har adoptert dollar⁶) hvorfor binder et lite land seg mot et annet lands valuta. Mange grunner kan nevnes for akkurat dette, for eksempel politisk enighet, eller det kan være at små land kan ha ønske om å binde seg til et stort og sterkt land for å få bukt med høy inflasjon. Men den økonomisk og kulturelle historien mellom to land har også mye å si for hvordan handelsstrukturen deres er. Derfor inkluderer også Rose variabler som kontrollerer for om to land har noen form for felles kolonihistorie. Effekten av kolonihistorien er betydelig større enn hva effekten av valutaunioner er på handel. Rose bruker en dummyvariabel for å kontrollere for om et av landene var under kolonimakten til det andre eller motsatt. Effekten av denne variabelen viser seg å være stor, hele 800 % større handel mellom to land hvor et av dem har vært under kolonimakten til det andre, alt annet likt.

Senere i oppgaven går jeg inn på hvilke flere variabler Rose inkluderer i regresjonene sine, og ellers hva han legger til grunn for sine resultater. Men det er viktig å nevne at selv om Rose kontrollerer for mange alternative forklaringer er det problematiske sider ved hans analyse. Det er for eksempel mulig at han utelater variabler som påvirker bilateral handel.

2.1.2 James Anderson og Eric van Wincoop (2000)

I artikkelen "Gravity with Gravitas; A solution to the Border Puzzle" ønsker Anderson og Wincoop å finne effekten av landegrenser på handel. I dette arbeidet problematiserer de måten gravitasjonsligningen bør bygges opp. De viser i sin artikkel at estimerte gravitasjonsligninger ikke har et godt nok teoretisk fundament. Dette impliserer både at estimeringen lider av skjevheter som følge av utelatte variabler og at komparativ statistiske resultater er ubegrunnet. De utvikler en metode som, ifølge dem, (i) konsistent og effisient estimerer en teoretisk gravitasjonsligning og (ii) kalkulerer korrekt den komparative statistikken av handelsfriksjoner. De bruker metoden for å løse et velkjent paradoks fra McCallum (1995). Han fant at handel mellom kanadiske provinser er 22 ganger (2100 %) større enn handel mellom stater (USA) og provinser, etter å ha kontrollert, slik som gravitasjonsmodellen foreskriver, for størrelse og avstand. Ved metoden til Anderson og Wincoop, finner de at nasjonale grenser reduserer handel mellom USA og Canada med ca 44 %, og mellom andre industrialiserte land reduseres handel med ca 30 %. De mener at McCallums spektakulære funn er et resultat av to faktorer. Det første problemet er at variabler blir utelatt, og her

⁶ Som for eksempel Ecuador og Panama.

viktigst at det ikke blir tatt hensyn til relativ avstand.⁷ For det andre er den kanadiske økonomien for liten for en slik estimering⁸. Det blir dermed for få observasjoner. Den relative avstanden er beregnet ved:

$$REM_i = \sum_{m \neq j} \frac{d_{im}}{y_m} \quad (2.1)$$

Hvor d_{im} er avstanden mellom land i og m og y_m er inntekten i land m . REM_i uttrykker relativ avstand fra land i til alle andre land utenom land j , hvor inntekt er brukt som vektor. Denne variabelen blir ofte kalt *remote* eller *remoteness*.

McCallum fokuserte kun effekten på intraprovinshandel, for å finne hvor mye nasjonale grenser reduserer handel. Han var altså interessert i å analysere handel innenfor Canada versus handel mellom Canada og USA. Metoden hans var å undersøke handelsstrømmer mellom kanadiske provinser (intraprovinshandel) og handel mellom dem og stater i USA. Han ser ikke på handelsstrømmer innenfor USA (intrastathandel) i forhold til handel mellom USA og Canada. For å finne en grenseeffekt beregner han distansen mellom alle handelspunkt, som vil være provinser og stater. Om avstanden mellom to provinser og en provins og stat er lik, vil differansen i handel mellom dem indikere hvor mye grensen mellom USA og Canada påvirker handel mellom dem, alt annet likt. Anderson og Wincoop ser på begge disse effektene, idet de først ser på hvordan intraprovinshandelen er versus handel mellom Canada og USA. Deretter ser de på intrastathandel versus handel mellom USA og Canada, og til slutt slår de sammen og ser på effektene samtidig.

Ved å inkludere data fra USA og den relative avstandsvariabel, *remoteness*, finner de at intrastathandel er 1,4 ganger større enn handel mellom stat og provins. Handelen mellom provinsene er 16,3 ganger større enn handel mellom provins og stat. Resultatene de finner her endrer seg ikke mye når de inkluderer begge effektene i samme regresjon.

Videre problematiserer Anderson og Wincoop bruken av *remoteness* variabelen. Selv om denne variabelen er mye brukt i litteraturen, er den, i følge Anderson og Wincoop, uten forbindelse med teorien. Når *remoteness* blir inkludert i regresjonen, endrer grenseeffektene seg lite og R^2 får ikke en betydelig økning.⁹

⁷ Dette blir grundigere diskutert i 3.1.2 og 4.1.1.2

⁸ Det er og et problem at Canada er svært åpen.

⁹ Dette kan leses ut i fra tabell 1 i "Gravity with Gravitas; A solution to the Border Puzzle"

Anderson og Wincoop presenterer også en ny måte å bruke gravitasjonsligningen på, for å finne grenseeffekten på handel. Nedenfor presenterer jeg de sentrale elementene i artikkelen til Anderson og Wincoop: De forutsetter komplett spesialisering, det vil si at hvert land spesialiserte seg i produksjon av en vare. Preferansene er gitt av en konstant substitusjonselastisitet, CES, funksjon. Videre antar de at hvert land produserer et fast kvantum av goder som eksporteres. Det vil da si at en økning i handel blant land innenfor samme valutaunion impliserer et tilsvarende fall i handel med andre land. Denne økningen innenfor valutaunionen vil gi en positiv velferdseffekt siden handelskostnadene minker. Om handelen mellom en gruppe land er stor før de danner en valutaunion, vil den prosentvise økningen i handel være liten mens velferdsøkningen vil være stor (pga lavere handelskostnader). Modellen ser også på forhold mellom to land relativt til forhold mellom disse og andre land, f.eks. er handel mellom to land avhengig av deres bilaterale handelsbarrierer relativt til gjennomsnittlige handelsbarrierer med alle dens handelspartnere. Hovedproblematikken til Anderson og Wincoop er at ved tidligere måter å bruke gravitasjonsmodellen på, blir ikke handel mellom to land sett på relativt til handel mot andre land. De mener at hvor mye to land handler med hverandre er påvirket av muligheten til å handle med andre land, og at denne effekten blir utelatt i den empiriske gravitasjonslitteraturen¹⁰ For å rette på dette forholdet konstruerer de en variabel ”*multilateral resistance*” som er et mål på, ifølge dem, ”en passende gjennomsnittlig handelsbarriere”. Enkelt og greit er det slik at handel mellom to land øker om deres handelsbarrierer blir mindre relativt til handelsbarrierer mellom dem og andre land. Dette er klart, men problemet er å implementere dette i en modell, hvordan kan vi måle barrierene? De videreutvikler gravitasjonsmodellen til Anderson (1979) som var basert på CES preferanser og differensierte goder mellom regioner. Anderson og Wincoop manipulerer CES forbrukssystemet for å utlede en operativ gravitasjonsmodell. På dette grunnlaget utleder de en dekomponering av handelsresistens i tre deler: (i) bilaterale handelsbarrierer mellom region i og j , (ii) i sin resistens mot handel med alle regioner, og (iii) j sin resistens mot handel med alle regioner. De antar at hver region er spesialisert i produksjonen av kun et gode og at tilbudet av hvert gode er fast.

¹⁰ I noen modeller blir ”remoteness” variabelen inkludert, men denne tar kun høyde for avstanden relativt til andre handelspartnere. Og fanger dermed ikke opp noen av de andre handelsbarrierene.

Resultatene de får ved modellen er at grensen mellom USA og Canada reduserer handel mellom dem med 37 % når de kun ser på disse to landene. Inkluderer de data fra andre land,¹¹ blir handel redusert med 17 % på grunn av nasjonale grenser.

Det er fire fordeler ved å bruke deres tilnærming.

- (i) Modellen kan brukes til å utforske innflytelsen av valutaunioner blant et hvert sett av land, selv de som ikke har vært i en valutaunion. Dette er kritisk; uten en strukturell modell kan en tvile på relevansen av (pre-EMU) valutaunioner (som består av små eller fattige land) når en ser på innflytelsen av EMU.
- (ii) Den gir et estimat på tariffekvivalens av den nasjonale monetære barrieren.
- (iii) Modellen gir en eksplisitt velferdsmetrikk.
- (iv) Og den kan lede til et mer nøyaktig estimat på effekten av valutaunioner på handel.¹²

Anderson og Wincoop finner i denne artikkelen at grenser betydelig reduserer bilateral handel på internasjonalt nivå. Resultater fra tidligere studier som gir enorme grenseeffekter, er mulig å forklare ved deres modell: (i) De vurderer effekten av grenser som en andel av intranasjonal mot internasjonal handel, (ii) denne grenseeffekten er stor for små land, og (iii) utelatte variabler gjør at den estimerte grenseeffekten blir positivt forventningsskjev.

2.1.3 Rose og Wincoop (des. 2000)

Rose og Wincoop bruker datasettet til Rose (2000), Men de benytter andre metoder for å finne den effekten valutaunioner har på handel. De mener at selv om det er kostnader forbundet med valutaunioner, vil gevinsten ved økt handel være så stor at land vil vinne på å ha felles valuta. Mange økonomer mener at gevinstene ved valutaunioner er lave. Rose og Wincoop argumenterer for at dette konvensjonelle synet kan være feil, siden det i dataen ser ut til at det å ha en egen nasjonalvaluta er en signifikant barriere mot internasjonal handel.

Som Rose gjør i 2000 (se ligning 3.1) estimerer de gravitasjonsligningen men de foretar noen få endringer:

¹¹ I tillegg til USA og Canada inkluderer de Australia, Japan, New Zealand, Østerrike, Belgia-Luxembourg, Danmark, Finland, Frankrike, Tyskland, Hellas, Irland, Italia, Nederland, Norge, Portugal, Spania, Sverige, Sveits, og Storbritannia. De betrakter disse landene for resten av verden.

¹² Hentet fra Rose and Wincoop (2000)

$$\begin{aligned}
\ln(\text{handel}_{ijt}) = & \beta_0 + \gamma \text{felles valuta}_{ijt} + \beta_1 \ln(\text{avstand})_{ij} + \beta_2 \ln(\text{BNP}_i \text{BNP}_j)_t + \\
& \beta_3 \ln(\text{BNP}_i \text{BNP}_j / \text{Pop}_i \text{Pop}_j)_t + \beta_4 \ln(\text{landareal}_i \text{landareal}_j) + \beta_5 \text{f.språk}_{ij} + \\
& \beta_6 \text{f.grense}_{ij} + \beta_7 \text{f.handelsavtale}_{ijt} + \beta_8 \text{f.koloni}_{ij} + \beta_9 \text{koloni}_{ij} + \beta_{10} \text{polunion}_{ijt} + \\
& \beta_{11} \text{landfasthet}_{ij} + \varepsilon_{ijt}
\end{aligned} \tag{2.2}$$

Hvor bilateral handel mellom land i og j er den avhengige variabelen. I regresjonen inkluderer de logaritmen av distansen ($\ln \text{avstand}_{ij}$), logaritmen av produktet av reelt BNP ($\ln(\text{BNP}_i \text{BNP}_j)_t$), logaritmen av produktet av BNP per capita ($\ln(\text{BNP}_i \text{BNP}_j / \text{Pop}_i \text{Pop}_j)_t$), logaritmen av produktet av landarealene til land i og land j ($\ln(\text{landareal}_i \text{landareal}_j)_t$). De inkluderer også flere dummyer for å kontrollere for andre effekter på handel. Dummyene de inkluderer indikerer om landene har: felles språk (f.språk_{ij}), felles grenser (f.grense_{ij}), handelsavtaler i periode t ($\text{f.handelsavtale}_{ijt}$), om de har vært under samme koloni (f.koloni_{ij}), om et land har vært kolonien til den andre (koloni_{ij}), om de tilhører samme politiske union (polunion_{ijt}), om enten i eller j (eller begge) er landfaste (landfasthet_{ij}) og til slutt en for felles valuta ($\text{felles valuta}_{ijt}$) i periode t .

Glick og Rose estimerer at handelsbarrierer assosiert med nasjonale grenser er halvert når land deltar i valutaunioner, og gir en signifikant økning i velferd og handel. De finner at to land som bruker samme valuta handler nesten 300 % mer med hverandre enn andre land¹³. Men når de inkluderer landseffekter, lager en dummy for hvert land¹⁴ reduseres både signifikansen og effekten noe, men forblir fremdeles stor, ca 136 %¹⁵. De hevder at deres funn er konsistente med resultatet i Rose (2000) ved å vise til sensitivitetsanalysen Rose gjør. De argumenterer videre for at resultatene ikke er avhengig av hvordan ligningen er spesifisert eller estimert, eller avhengig av den spesielle måten variablene er målt.

Et velkjent problem innenfor økonometrien er muligheten for at faktorer som påvirker den avhengige variabelen ikke blir inkludert i regresjonen. Utelatte variabler kan gi forventningsskjevhet, og i verste fall vise at en variabel har påvirkningskraft når den i

¹³ Koeffisienten til valutaunion dummyen, γ , tar verdien 1.38. For å beregne prosent av dette må jeg ta: $((\exp 1,38)-1) * 100$. $((\exp 1,38)-1) * 100 = 3,97 * 100 = 297$. (ca 300 %)

¹⁴ Dette resulterer i svært mange variabler i regresjonen som kan skape problemer da de bruker opp mange frihetsgrader, det vil også være høy korrelasjon mellom de ulike variablene.

¹⁵ $\gamma = 0,86$, $((\exp 0,86)-1) * 100 = 136$ %

virkeligheten ikke har det. Om felles valuta variabelen korrelerer med de uobserverte effektene i modellen vil det være et endogenitetsproblem. Dette er mulig å løse ved instrument variabel estimering. Hvor en da bruker andre variabler for å forklare felles valuta. Glick og Rose har forsøkt å finne slike instrument, uten å lykkes. Men de påstår likevel at bruk av instrumentvariabler øker virkningen av valutaunioner på handel. Det er nok noen utelatte faktorer som driver land til både å delta i en valutaunion og til å handle mer. Jeg gjør et forsøk i kapittel 4 for å finne en eller flere slike faktorer i datasettet til Rose (2000).

De prøver også en annen metode, hvor de benytter modellen fra Anderson og Wincoop (2000). Denne modellen er forklart i avsnitt 2.1.2. Ved å inkludere en dummy for hvert land kan de estimere effekten av en valutaunion blant ethvert sett av land uansett om de ikke har vært eller er i en valutaunion. I denne modellen blir effekten av valutaunioner lavere enn i den første uten CES funksjoner. Hva de gjør forklarer jeg kort nedenfor:

De antar at land spesialisere produksjon og preferanser ved formen konstant substitusjonselastisitet, og definerer handel ved følgende ligning:

$$x_{ij} = \left(\frac{y_i y_j}{y^w} \right) \left(\frac{t_{ij}}{P_i P_j} \right)^{1-\sigma} \quad (2.3)$$

Hvor x_{ij} er nominell verdi av eksport fra i til j , y_i og y_j er henholdsvis nominell BNP for land i og land j . y^w er nominell verdi av verdens produksjon, t_{ij} skal reflektere de uobserverte handelskostnadene mellom i og j , denne er en lineær funksjon av forholdet mellom distansen fra i til j og om det er en internasjonal grense mellom dem.¹⁶ P_i er i sin "multilateral handelsresistens", en prisindeks som positivt avhenger av handelsbarrierer mellom i og alle i sine handelspartnere (ikke bare j). σ er substitusjonselastisiteten mellom godene fra hvert land. Når de inkluderer multilateral handelsresistens variabelen er fremdeles effekten av valutaunioner stor, men mindre enn tidligere estimert. En tabell over effekten på handel for ulike eksisterende og tenkte valutaunioner finnes i appendiks, tabell A3. De finner her blant annet at om hele verden bruker samme valuta, vil internasjonal handel øke med 10 %, mens velferden vil øke med 21,3 %.

¹⁶ $t_{ij} = b_{ij} d_{ij}^\rho$, hvor b_{ij} tar en verdi om land i og j er i samme land, om de er i ulike land får b_{ij} en verdi (>1) som reflekterer handelsbarrieren mellom dem. d_{ij} er avstanden mellom i og j .

2.1.4 Silvano Tenreyro (november 2001)

I "On The Causes and Consequences of Currency Union" finner Tenreyro en lavere effekt av felles valuta på handel enn de tidligere studiene jeg har referert til har funnet. Hun hevder at selvseleksjon, det at land selv bestemmer om de skal være med i en union eller ikke, skaper skjeve estimat.

Hun bruker fordeler og ulemper ved monetære unioner som er karakterisert av Mundell (1961). Disse bruker hun som determinanter for valutaunioner.

Fordeler:

- 1) Eliminering av transaksjonskostnader for valuta og forstyrrelser i relative priser fra nominelle valutafluktasjoner.
- 2) Potensial til å disiplinere politikken, spesielt inflasjonsbekjempelse, så lenge ankerlandet er troverdig.

(Lavere transaksjonskostnader og bedre fremsyn oppmuntrer til dypere integrasjon i finansielle og ikke finansielle markeder.)

Ulemper:

- 1) Tapet av uavhengighet ved lokale behov. Mindre tap for land med høy arbeidskraftmobilitet og land hvor økonomiske sjokk er høyt korrelert med andre sjokk,
- 2) Seignoragetap.
- 3) Tap av et nasjonalt symbol.

Hun ser da på geografi, synkronisering av økonomiske sjokk, størrelser, kulturelle likheter, størrelse, politisk integrasjon og kolonihistorie. Modellen hun bruker er basert på Mundell (1961) og Alesina og Barro (2001). Og håper med dette å gi mer troverdige estimat på effekten av valutaunioner på internasjonal handel.

Tenreyro problematiserer det faktum at veldig mange valutaunionland er forskjellige. Når effekten av å bruke samme valuta er ulik blant grupper eller når det ikke er linearitet i handelsrelasjonene som blir ignorert, vil en systematisk differensiering i karakterisering av land, skape forventningsskjeve estimat. I tillegg, nevner hun to andre økonometriske bekymringer med MKM estimatene. Den ene er utelatte variabler, og den andre er utvalgseleksjon. Med det siste tenker hun på de observasjonene som blir utelatt på grunn av at de har null i handelsverdi.¹⁷ Disse blir vanligvis utelatt siden det ikke er mulig å ta logaritmen av null. Tenreyro løser disse problemene ved å bruke empirisk estimering over

¹⁷ Dette problemet diskuterer også Frankel (1997), og han konkluderer med at det ikke gir betydelige forskjeller ved å inkludere nullverdiene eller ikke.

determinantene til valutaunioner, for å motivere en seleksjonsmodell for felles valutaområder. Videre undersøker hun kraften av valutaunion på internasjonal handel når selvseleksjon er tatt hensyn til. For å løse problemet ved at enkelte land ikke har handelsverdier større enn null hvert år, tar hun med tall fra hele perioden, ikke bare hvert femte år som Rose (2000) gjør. Rose inkluderer kun tall fra f.eks. 1975 og 1980. Tenreyro inkluderer også kun femårs perioder, men for å beregne handelsverdien i 1975, aggregerer hun tallene fra 1971 til 1975 og videre fra 1976 til 1980 for å finne 1980 verdier.

Hun presiserer to viktige resultater:

- 1) Når de observasjonene hvor bilateral handel er null blir inkludert i estimeringen, faller effekten fra ca 200 % til ca 100 % når en tar hensyn til at noen land ikke handler med hverandre i enkelte perioder.
- 2) Kraften av valutaunion faller når endogenseleksjon er tatt hensyn til. Da er effekten av en felles valuta under 60 %. Men dette er ikke signifikant forskjellig fra null, som da kan indikere at påvirkningen av valutaunioner kanskje ikke er så stor og robust som rapportert i tidligere studier.

2.1.5 Glick og Rose (2002)

I "Does a Currency affect Trade? The Time Series Evidence", bruker Glick og Rose paneldata- analyse for å estimere den effekten valutaunionsmedlemskap har på internasjonal handel. De bruker tall fra 217 land i perioden 1947 til 1997, men som i de andre datasettene mangler det verdier for flere landpar. Når en bruker paneldata kan en sammenlikne hva som skjer med handel før og etter at land går inn i valutasamarbeid eller avslutter et slikt samarbeid. I perioden 1947 til 1997 er det få nye valutaunioner som blir dannet, men til gjengjeld er det flere som blir avsluttet, omtrent 100 landpar avviker valutaforbindelser i denne perioden. Funnene til Glick og Rose er i kontrast til hva Thom og Walsh (2000) fant i sitt casestudium av bruddet på valutaunionen mellom Irland og UK i 1979. Sistnevnte fant at selv om Irland og UK brøt et samarbeid falt ikke verdien av deres bilaterale handel noe særlig. Glick og Rose avfeier deres funn ved å si at tilfellet ved bruddet mellom Irland og UK ikke er generelt. Når Glick og Rose bruker et mye videre datasett finner de at effekten av felles valuta på handel er stor både økonomisk og signifikant. Effekten er noe mindre enn i Rose (2000), de finner at en valutauniondannelse/oppløsning omtrent doubler/halverer bilateral handel, når en holder alle andre faktorer konstant.

2.1.6 Julie Lochard (2005)

I artikkelen "Mesurer L'Influence des Unions Monétaires sur le Commerce", hevder Lochard at den effekten Rose (2000) finner ikke kan overføres til valutaunioner generelt, siden det er vanskelig å sammenlikne kostnader og gevinster ved monetære unioner.

Lochard bruker en metode til å estimere fasteffektmodeller som er utarbeidet av Hausman og Taylor (1981), hvor uobserverte faktorer blir tatt hensyn til. Denne metoden har, i følge henne, to fordeler sammenlignet med estimatene til fasteffektmodeller: De produserer mer effisiente estimat og tillater å estimere koeffisientene til variabler som er konstante over tid. Hun mener at forventingskjevde estimat i Rose 2000 skyldes feil aggregering av ulike valutasamarbeid, selvseleksjon og utelatte variabler. Blant annet at valutaunionvariabelen fanger opp effekten av politiske faktorer.

Kapittel 3 Presentasjon av datamaterialet

Det er flere måter å estimere effekter av en faktor på en annen faktor. Og det er ikke alltid like enkelt å vite hvilken metode en skal bruke. I artikler er ofte metodene beskrevet ganske kort, og det er dermed vanskelig å konstatere om resultater er gode estimat på de sanne effektene. Jeg analyserer i dette kapittelet ulike metoder som er brukt for å estimere effekten på bilateral handel ved en valutaunion. Jeg vil først presentere datamaterialet fra de to artiklene jeg fokuserer på: "One Money One Market" Rose (2000) og "Does a Currency affect Trade? The Time Series Evidence" Glick og Rose (2002). Dette materialet vil jeg senere bruke når jeg argumenterer for mine metoder i å estimere påvirkningskraften av valutaunion på internasjonal handel.

Både Rose (2000) og Glick og Rose (2002) bruker gravitasjonsmodellen.

"Gravitasjonsmodellen har lenge vært den stygge andungen i internasjonal økonomi, med et innviklet og lite respektert teoretisk grunnlag. Men den har i senere tid opplevd en svaneliknende forvandling. Det er minst tre grunner til denne forvandlingen: (i) Dens empiriske suksess i å predikere bilaterale handelsstrømmer, (ii) et forbedret teoretisk fundament, som kommer i hovedsak fra moderne teorier om handel med imperfekte substitutter og (iii) en ny interesse blant økonomer for emne om geografi og handel, der en heller vil behandle land eller regioner som fysiske plasser i bestemte lokasjoner, enn se på dem som et hode uten kropp."¹⁸ "Gravitasjonsmodellen, i sin basiske form, sier at handel mellom land i og land j er proporsjonal til produktet av BNP_i og BNP_j og er invers relatert til avstanden mellom dem. Andre forklarende variabler som ofte er inkludert er andre mål på størrelser, som populasjon, BNP per capita, landareal, og dummy variabler som representerer andre mål på geografiske eller kulturelle bånd som landfasthet, felles grenser, felles språk og felles handelsavtaler."¹⁹

For å estimere gravitasjonsmodellen er det fullt mulig å bruke vanlig tverrsnittanalyse og minste kvadratiske metode, MKM. Så lenge variabler som har påvirkningskraft ikke blir utelatt, så vil en få forventningsrette estimat. Jeg vil senere i oppgaven vise at det tyder på at modellene har utelatte variabler. Et annet problem er at noen av forklaringsvariablene kan korrelere med feilledet.

¹⁸ Frankel, 1997, kap 4 side 49.

¹⁹ IBID side 50

For å løse det første problemet vil jeg i kapittel 4 se om det er mulig å finne flere variabler som kan inkluderes i modellen. En løsning på det andre problemet kan være instrument variabel, IV, estimering. Men da gjelder det å finne gode instrument, noe som dessverre viser seg å være vanskelig.

Jeg vil i 3.1.1 og 3.1.2 presentere datasettet som Rose benytter i arbeidet med "One Money One Market", videre i 3.1.3 vil jeg prøve å analysere estimeringsmetodene hans, samt presentere resultatene. I del 3.2 bruker jeg samme fremgangsmåte for datasettet fra artikkelen "Does a Currency affect Trade? The Time Series Evidence".

3.1 "One Money One Market", Rose (2000)

3.1.1 beskrivelse av datasettet

Andrew K. Rose skrev denne artikkelen i år 2000 og var revolusjonerende i sin tanke ved å inkludere en variabel som kontrollerer for om to land har felles valuta eller ikke. Det er flere studier på valutakursvolatilitetens påvirkning på handel, men aldri tidligere har noen brukt en variabel som kun kontrollerer for effekten av felles valuta mellom to land.

Rose ser på verdien av bilateral handel, for 186 land, i perioden 1970 til 1990. Data er hentet fra hvert femte år i denne perioden, 1970, 1975, 1980, 1985 og 1990. Som da utgjør i alt;

$(186 \times 185) / 2 = 17205$ landpar. Ved fem observasjoner per landpar utgjør dette

$17205 \times 5 = 86025$ observasjoner. Men pga manglende handelsverdier for noen av landparene i enkelte år, er det "kun" 33,903 observasjoner inkludert i datasettet.

Rose bruker, som nevnt, gravitasjonsmodellen, og har bilateral handel mellom landpar, i og j som avhengig variabel. Regresjonen han estimerer er som følger:

$$\begin{aligned} \ln(\text{handel}_{ijt}) = & \beta_0 + \gamma(\text{felles valuta})_{ijt} + \delta(\text{valutakursvolatilitet}_{ij})_t + \beta_1 \ln(\text{BNP}_i \text{BNP}_j)_t \\ & + \beta_2 \ln(\text{BNP}_i \text{BNP}_j / \text{Pop}_i \text{Pop}_j)_t + \beta_3 \ln(\text{avstand})_{ij} + \beta_4 \text{f.grense}_{ij} + \beta_5 \text{f.språk}_{ij} + \\ & \beta_6 \text{f.handelsavtale}_{ijt} + \beta_7 \text{f.land}_{ij} + \beta_8 \text{f.koloni}_{ij} + \beta_9 \text{koloni}_{ij} + \varepsilon_{ijt} \end{aligned} \quad (3.1)$$

Som avhengig variabel har han bilateral handel mellom land i og j på logaritmeform ($\ln(\text{handel}_{ijt})$). I regresjonen inkluderer han: En dummy for felles valuta ($\text{felles valuta}_{ijt}$), en

variable som gir et mål på effekten av den bilaterale nominelle valutakursvolatiliteten (valutakursvolatilitet_{ij,t}). Han inkluderer også logaritmen av produktet av reelt BNP ($\ln(BNP_i BNP_j)_t$), logaritmen av produktet av reelt BNP per innbygger ($\ln(BNP_i BNP_j / Pop_i Pop_j)_t$) og logaritmen av avstand mellom land *i* og *j* ($\ln(avstand)_{ij}$). Videre kontrollerer han for mange andre faktorer som kan påvirke verdien av den bilaterale handelen mellom to land. Han gjør dette ved å inkludere dummy variabler som kontrollerer for om land *i* og *j* grenser mot hverandre (*f.grense_{ij}*), har felles språk (*f.språk_{ij}*), har felles handelsavtale (*f.handelsavtale_{ij}*), er en del av samme nasjon (*f.land_{ij}*), har vært under samme kolonimakt etter 1945 (*f.koloni_{ij}*) og om et av landene var en koloni under det andre (*koloni_{ij}*).

Handelsdata er hentet fra World Trade Database. Denne skal dekke 98 % av all handel, men det er vanskelig å vite om dataene inneholder både eksport av varer og tjenester, eller bare varer. For å beregne den bilaterale handelsverdien tar Rose gjennomsnittet av eksportverdiene fra land *i* til land *j* og verdien av eksport fra land *j* til *i*. De nominelle verdiene, som er oppgitt i tusen (amerikanske dollar), deflaterer han med USAs prisindeks for BNP. Reel BNP- og populasjonsverdier henter han fra Penn World Table 5.6. Distansen beregner han ved "Great Circle distance and contiguity" (fra Central Intelligence Agency, CIA, sin web-side). Her henter han også informasjon om språk og kolonihistorie. Fra World Trade Organization, WTO, sin web-side finner han fakta om ulike handelsavtaler.

For å måle volatiliteten til valutakursen mellom to land, estimerer han standardavviket av første differansen av den månedlige naturlige logaritmen av den bilaterale nominelle valutakursen i den foregående femårs perioden *t*. Det er også mulig å bruke reel valutakurs. Dette har han ikke gjort, men korrelasjonen mellom nominell og reel valutakurs er stor bortsett fra land med høy inflasjon, slik at dette ikke gir noen betydelige forskjeller.

Jeg vil diskutere i 3.1.3 om det er et endogenitetsproblem i modell (3.1). Teknisk er dette et brudd på et av Gauss-Markov antagelsene, som sier at de forklarende variablene, *x*, ikke skal være korrelert med feilleddet, *u*:

$$E(u|x_1, x_2, \dots, x_k) = 0 \quad (3.2)$$

Ved et endogenitetsproblem vil de estimerte koeffisientene være forventningsskjeve. Om det er slik at *felles valutavariabelen* er korrelert med feilleddet, så er det mulig, ved IV estimering, å bruke en eller flere instrument for *felles valuta*. Det som er viktig da, er at disse instrumentene korrelerer med *felles valutavariabelen*, men ikke korrelerer med feilleddet. Datasettet inneholder mange flere variabler enn hva som er inkludert i regresjonen. Det er dermed mulig å finne instrument for felles valutavariabelen. Av de inkluderte variablene kan for eksempel ulike mål på inflasjon, pengemengdevekst og landareal, være av interesse.

Noe av sensitivitetsanalysen Rose gjør, er nettopp IV estimering. Dette vil bli mer diskutert i 3.1.3.

3.1.2 Kan den store effekten skyldes feil i dataoppsettet?

Hva er et typisk ”felles valuta land”

Før EMU var et valutaunionland karakterisert ved at det var lite og fattig. Det er mange *hub*²⁰ og *spoke*²¹ (direkte oversatt til norsk: ”*nav* og *eike*”) samarbeid. Utrykket er hentet fra Baldwin (2005) og refererer til valutasamarbeid hvor *eikeland* bruker valutaen til et *navland*. *Navland* er Australia, Frankrike, New Zealand, Storbritannia og USA. I slike unioner er det to typer bilateral handel: handel mellom et *nav-* og et *eikeland* og handel mellom *eikeland* (intraeikehandel). Handel mellom førstnevnte vil typisk være stor og handel mellom sist nevnte vil typisk være liten, da *eikelandene* typisk vil være små og fattige, som tilsier liten handel. Størstedelen av bilateral handel mellom *nav-* og *eikeland* er eksport fra *navlandet*. Det er dermed en fare for å overestimere bilateral handel når vi ser på gjennomsnittet av handelsverdien til et slikt landpar.

Om vi kaller valutasamarbeid mellom et *nav-* og et *eikeland* for en type valutaunion så kan vi karakterisere to til. Det vil da være et samarbeid som EMU. Hvor både valutaen og sentralbanken er felles. Andre slike valutaunioner er ”the West African arrangement”, CFA. Og ”the Caribbean arrangement”, ECCA. En tredje type vil være valutaunioner som består av små særegne valutaunionpar som ofte inneholder svært lokalt samarbeid som Sveits og Liechtenstein, eller Italia og San Marino.²² Når Rose karakteriserer disse som like, vil kanskje

²⁰ ”knutepunkt”

²¹ ”spiler som er alle forbundet med samme knutepunkt” en kan tenke seg et sykkelhjul hvor knutepunktet er i midten (hub) og spiler som springer ut fra dette knutepunktet (spoke).

²² Baldwin, mai 2005

effekten domineres av en type valutasamarbeid. Dette sjekker han i sin sensitivitetsanalyse. Hvor han finner at dette ikke er tilfelle.

Verdien av bilateral handel

Baldwin (2005) kritiserer Rose for hvordan han beregner bilateral handel. Rose bruker et aritmetisk gjennomsnitt hvor han summerer eksport fra land i til land j og eksport fra land j til land i . La x_{ij} være eksport fra i til j , og x_{ji} eksport fra j til i . Da finner Rose den bilaterale verdien ved:

$$\text{Aritmetisk gjennomsnitt: } \ln \text{ handel} = \ln \left(\frac{x_{ij} + x_{ji}}{2} \right)$$

Om handelen mellom land i og land j er balansert er ikke dette et problem. Men om det ikke er balanse i handelen vil et aritmetisk og geometrisk gjennomsnitt gi ulike verdier:

$$\text{Geometrisk gjennomsnitt: } \ln \text{ handel} = \frac{\ln x_{ij} + \ln x_{ji}}{2}$$

Jeg kan vise dette ved et eksempel:

Anta eksport verdien fra land i til land j er \$2,5 mill., omformet til logaritme får vi: $\ln 2,5$ mill = 14,73. Anta videre at land j eksporterer vesentlig mindre til land i , si \$250 som gir $\ln 250 = 5,52$. Et geometrisk gjennomsnitt av eksportverdiene er da $(14,23 + 5,52) / 2 = 10,125$.

Rose finner aritmetisk gjennomsnitt for å bestemme den bilaterale handelen:

$$\ln [(250\ 0000 + 250) / 2] = 14,04$$

De to verdiene for bilateral handel er ulik ved de to måtene å finne gjennomsnittet, når det ikke er balanse i handelen mellom to land. Baldwin (2005) mener Rose sin fremgangsmåte vil overestimere effektene på handel. Denne skjevheten i eksport er typisk for såkalte ”*nav-* og *eikeland*”. Om et *navland* eksporterer mye til et lite land og dette landet har liten eksport i retur, så vil ikke skjevheten bli tatt hensyn til ved Rose sin estimering. Da vil det være (positivt) forventningsskjeve estimat, selv om han ekskluderer *intraeikeland* handel fra regresjonen, noe som han gjør i tabell 2 i ”One Money One Market”. Men igjen så vil også all bilateral handel være beregnet på denne måten, og dermed vil denne verdien også være kunstig høy for andre land som ikke har balanse i handelen og som ikke er i et valutasamarbeid. Hva som er riktig fremgangsmåte er ikke lett å bestemme. Så lenge alle handelsverdiene er kalkulert på lik måte vil ikke jeg problematisere dette noe videre.

Utvalget

Ikke alle land handler med hverandre. Dermed er det flere landpar hvor den bilaterale handelsverdien er lik null. Disse observasjonene blir utelatt fra datasettet. Det blir med andre ord ikke tatt hensyn til at enkelte land ikke handler med hverandre. Dette kan resultere i at effekten av valutaunioner på handel blir overestimert. Et annet problem, som er tilfelle ved Glick og Rose datasettet, er at noen landpar har liten handel, slik at den bilaterale handelen er tilnærmet lik null.

Både null verdier og tilnærmet lik null verdier gir problemer for økonometriske resultater. Dette er pga at det ikke er mulig å ta logaritmen av null, samt vil logaritmen av et lite tall (< 1) gi negative verdier. Frankel (1997) nevner tre muligheter for å løse problemet ved nullverdier:

- (1) Utelate nullparene. Det er hva Rose har gjort. Men da må en være bekymret for to ting. Det ene er at de utelatte observasjonene kan gi forventningsskjevne resultater. For det andre kan det oppstå et seleksjonsproblem når små land blir utelatt fra datasettet.
- (2) Det er mulig å substituere tilfeldige små verdier for nullene, som f.eks. \$1000. Denne metoden ble brukt av Linnemann (1966) og Wang and Winters (1991), blant andre. De fant at å inkludere de utelatte verdiene ga liten vesentlig forskjell i resultatene. Fordelen med denne strategien er at den tillater STATA å kjøre lineær MKM regresjon. En ulempe, er at logaritmen av små positive tall, selv om de ikke er uendelige negative, er fremdeles et negativt tall som er veldig stort (i absolutt verdi). Ved en MKM regresjon vil disse ekstreme verdiene få store vekter. Dermed kan nullparene innlemme for stor vekt i estimatene²³.
- (3) Benytte Tobit estimeringsmetode. Tobit er en teknikk som estimerer separate parametre for å bestemme om en observasjon er ikkenull, og så for å estimere hva koeffisientene er, betinget på at observasjonen er ikkenull.²⁴ Men ved en slik metode må den avhengige variabelen, bilateral handel, uttrykkes i nivåer heller enn logaritmer.

Frankel (1997) diskuterer problemet ved nullverdier. Han har et utvalg av 63 land, og tester de ulike måtene for å kontrollere for nullverdiene. Han konkluderer at å inkludere nullverdiene, ved hjelp av metodene beskrevet ovenfor, endrer ikke resultatene seg noe vesentlig. Det gir dermed ikke noen betydelig forventningsskjev fordeling ved å utelate disse fra regresjonen slik som Rose gjør.

²³ Dette viser seg i liten grad i Glick og Rose datasettet, hvor negative handelsverdier er inkludert

²⁴ Dette gjør Rose i sin sensitivitetsanalyse.

I alt består utvalget til Rose av 330 observasjoner hvor land har felles valuta. Når modell (3.1) estimeres faller 78 av disse bort. Det resulterer i at estimatene består av 252 observasjoner hvor landpar er i valutaunion og resten, 22 696, av observasjonene er landpar med ulik valuta. Grunnen til at 78 av disse faller bort, er at det mangler BNP verdier for et eller for begge land. Det er da diskutabelt om 252 av 22696 observasjoner er representativt for å kunne stole på resultatene.

Gravitasjonsmodellen

I gravitasjonsmodellen i Rose (2000) blir ikke avstand mellom to land relativt til resten av verden tatt hensyn til. Årsaken til at den relative avstanden bør kontrolleres for er fare for under- eller overestimering. Med andre ord vil det være en utelatt variabel i modellen, noe som jeg har problematisert tidligere i oppgaven. Om estimatene blir over eller underestimert er kort forklart her: Stor avstand mellom to land kan være relativt liten avstand i forhold til et tredje land.²⁵ Den store avstanden vil som regel føre til høye transportkostnader, men disse vil da ikke være relativt høye i forhold til transportkostnadene til et tredje land. Om dette forholdet blir utelatt, vil gravitasjonsmodellen underestimere handel. Ved kort avstand mellom to land, men som ikke er kort relativt til et tredje land, vil handel bli overestimert²⁶. Rose har en variabel *remote* i datasettet sitt. Denne er definert som den inverse av BNP vektet distanse.

$$remote_i = \frac{1}{\sum_{m \neq j} \frac{d_{im}}{y_m}} \quad (3.3)$$

Her er, d_{im} , avstanden mellom land i og alle land m dividert på inntekten, y_m , til land m . Dette relative forholdet summeres for alle land utenom land j .

Denne er noe ulik variabelen *remoteness*, som Anderson og Wincoop (2000) diskuterer. De

inkluderer forholdet $REM_i = \sum_{m \neq j} \frac{d_{im}}{y_m}$, men finner at denne ikke har påvirkningskraft i

gravitasjonsmodellen²⁷.

²⁵ Eks. Australia- New Zealand hvor avstanden mellom dem er stor, men avstanden er ikke relativt stor i forhold til avstanden mellom dem og andre land.

²⁶ Eks. Nederland – Tyskland i forhold til andre naboland av Europa

²⁷ Se 2.1.2

Vi har altså nå to ulike mål på relativ avstand: *Remoteness*, som vektet avstanden mellom land på inntekt. Om utvalget består av fjerne (høy d_{im}) og små (lav y_m) land vil en slik definering gjøre at *remoteness* blir svært høy. Rose bruker den inverse av dette forholdet, han definerer med andre ord *remote* som den inverse av BNP vektet distanse, se ligning (3.3). Når han tar den inverse av dette forholdet, blir størrelsen på fjerne land irrelevant. Rose har ikke inkludert denne i hovedmodellen sin, men i sensitivitetsanalysen sin. Anderson og Wincoop (2000) konkluderer at denne variabelen ikke har forklaringskraft i gravitasjonsmodellen. De konstruerer en *multilateral resistens* variabel, denne er forklart i 2.1.2.

I kapittel 4 inkluderer jeg ulike variabler i modellen, deriblant *remote* variabelen.

Sammenslåing av data; ”pooling”

Rose bruker i sitt datasett verdier for hvert femte år, 70, 75, 80, 85 og 90. Først ser han på disse periodene separat. Men hovedargumentasjonen hans er fra en sammenslått MKM estimering hvor da hele perioden blir inkludert (1970 – 1990). Han kontrollerer for tidseffektene ved å inkludere dummyvariabler for fire av periodene; y_{75} , y_{80} , y_{85} og y_{90} i regresjonen.²⁸ Resultatene fra disse regresjonene er lagt ved i appendiks (tabell A1).

Frankel (1997) diskuterer effekten av handelsavtaler på bilateral handel. Han bruker også en sammenslått MKM estimering. Siden han bruker denne metoden kan han ta hensyn til at effektene av en ny handelsavtale ikke nødvendigvis viser seg i samme år som den er inngått. På grunn av stor variasjon i handelsdata, som skyldes variasjonen over tid i handelspolitikk og deres effekter, er det ikke sikkert at handelen endrer seg i det øyeblikket en avtale blir inngått. Ved å slå sammen dataen når en ser på tidsserier eller tverrsnittanalyse, kan variasjonen jevnes ut.

Det er mulig å ”lagge” handelsavtalevariabelen²⁹, for å undersøke om effekten først viser seg etter en viss tid. Jeg har forsøkt blant annet å ”lagge” denne og variabelen for *felles valuta*. Men dette er dessverre ikke mulig i Rose sitt datasett. Pga. manglende handelstall for svært mange observasjoner, samtidig som det ikke er noe system i hvilke perioder som mangler. Jeg får problemer når jeg setter observasjonene fra første periode lik null, da noen landpar har første observasjon i 1970, noen i 1985 og andre har gjerne kun en observasjon i 1990.

²⁸ 1970 er referanseåret.

²⁹ En variabel hvor verdien av en variabel settes en eller flere perioder tilbake.

Feilleddet i regresjonen

Rose antar feilleddet i modellen oppfører seg bra ("to be well behaved"). Ved en MKM estimeringsmetode må forventningen til feilleddet være lik null, $E[\varepsilon] = 0$. Om den ikke er det, kan det være at faktorer som påvirker handel ikke er inkludert i modellen. Da vil estimatene bli forventningsskjeve. I 3.1.3 undersøker jeg om modellen har utelatte variabler ved *ovtest*³⁰ kommandoen.

3.1.3 Metode og resultater, "One Money One Market"

Rose finner i sitt arbeid at to land i en valutaunion handler tre ganger mer med hverandre, enn land utenfor en union. Han poengterer at vi ikke skal ta denne verdien bokstavelig, men at resultatene hans beviser at valutaunioner gir positiv effekt på handel mellom medlemslandene. For å underbygge dette resultatet, bruker han en stor mengde sensitivitetsanalyse, hvor han blant annet forsøker å inkludere andre typer variabler, ekskludere ulike grupper av land og IV estimering. De fleste estimatene fra denne sensitivitetsanalysen viser at effekten er positiv.

Som nevnt bruker han gravitasjonsmodellen, og kjører vanlig MKM estimering. Først ser han på hver periode, 1970, 1975, 1980, 1985 og 1990. Deretter estimerer han hele perioden i ett, med andre ord utfører han en sammenslått MKM estimering. Men her må han kontrollere for tidseffektene. Han inkluderer dermed en dummyvariabel for hver femårs periode. Dvs. at variabelen y_{75} tar verdien en om observasjonen er fra 1975, og null ellers. Tidsserieanalyse og panelanalyser har hatt vanskeligheter med å bestemme en konsensus rundt effekten av valutakursusikkerhet på handel. Så når Rose ville se på effekten av felles valuta, forsøkte han en ny metode (tverrsnittsanalyse), som blant annet er velsignet av Frankel (1997). Forskjellen mellom problemstillingen ved en tverrsnittsanalyse versus panelanalyse vil være at en ved førstnevnte spør: *Hva er effekten av valutaunioner på internasjonal handel*, mens ved panelanalyse vil problemstillingen være: *Hva er effekten på internasjonal handel når land går inn eller ut av en valutaunion?*

Jeg nevnte i begynnelsen av kapittel 3 at det er antatt mulig å bruke tverrsnittsanalyse ved estimering av gravitasjonsmodellen, men dette er så lenge en ikke har utelatte variabler og multikollinearitet.³¹

³⁰ Ramsey regression spesifikasjonstest for feilleddet (RESET) for utelatte variabler.

³¹ To eller flere forklarende variabler som er perfekt korrelert.

Hva kan påvirke handel mellom to land? Hvorfor inkluderer han de ulike variablene?

Jeg har innledningsvis nevnt isbergmodellen, som gir et bilde av hvordan verdien på handel faller jo lenger varene må reise. Rose bruker logaritmen av distansen mellom land i og j , for å kontrollere for denne negative effekten. En antar at verdien av import til et land er gitt av en fast andel av BNP, importtilbøyelighet. Dermed vil handel øke med økt BNP. Han inkluderer både logaritmen av produktet av BNP i land i og j , samt logaritmen av produktet av BNP per innbygger. Begge forventes å gi positive effekter på handel.

Andre faktorer som kan ha en positiv effekt på handel er om land grenser til hverandre og/eller har felles språk. Ved eksport til et naboland er det ikke nødvendig å krysse andre landegrenser, samtidig som det er større sannsynlighet for at disse landene har nære bånd, som lik kultur, religion og felles historie. Om to land har felles språk vil det være mindre muligheter for misforståelser samt vil det ikke være kostnader forbundet med oversettelser. Kolonihistorien kan ha innvirkning på hvor mye land handler med hverandre. Avstand påvirker handel negativt. Men om et land har vært kolonisert under et annet, vil det være en bedre infrastruktur mellom disse to landene fra gammelt av, enn hva tilfelle vil være med andre land som er fjerne fra hverandre. Dette i tillegg til en bred handel i løpet av koloniseringen. Dermed vil det være naturlig å anta at en slik bakgrunn vil påvirke handel positivt. En annen kolonilink vil være om to land har vært under samme kolonimakt. De har da vært tvunget til å forholde seg til samme kolonimakt, og trolig blitt koordinert sammen av denne. Felles handelsavtaler, lave eller ingen avgifter/toll på enkelte varer vil og være en faktor som kan påvirke handel positivt. Valutakursvolatiliteten er også kontrollert for i modellen. Det er mulig at svingninger i valutakurs vil ha negativt virkning på handel mellom to land. Denne effekten har vært vanskelig å bevise.³² For å kontrollere for valutaunioner inkluderer Rose en dummyvariabel.

Mundell (1961) gjør rede for gevinstene og kostnadene ved et valutaområdet. Økt handel kan være en gevinst. Intuitivt kan dette tenkes ut i fra at en slipper transaksjonskostnader ved veksel, og priser på varer blir lettere å sammenlikne. Det er nettopp effekten av valutaunion som kan leses fra koeffisienten til *felles valuta* i tabell 3.1. Om dette er den sanne effekten diskuteres senere.

³² J. Januleviciute (2007) ser på denne effekten.

Datasettet Rose brukte i arbeidet med "One Money One Market" er tilgjengelig på internett, slik at jeg har kunnet reprodusere hva han har gjort. En del feil ved datasettet hans er blitt påpekt i etterkant av utgivelsen³³, men disse har jeg rettet. Derfor er noen av koeffisientene jeg finner noe ulik tabell 1 i Rose (2000)³⁴. Nedenfor følger en tabell som viser hva Rose estimerer, men med rettet datasett.

³³ "Errors in Bilateral Data Sets" <http://faculty.haas.berkeley.edu/arose/Error.html>

³⁴ Finnes også i appendiks, tabell A1.

Tabell 3.1. Effekt på bilateral handel, ligning 3.1. MKM estimering

<i>Periode</i>						
<i>Variabler</i>	1970	1975	1980	1985	1990	70 - 90
<i>Felles valuta, γ</i>	0,85* (0,43)	1,3 (0,41)	1,1 (0,26)	1,37 (0,27)	1,53 (0,27)	1,198 (0,14)
<i>Valutakurs volatilitet, δ</i>	-0,062 (0,01)	-0,001 (0,01)**	-0,06 (0,01)	-0,03 (0,005)	-0,009 (0,002)	-0,17 (0,002)
<i>BNP, β_1</i>	0,77 (0,16)	0,81 (0,01)	0,81 (0,01)	0,8 (0,01)	0,82 (0,01)	0,8 (0,006)
<i>BNP per capita, β_2</i>	0,65 (0,03)	0,66 (0,03)	0,61 (0,02)	0,66 (0,02)	0,73 (0,02)	0,66 (0,01)
<i>Avstand, β_3</i>	-1,09 (0,05)	-1,15 (0,04)	-1,02 (0,04)	-1,04 (0,04)	-1,12 (0,04)	-1,09 (0,19)
<i>F. grense, β_4</i>	0,48* (0,21)	0,36 (0,19)	0,73 (0,18)	0,52 (0,18)	0,64 (0,18)	0,54 (0,08)
<i>F. språk, β_5</i>	0,56 (0,1)	0,37 (0,1)	0,29 (0,09)	0,37 (0,08)	0,5 (0,08)	0,41 (0,04)
<i>F. handels- avtale, β_6</i>	0,81 (0,16)	0,94 (0,22)	1,22 (0,17)	1,17 (0,17)	0,63 (0,15)	1,0 (0,08)
<i>F. land, β_7</i>	1,71* (0,71)	1,4* (0,67)	1,06* (0,46)	1,76 (0,65)	0,86 (0,52)	1,46 (0,28)
<i>F. koloni, β_8</i>	0,91 (0,15)	0,73* (0,14)	0,53 (0,12)	0,48 (0,12)	0,59 (0,12)	0,63 (0,059)
<i>Koloni, β_9</i>	2,44 (0,23)	2,43 (0,2)	2,31 (0,13)	2,06 (0,13)	1,76 (0,15)	2,21 (0,074)
<i>y75</i>						-0,17 (0,05)
<i>y80</i>						-0,55 (0,04)
<i>y85</i>						-1,29 (0,04)
<i>y90</i>						-1,46 (0,05)
<i>Antall observasjoner</i>	4052	4474	5092	5091	4239	22948
<i>R²</i>	0,57	0,59	0,62	0,64	0,72	0,63
<i>RMSE</i>	2,18	2,18	2,03	1,94	1,75	2,02
<i>Konstantledd</i>	-18,13	-19,4	-19,7	-20,78	-22,54	-19,29

Robust standardavvik i parentes.

* Ikke signifikant på 1 % nivå, men på 5 %.

** Ikke signifikant.

Resultater

Tabell 3.1 viser resultatene fra ligning (3.1) for hver periode samt hele perioden slått sammen (høyre kolonne). Disse resultatene er tilsvarende til tabell 1 i "One Money One Market". Når jeg estimerte modellen hans med det opprinnelige datasettet, fikk jeg like resultater som Rose³⁵. Feilene jeg korrigererte var blant annet at Sveits var kodet som om de har felles språk med England/Irland, Frankrike og Tyskland, når de egentlig har felles språk med Italia, Frankrike og Tyskland. Surinam var kodet som om de tilhørte samme land som Nederland i hele datasettet, mens de egentlig fikk sin uavhengighet i 1975. Samme land var også kodet som om de tilhørte Portugal (og derav Angola). New Zealand var kodet som om de var medlem av EEC/EC/EU isteden for Nederland.

Da jeg rettet opp i disse, ble estimatene noe ulik Rose sine, men der er ingen betydelige forskjeller. For eksempel er effekten av valutaunioner på handel, når alle periodene er inkludert, lik 1.198 (Rose fant denne til å være lik 1,21) som vil si at om to land er i en valutaunion er verdien av deres handel 231.3 % (mens en koeffisient lik 1,21 blir 235,3 %) større enn om de ikke hadde hatt felles valuta.

Høyere volatilitet i valutakursen fører til redusert handel mellom to land. En prosents økning i produktet av BNP mellom to land gir 0,8 % prosentsøkning i den bilaterale handelen. Større avstand viser å redusere handel, mens det at to land deler grense, har felles språk, er innenfor samme handelsavtale, hører til samme land eller har felles kolonihistorie øker den bilaterale handelen.

I tabellen er robust standardavvik rapportert i parentes. En bruker robust estimering for å kontrollere for heteroskedastisitet. Når det er et problem med heteroskedastisitet, er den femte Gauss- Markov antakelsen brutt;

$$\text{Var}(u|x_1, x_2, \dots, x_k) = \sigma^2 \quad (3.4)$$

Problemer med den femte antakelsen (at variansen til feilleddet betinget på de forklarende variablene skal være konstant): gir ikke skjevhet eller inkonsistente estimat. R^2 blir ikke påvirket, men variansen til de predikerte estimatene blir forventningsskjeve. Slik at t verdier, standardavvik og dermed konfidens intervallene ikke lenger blir gyldige. Dermed vil ikke den

³⁵ Jeg vet da at jeg har brukt lik fremgangsmåte som han.

vanlige t statistikken ha en t fordeling ved heteroskedastisitet, og dermed kan ikke dette problemet løses med store utvalg. Det samme gjelder F statistikken (ikke F fordeling) og LM statistikken (ikke asymptotisk chi – kvadrert fordeling).

Det er mulig å redusere heteroskedastisitetsproblemet ved å bruke logaritmeform på den avhengige variabelen, slik som i modell (3.1). Men The Breusch – Pagan testen viser at det fremdeles er et problem med heteroskedastisitet. Denne tester hypotesen om feilledet har konstant varians, altså $H_0 =$ konstant varians til feilledet. Om vi forkaster denne, antar vi at vi har et heteroskedastisitetsproblem. Når jeg tester alle seks regresjonene i tabell 3.1 finner jeg Chi^2 verdier fra 270.22 til 1837.04 (resultatene fra denne testen er ikke rapportert i en tabell). Slik at null hypotesene (som antar at feilledet har konstant varians) kan forkastes. Dermed er det et problem med heteroskedastisitet.

En annen mulighet for å løse heteroskedastisitetsproblemet er å gjøre robuste estimeringer. Ved å sette robust kommandoen i slutten av regresjonen, beregner STATA robuste standardavvik, som er asymptotiske forventningsrette. Både Rose og jeg bruker robust estimering.

Modellen har høy forklaringsverdi, det ser vi ut i fra R^2 . Denne er høy for alle seks regresjonene, fra 0,57 til 0,72. De fleste estimatene er også signifikant forskjellig fra null gjennom hele perioden, og i den siste regresjonen er alle variablene signifikante.

I og med at mengden av handel har steget i løpet av historien (tidstrend) må det kontrolleres for dette når alle fem periodene inkluderes i modellen. Han lager da fire nye dummyvariabler y_{75} , y_{80} , y_{85} og y_{90} , hvor 1970 er basisåret i regresjonen.

Mange dummy variabler er inkludert i modellen³⁶. Når den avhengige variabelen er på logaritmeform, finner vi effekten av variabelen i prosent ved:

$$(\exp(\delta_k) - 1) \times 100 \quad (3.5)$$

Hvor δ_k er koeffisienten til dummyvariabel k .

Når vi ser på en og en fem års periode varierer koeffisienten til *felles valuta* fra 0,85 ($\exp 0,85 = 2,34$) (= 134 %) til 1,53 ($\exp 1,53 = 4,62$) (= 362 %). Når alle periodene blir slått sammen

³⁶ *f. valuta, f. grense, f. språk, f. handelsavtale, f. land, f. koloni og kolonil.*

så er effekten lik 1,198 ($\exp 1.198 = 3,31$) (=231 %). Det er sistnevnte resultat som presenteres i "One Money One Market" som effekten av valutaunioner på bilateral handel.

Resultatene jeg fant (tabell 3.1) er omtrent lik resultatene til Rose, men han rapporterer ikke årskontroll variablene ($y_{75} - y_{90}$). Disse fant jeg til alle å være negative. Når det kjøres en regresjon over hele utvalget (inkluderer alle periodene) og variablene $y_{75} - y_{90}$ taes med, gjør han en MKM regresjon om til en fast effekt-estimering. Dette gjøres for å kontrollere for uobserverte variabler som er til felles for de ulike periodene. Tolkningen av disse koeffisientene er ikke rett frem. Ved analyse av verdiene til den bilaterale handelen i datasettet, finner jeg at manglende observasjoner for noen landpar gjør at gjennomsnittet av den bilaterale handelen er lavere i 1990 enn i 1970. (Se Tabell 3.2). Det kan være to årsaker til dette: (i) handel er redusert i løpet av perioden 1970 – 1990, eller (ii) manglende data gjør at snittet er lavere i den siste delen av perioden. Det sist nevnte kan forklares ved at det for hvert landpar er det i snitt 3,2 observasjoner. Det burde vært fem, en for hver femårs periode. Om hullene i datasettet hadde vært i en eller to perioder, ville det vært enkelt å kontrollere for dette ved å utelate den eller de aktuelle periodene fra estimeringen. Men dessverre er det ikke systematisk hvilke perioder som mangler verdier. For noen landpar er det kun observasjoner for en periode, og for andre mangler det tall fra de to eller tre første periodene, eller fra de to eller tre siste periodene.

Tabell 3.2. Gjennomsnittsverdi av *bilateral handel*, for de ulike periodene, samt sammenslått periode.

År	1970	1975	1980	1985	1990	70-90
<i>Gjennomsnittlig</i>						
<i>verdi (log)</i>	9.22	9.41	9.38	8.82	8.74	9.1
<i>Antall</i>						
<i>observasjoner</i>	5873	6559	7162	6936	7373	33903

Rose gjør i tillegg ulike endringer i modellen sin for å bevise resultatet sitt. Blant annet kjører han en regresjon hvor han ekskluderer all handel mellom utviklingsland for å se om effekten av felles valuta er et rent utviklingsland fenomen. Han finner da en koeffisient lik 1,85. Denne tilsier at handel øker med 536 % om land har felles valuta eller ikke. En enorm effekt igjen,

men her er kun 36 observasjoner hvor to land er i valutaunion, slik at jeg bør være forsiktig med å stole på dette resultatet.

En annen regresjon ekskluderer *navlandene*, Australia, Frankrike, New Zealand, UK og USA. Her finner han en koeffisient lik 1,04, som tilsier en effekt på 183 %.³⁷ Rose har to tabeller hvor han rapporterer resultater hvor enkelte land blir ekskludert. I tillegg til det som er nevnt ovenfor ser han på hva som skjer om han ekskluderer fattige land eller små land etc. Jeg kan oppsummere disse to tabellene ut i fra koeffisientene og antall observasjoner hvor land er i valutaunion: De fleste av observasjonene hvor landene har felles valuta er afrikanske, mer enn 200 av 330. Og de fleste er utviklingsland, samt viser estimeringen når land med mindre enn 1 million innbyggere blir utelatt, at ca 1/3 av observasjonene hvor landene har felles valuta er små.

Videre prøver han å finne utelatte variabler, relativ avstand, *remote*, og ulike variabler som indikerer forskjellige mål på avstand, areal, landfasthet og BNP. Han tester og resultatene sine ved mange ulike estimeringsmetoder, som, Tobit, vektet minste kvadratsum, tilfeldig effekt og maksimum likelihood. Fremdeles viser resultatene hans en positiv effekt på handel. En interessant fremgangsmåte er å se om veksten i handel er større for valutaunionland enn for andre. Her finner han at bilateral handel har økt 16 % mer per år enn hva den har økt for andre landpar. Til slutt bruker han instrument variabelestimering. Han finner instrument for både valutakursvolatiliteten og felles valuta, benytter seg av ulike mål på inflasjon og pengemengdevekst, men konkluderer at det ikke er enkelt å finne gode instrument. Han tester ved hjelp av en standard Hausman test om både *felles valuta* og *valutakursvolatilitet* er samtidig eksogene, samt om kun *felles valuta* er eksogen. Denne påstanden kan ikke bli forkastet på 5 % signifikansnivå men forkastes på 1 %.

Sensitivitetsanalysen til Rose beviser effekten av valutaunioner han finner i modellen sin. Effekten varierer noe, men er aldri negativ. Derfor konkluderer han ved at om to land har felles valuta gir dette en stor positiv effekt på bilateral handel.

Det er mulig å teste om modellen har utelatte variabler. Jeg kjørte en *ovtest* som tester for utelatte variabler. Denne gjør en Ramsey regression spesifikasjonstest for feilledet (RESET) for utelatte variabler, ved å bruke "kraft" fra predikert y . H_0 er her at det ikke er utelatte

³⁷ Her er det 252 observasjoner hvor landparene er medlem av samme valutaunion.

faktorer i modellen. Denne blir forkastet, slik at vi kan konkludere med at det er flere faktorer som forklarer bilateral handel enn hva som er inkludert. (Se tabell 3). Jeg testet dette også ved en *ovtest*, *rhs*, som bruker ”kraft” fra forklarende variabler i stedet for kraft fra predikert *y*. Her blir også H_0 forkastet.

Korrelasjonen mellom de uavhengige variablene er ikke spesielt høy for noen av variabelparene. Men en test som kalkulerer varians inflasjonsfaktorer for å sjekke for multikollinearitet, viser at det er og et problem med multikollinearitet i modellen. Denne testen er rapportert i høyre kolonne i tabell 3.3

Tabell 3.3. Test for utelatte variabler og multikollinearitet

<i>Test</i>		<i>variabel</i>	<i>VIF</i>	<i>1/VIF</i>
<i>Ovtest</i> H_0 = Modellen har ingen utelatte variabler.	F(3, 22929) = 267.28 Prob > F = 0.0000	y90	1,94	0,5156
		y85	1,84	0,5442
		y80	1,80	0,5560
		y75	1,71	0,5858
		avstand	1,39	0,7179
		BNP	1,34	0,7455
		Felles koloni	1,28	0,7792
		BNP per cap.	1,27	0,7891
		Felles valuta	1,23	0,8114
		Felles språk	1,22	0,8209
		<i>ovtest, rhs</i> H_0 = Modellen har ingen utelatte variabler.	F(12, 22920) = 83.72 Prob > F = 0.0000	F. handelsavtale
v. volatilitet	1,19			0,8419
F. grense	1,19			0,8430
F. land	1,13			0,8829
Koloni	1,07			0,9311
Gjennomsnitt	1,39			

1/VIF kolonnen i tabellen gir verdier lik $1-R^2$ fra regresjonen for hver uavhengig variabel, *x*, på de andre *x* variablene. Altså, *1/VIF* (eller $1-R^2$) forteller oss til hvilken grad variansen til en *x* variabel er uavhengig av alle de andre *x* variablene. Noen analytikere setter et minimumsnivå for *1/VIF* verdien, og automatisk ekskluderer estimer som faller under deres toleransekrav. *VIF* kolonnen tar for seg en og en koeffisient og reflekterer graden av hvor mye andre koeffisienters varians (og standard avvik) økes, gitt inkluderingen av den predikerte koeffisienten. *VIF* verdier gir en guide, men ikke direkte mål på økningen i variansen til koeffisienten. En anser en verdi på *VIF* høyere enn 10 og et gjennomsnitt på *VIF* verdiene høyere enn 1 som et problem. Her er det ingen variabler som har en *VIF* verdi høyere enn 1,94, og det er tidsvariablene som har de høyeste verdiene. Gjennomsnittlig verdi

er noe høyere enn en, men ikke så høy at vi kan si at vi har et stort problem med multikollinearitet. Og det ser ut til at det er tidsvariablene som lager størst problem.

Jeg vil i kapittel 4 inkludere flere variabler i ligning (3.1). Da vil jeg bruke de samme testene som ovenfor for å se om inkluderingen gir bedre estimat enn hva Rose fant. Ved grundig gjennomgåelse av arbeidet til Rose har det vist seg effekten han fant er robust til all sensitivitetsanalyse. Men samtidig ser det ut som et ufullstendig datasett kan skape skjeve estimat. Det er ikke usannsynlig å tro at fenomenet er svært karakteristisk for små fattige land. En kan ikke forvente å finne samme effekt hos alle landpar med felles valuta. Noe av analysen bekreftet nettopp at de fleste observasjonene hvor landene har felles valuta, er handel mellom små fattige land. Er det da mulig å argumentere for at en valutaunion blant store og rike land vil gi lik effekt for dem? Et annet problem er at ubalansert handel mellom to land kan overestimere effekten. Dette viste jeg i avsnitt 2.1.2, hvor bilateral handel mellom *nav-* og *eikeland* kan være kunstig høy om den ikke er i balanse. Dette viser seg når Rose da utelater all intraeikeland handel. Når disse blir utelatt vil de fleste observasjonene i utvalget som har felles valuta være landpar bestående av *nav-* og *eikeland*. Effekten øker da betraktelig (536 %). Den videre analysen han gjør ved å utelate *navlandene*, bekrefter dette når effekten av en felles valuta faller til 183 %.

3.2 " Does a Currency affect Trade? The Time Series Evidence)", Glick and Rose (2001)

3.2.1 Beskrivelse av datasettet

Glick og Rose bruker i dette arbeidet panelanalyse for å estimere effekten av valutasamarbeid på bilateral handel. De finner at en valutauniondannelse/oppløsning omtrent dobler/halverer bilateral handel, når alle andre faktorer holdes konstant.

De ser på en lengre periode enn hva som blir gjort i artikkelen "One Money One Market" og bruker årsdata fra 1948 – 1997 i stedet for femårs perioder. De inkluderer også enda flere land, i alt 217. I denne perioden er det mange som forlot et valutasamarbeid. Slik at funnene deres består i hovedsak av hva effekten er på handel når to land ikke lenger deler felles valuta.

Datasettet har, som Rose (2000), mange manglende verdier for ulike landpar, men inneholder i alt 426 792 observasjoner. Regresjonen er noe lik ligning (3.1). Forskjellen er at variabelen som indikerer valutakursvariasjonen over tid blir utelatt, samt at tre nye variabler blir inkludert: logaritmen av produktet av landarealet til land i og j , og to dummyer hvor den ene indikerer hvor mange øyer landparet består av og en som indikerer om et eller begge land er en koloni i år t .

$$\begin{aligned}
 \ln(\text{handel}_{ijt}) = & \beta_0 + \gamma \text{felles valuta}_{ijt} + \beta_1 \ln(\text{BNP}_i \text{BNP}_j)_t + \\
 & \beta_2 \ln(\text{BNP}_i \text{BNP}_j / \text{Pop}_i \text{Pop}_j)_t + \beta_3 \ln(\text{avstand})_{ij} + \beta_4 f.\text{språk}_{ij} + \beta_5 f.\text{grense}_{ij} + \\
 & \beta_6 f.\text{handelsavtale}_{ijt} + \beta_7 \text{landfastet}_{ij} + \beta_8 \text{antall øyer}_{ij} + \beta_9 \ln(\text{areal}_i \text{areal}_j) + \beta_{10} f.\text{koloni}_{ij} \\
 & + \beta_{11} \text{koloni i per } t_{ijt} + \beta_{12} \text{koloni}_{ij} + \beta_{13} f.\text{land}_{ij} + \varepsilon_{ijt}
 \end{aligned} \tag{3.6}$$

Handelstall er hentet fra CD-ROM "Direction of Trade" (DoT) datasettet utviklet av Det Internasjonale pengefondet (IMF). Eksport er oppgitt i FOB priser, og import er oppgitt i CIF priser. Disse blir deflatert med den amerikanske konsumprisindeksen. I motsetning til datasettet til "One Money One Market" bruker de her gjennomsnittet av fire mulig mål på handel mellom land. De fire målene vil her være eksport fra land i til j og vis versa, fra land j til i , samt inkluderes import begge veier. BNP – data og populasjonsdata er hentet fra tre ulike kilder, først og fremst fra "World Development Indicators" (tatt fra Verdensbankens WDI 2000 CD – ROM) data. Der hvor det mangler data, fyller de inn med sammenlignbare tall fra Penn World Table Mark 5.6 og om de fremdeles manglet noe hentet de det fra IMF sin "International Financial Statistics", IFS, database. Avstand er great – circle beregnet fra lengde og bredde grader som er hentet fra CIA sin "World Factbook", andre landsspesifikke variabler hentes også her i fra, som språk ($f.\text{språk}_{ij}$), felles grenser ($f.\text{grense}_{ij}$), om land er fastbundet (landfaste_{ij}) eller en eller begge land er en øy (antall øyer_{ij}), landareal ($\text{areal}_i \text{areal}_j$) og kolonihistorien ($f.\text{koloni}_{ij}$, $\text{koloni i per } t_{ijt}$ og koloni_{ij}). $f.\text{handelsavtale}_{ijt}$ variabelen indikerer om to land er under samme handelsavtale. Fakta om slike avtaler er hentet fra WTO. Her inkluderes EEC/ECEU; USA – Israel FTA; NAFTA; CARCIOM; PATCRA; ANZCERTA; og Mercosur. Alle disse handelsavtalene blir behandlet som like. $\text{fellesvallutavariabelen}$ indikerer, som i "One Money One Market", om to land er i felles valutaunion eller ikke. Informasjonen om valutaunioner er hentet fra IMF sin "Schedule of Par Values" og utgivelser fra IMF sin "annual Report on Exchange Rate Arrangement." $\text{felles valutavariabelen}$ tar verdien en om valutaen mellom to land veksles i et 1:1 forhold på en slik

måte at det ikke var behov for å konvertere priser når det ble handlet mellom dem. Altså blir ikke fastkursregimer karakterisert som valutaunion. En liste over valutaunioner som er inkludert i datasettet er lagt ved i Appendiks, Liste A1.

I dette datasettet er dessverre ikke flere variabler inkludert enn de som er i ligning 3.6, slik at det ikke er mulig å finne instrumenter utenfor disse.

3.2.2 Analyse

Glick og Rose brukes panelanalyse og ikke tverrsnittsanalyse. De kan da se på hva som skjer med handel om noen forlater eller går inn i en valutaunion. I løpet av perioden 1948 – 1997 er det 16 land som entrer og 130 som forlater en valutaunion. Dette gjør at effektene de finner kommer av endring i handel etter en valutaunion avvikling. Flere ulike estimeringer blir gjort også i denne analysen. De to viktigste er MKM estimering, som er robust for ”clustering”³⁸ (siden landpar er høyst sannsynlig til å være veldig avhengig over tid), og paneldatateknikk hvor både tilfeldige- og fasteffekter blir estimert. De setter sin lit til den robuste fasteffektestimatet, som essensielt legger til et sett av landparspesifikke skjæringspunkt til ligningen, og dermed utnytter kun tidsserie dimensjonen av datasettet rundt landpar gjennomsnittene. Her finner de koeffisienten til *felles valuta*, γ , lik 0,65, som tilsier ca 91.6 % effekt på handel.

Den deskriptive analysen deres³⁹ viser at litt mindre enn 1 % av observasjonene er landpar som har felles valuta. Gjennomsnittsverdien for BNP og produktet av landareal til de to landene i hvert landpar er likt for de som har felles valuta og de som ikke har felles valuta, mens avstanden er lavere mellom valutaunionland enn andre. Videre viser denne analysen at blant observasjonene hvor land er i valutaunion er konsentrasjonen høyere av landpar med felles språk, felles grense og felles kolonihistorie.

En sammenslått MKM estimering hvor de kjører modellen ovenfor (3.6)⁴⁰, gir en effekt av felles valuta på handel lik 267 %, hvor robust cluster estimering blir benyttet. Ved denne modellen vil det over tid være korrelasjon innad i gruppene, dette fordi det er flere komponenter i landparene som er tidsfaste, som avstand og landareal. Ved å inkludere en dummy for hvert landpar kontrollerer de for denne korrelasjonen. Men i dette arbeidet ønsker Glick og Rose å bruke panelaspektet ved datasettet sitt: De inkluderer flere perioder (i alt 49)

³⁸ ”Grupper”, her er *clusteret* landparene.

³⁹ Tabell 1 i Glick og Rose (2002)

⁴⁰ Inkluderer også årskontroller; y1949-y1997

enn hva Rose (2000) inkluderte i sitt datasett (hvor han hadde fem perioder). Dette resulterer i et stort antall observasjoner for hvert landpar. Dermed bruker de panelestimeringsmetode. Jeg vil kort gjøre rede for de ulike metodene ved panelestimering.

Panel estimering

De kjører fast effekt, tilfeldig effekt, between og maximum likelihood estimering, henholdsvis uten årseffekter inkludert. Ved disse fire, finner de koeffisienter mellom 0,65 (fast effekt) og 1,52 (between estimator). Jeg ser her på egenskapene til to av metodene:

Fasteffekt

Fasteffekt- modellen bruker at enkelte variabler i hvert landpar er konstante over tid. Teknisk så kontrollerer den for at landpar kan ha ulike skjæringspunkt.⁴¹ Disse faste effektene er da ikke mulig å beregne ut i fra denne metoden. Ved utvalget til Glick og Rose vil da effektene av tidsfastevariabler som avstand, landareal og felles språk etc. ikke være mulig å estimere, men bli tatt inn i den faste uobserverte faktoren. Disse blir også droppet ved en slik estimering, slik at en estimering uten disse fasteffektvariablene vil (normalt) gi like resultat. Men også uobserverte forhold vil falle inn under denne faste effekten. Det vil da si at denne metoden vil ta hensyn til ulike faste faktorer (innenfor landparet) som påvirker handel, men som ikke er mulig å observere. En slik uobserverbar faktor kan f.eks. være "kameratskap" mellom to land. I modellen er det inkludert dummyer som kontrollerer for kolonilinker, men det kan være andre historiske og for så vidt kulturelle begivenheter som kan påvirke handel mellom land i dag. Forhold som er vanskelig å lage en dummy for, i hvert fall for alle. Det kan være allianser i krig som gjør at to land har et nært forhold. Bitterhet i etterkant av krig og okkupasjon kan påvirke negativt etc.

Tilfeldig effekt

Denne modellen bruker landsspesifikke forhold. Utnytter både innad og mellom variasjon i landparene. Den betrakter uobserverte individspesifikke forhold som en stokastisk komponent, og inkluderer den som en del av det stokastiske feilleddet i modellen. Med andre ord vil dette si at den behandler ikke de uobserverte effektene som faste, men at de kan variere innad i gruppen (landparet). Om en ønsker å estimere effekten av en tidskonstant

⁴¹ I teorien diskuteres dette normalt rundt individ.

variabel, er denne mulig å bruke⁴². Men for å bruke denne er det mange strenge antakelser som konstant varians og forventning lik null både for det stokastiske leddet og feilledet. Samt skal det være uavhengighet mellom disse to. Det skal heller ikke være noen seriekorrelasjon mellom de stokastiske komponentene eller feilledene til de ulike landgruppene og til slutt skal det ikke være noen avhengighet mellom de forklarende variabler og det stokastiske komponent. En tilfeldig effekt- estimator er et vektet gjennomsnitt av fasteffekt- estimatet og between- estimatet⁴³.

Hvilken av disse metodene skal en da bruke for å estimere modellen? Ved Hausman testen kan jeg teste om det er best å bruke fast eller tilfeldig effekt- metoden. Denne tester om variasjonen i koeffisientene ved de to metodene er like. Om det er liten variasjon, er det anbefalt å bruke fast effekt-metoden. Teknisk så tester Hausman om det uobserverte leddet korrelerer med forklaringsvariablene. Ved korrelasjon mellom disse, vil kun fast effekt- estimatene være konsistente⁴⁴. Tilfeldig effekt- estimatene vil verken være konsistente eller effisiente. Om det kun er en liten korrelasjon mellom dem, vil fast effekt gi konsistente estimat. Tilfeldig effekt vil både gi konsistente og effisiente estimat. Dermed er det anbefalt å bruke tilfeldig effekt om forskjellen er liten. Hausman tester hypotesen om variasjonen mellom koeffisientene er lik null. Test verdien for regresjonen (3.6) forkaster H_0 , $\chi^2(5) = 6418.73$ ⁴⁵. Men denne er ikke positiv definit, slik at resultatene fra testen er ikke mulig å tolke. I kapittel 4 gjør jeg endringer ved ligning (3.6), slik at det er mulig å utføre Hausman hypotesetest.

Glick og Rose fokuserer på fast effekt-estimatene. Her finner de at om to land danner en (eller entrer samme) valutaunion så vil handelen mellom dem øke med 99,5 %⁴⁶.

Altså, handelen mellom dem vil dobles om de har felles valuta. Samme tolkingen ved et brudd i en valutaunion. Handel mellom to land vil halveres ved brudd i en valutaunion.

Problemer med datasettet

I analyse av dette datasettet kommer det frem at lave handelsverdier kan gi skjeve estimat. Siden vi bruker logaritmen av bilateral handel, vil de lave verdiene (mindre enn 1) få negative fortegn. Jo mindre disse verdiene er, jo mer negative blir de. STATA vokter tallene ut i fra

⁴² I motsetning til fasteffekt- modellen.

⁴³ Utnytter variasjonen mellom landgruppene i motsetning til fast effekt som ser på variasjon innad i gruppene.

⁴⁴ Gå mot sin sanne verdi når $n \rightarrow \infty$

⁴⁵ Se tabell ...

⁴⁶ $(\exp(0,65)-1)*100=99,55$.

absoluttverdier, dermed vil små (ved logaritme; store negative tall) handelsverdier få store vekter. Når jeg fjerner observasjonene som har negativ bilateral handel i datasettet, faller 2972 observasjoner bort. Flere av disse er allerede ekskludert fra regresjonen, pga. at noen av disse observasjonene har også null i verdi for andre variabler. Dermed resulterer det i at antall observasjoner i regresjonen reduseres med 1471. Se tabell 3.4 og 3.5.

I tabell 3.4 rapporterer jeg gjennomsnitts-, minimums- og maksimumsverdi for logaritmen av bilateral handel, både med og uten negative handelsverdier. Vi ser at gjennomsnittsverdien ikke blir betydelig lavere når de observasjonene med negativ handel blir fjernet, men at utvalget inneholder store negative tall (-16,12).

I de to kolonnene til venstre i tabell 3.5 rapporterer jeg resultatene fra modellen til Glick og Rose⁴⁷, henholdsvis fast effekt og tilfeldig effekt. Resultatene fra modellen uten negative handelsverdier er i de to kolonnene til høyre. Det er ikke store endringer i koeffisientene, dermed har ikke de negative verdiene påvirket estimeringen i noen betydelig grad.

Tabell 3.4

<i>bilateralhandel</i>	Observasjoner	Gjennomsnitt	Minimumsverd i	Maksimumsverdi
Med nullverdier	426 792	10,71	-16,12	23,87
Uten nullverdier	423 820	10,82	0,003	23,87

I tabell 3.5 ser vi hvordan de tidsfaste variablene faller vekk i fast effekt-estimeringen. Det er de variablene som er konstante innenfor landparene. De tidsfaste variablene er distansen mellom dem, om de har felles- språk og grense, om et eller begge er landfaste, antall øyer landparet består av, om de har vært under samme kolonimakt, eller et av landene har vært under kolonimakten til det andre og til slutt om de tilhører samme land. Alle disse effektene går her inn i det faste uobserverte komponent, og danner dermed ulike skjæringspunkt for de ulike landparene.

Om vi ser på tilfeldig effekt- koeffisientene, ser vi at denne viser en valutaunion effekt noe mindre enn den faste, 97,4 % økning i bilateral handel om to land får felles valuta. Som nevnt

⁴⁷ Som jeg har reprodusert, denne er tilsvarende til Tabell 4 i Glick og Rose (2002), men jeg rapporterer flere koeffisienter enn dem.

brukes både innad gruppe variasjon (fast effekt) og mellom gruppe variasjon ved tilfeldig effekt- estimering. Koeffisientene endrer seg moderat når de negative handelsverdiene er utelatt. γ faller fra 0,65 til 0,63 (87,8 %) i fast effekt-modellen. I tilfeldig effekt- modellen faller γ fra 0,70 til 0,68 (97,4 %). Koeffisienten til avstandsvariabelen, β_3 , øker fra -1,35 til -1,19. Modellene har høyere forklaringskraft når nullverdiene er utelatt, det ser vi av at R^2 øker ved begge modellene.

Som nevnt tidligere har det ikke vært mulig å foreta Hausman hypotesetest for å teste hvilke av de to estimeringsmetodene en bør bruke ved estimering av denne modellen, siden testen ikke er positiv definit. Når jeg kjørte denne testen fant jeg at det er *koloni i per t* variabelen som gir problemer for denne testen. Jeg vil i kapittel 4 utelate denne fra regresjonen, og se om det gir bedre resultat. Det er og to variabler som ikke er signifikante på 1 % i tilfeldig effekt-modellen. Disse er faste effekter, *antall øyer* og *samme land* variablene. I kapittel 4 vil jeg også utelate disse fra modellen. Siden signifikansnivået er lavt og R^2 endres lite når disse blir utelatt, er det mulig å bruke dem som instrument for *felles valutavariabelen*. Dette diskuterer jeg i kapittel 4.

Tabell 3.5. Fast effekt og tilfeldig effekt: Bilateral handel

Metode		Fast effekt	Tilfeldig effekt	Fast effekt	Tilfeldig effekt
Variabler		(m/nullverdier)	(m/nullverdier)	(u/nullverdier)	(u/nullverdier)
<i>Felles valuta</i>		0,65 (0,05)	0,70 (0,05)	0,63 (0,05)	0,68 (0,04)
<i>Avstand</i>			-1,35 (0,03)		-1,19 (0,03)
<i>BNP</i>		0,05 (0,01)	0,27 (0,01)	0,07 (0,01)	0,31 (0,01)
<i>BNP per capita</i>		0,79 (0,01)	0,53 (0,01)	0,76 (0,01)	0,47 (0,01)
<i>F. språk</i>			0,18 (0,06)		0,16 (0,05)
<i>F. grense</i>			0,53 (0,16)		0,69 (0,13)
<i>F. handelsavtale</i>		0,69 (0,05)	0,66 (0,04)	0,70 (0,04)	0,67 (0,04)
<i>Ant. landfaste</i>			-0,86 (0,04)		-0,77 (0,03)
<i>Ant. Øyer</i>			-0,06** (0,05)		-0,07** (0,04)
<i>Areal</i>			0,26 (0,01)		0,20 (0,01)
<i>Samme koloni</i>			-0,28 (0,08)		-0,18 (0,06)
<i>Koloni i per. t</i>		0,36 (0,09)	0,43 (0,09)	0,37 (0,08)	0,45 (0,08)
<i>Koloni</i>			3,21 (0,21)		2,98 (0,16)
<i>Samme land</i>			1,27** (1,6)		1,09** (1,26)
Observasjoner		219 558	219 558	218 087	218 087
R ²	Within	0,1174	0,1152	0,1414	0,1382
	between	0,2289	0,5207	0,2695	0,5959
	overall	0,2236	0,4656	0,2546	0,5151
obs. pr. gruppe	Min	1	1	1	1
	Gjnsnitt	19,6	19,6	19,7	19,7
	Maks	50	50	50	50

* Ikke signifikant på 1 % nivå, men på 5 %.

** Ikke signifikant.

Kapittel 4 Ulike transformeringer av datamaterialet

I dette kapitlet estimerer jeg effekten av valutaunioner på bilateral handel. Jeg vil da bruke datasettene fra Rose (2000) og Glick og Rose (2002). Jeg kan her bruke mangfoldet i datasettet til Rose (2000) for å se om jeg finner flere variabler som kan inkluderes i modellen. Rose har ikke utnyttet paneformen av datasettet. Med andre ord har han ikke utført panelestimering. Jeg lager en gruppevariabel, som indikerer de ulike landparene, og kjører deretter fast og tilfeldig effekt- modeller. Til slutt vil jeg teste ulike variabler som instrument for variabelen *felles valuta*.

Ved datasettet fra Glick og Rose (2002) er mulighetene begrenset, da det ikke er flere variabler inkludert enn de som allerede finnes i modellen. Men jeg vil her fokusere på panelestimering uten de observasjonene med negative handelsverdier. De negative handelsverdiene er et resultat av at enkelte landpar har liten bilateral handel. Disse lave verdiene (mindre enn 1) blir negative når logaritmen beregnes. Tabell 3,5 viser at en utelatelse av de negative verdiene ikke endrer resultatene mer enn marginalt. Ved estimering av ligning (3.5) uten nullverdier finner jeg at to av variablene ikke er signifikante. Når de insignifikante variablene utelates faller ikke R^2 mer enn marginalt. Jeg bruker da disse som instrument for valutaunionvariabelen.

4.1 ”One Money One Market”

I kapittel 3 analyserte jeg Rose sin modell og hans metoder. I dette kapitlet presenterer jeg ulike alternativ til modifisering av hans modell. I sitt arbeid har Rose kun brukt sammenslått MKM estimering, selv om utvalget er et paneldatasett. Jeg vil først bruke MKM, hvor jeg blant annet inkluderer nye variabler i ligning (3.1). Deretter kjører jeg en fast- og tilfeldig effekt- regresjon.

4.1.1 Inkludering av nye variabler

Ifølge Rose (2000) handler land i valutaunioner tre ganger mer med hverandre enn andre land. Men om et land entrer en valutaunion, kan det være en positiv effekt på handel mellom landet

og landene utenfor unionen også? Om land i og j danner en valutaunion, eller entrer samme union, vil handelspartnerne til land j og som ikke handlet med land i før unionen nå ha samme valuta (som til j) å forholde seg til om de velger å også handle med land i . Jeg ønsker å se om det er en effekt på bilateral handel om et land er med i valutaunion eller ikke. For å kunne gjøre det, konstruerer jeg en ny variabel *valutaunionland*. Hvordan jeg lager denne blir beskrevet i neste avsnitt.

4.1.1.1 Valutaunionland

For å konstruere variabelen *valutaunionland* bruker jeg alle landene i datasettet som er i en eller annen form for valutaunion. Deretter generer jeg en dummyvariabel som indikerer om et eller begge land i landparet er et valutaunionland eller ikke. Jeg begynner med å inkludere den variabelen i modellen til Rose (2000)⁴⁸. Her kan vi ha et problem med multikollinearitet. Alle observasjonene hvor land har felles valuta vil også være et *valutaunionland*- par. Men korrelasjonen mellom dem er ikke høy (0,13), slik at dette ikke nødvendigvis er et problem. Modellen jeg estimerer er følgende:

$$\begin{aligned} \ln(\text{handel}_{ijt}) = & \beta_0 + \gamma_1 \text{ felles valuta}_{ijt} + \gamma_2 \text{ valutaunionland}_{ijt} + \delta (\text{valutakursvolatilitet}_{ij})_t \\ & + \beta_1 \ln(\text{BNP}_i \text{BNP}_j)_t + \beta_2 \ln(\text{BNP}_i \text{BNP}_j / \text{Pop}_i \text{Pop}_j)_t + \beta_3 \ln \text{avstand}_{ij} + \beta_4 \text{f.grense}_{ij} + \\ & \beta_5 \text{f.språk}_{ij} + \beta_6 \text{f.handelsavtale}_{ijt} + \beta_7 \text{f.land}_{ij} + \beta_8 \text{f.koloni}_{ij} + \beta_9 \text{koloni}_{ij} + \varepsilon_{ijt} \end{aligned} \quad (4.1)$$

Variablene i denne modellen er forklart i 3.1.1, hvor *valutaunionland*- dummyvariabelen er ny i forhold til modell (3.1). Resultatene fra modell (4.1) presenteres i tabell 4.1. Jeg gjør her som Rose, og estimerer først for hver periode og til slutt slår jeg sammen alle periodene (høyre kolonne). I den sammenslåtte MKM estimeringen inkluderer jeg tidsvariablene y75-y90.

Når jeg sammenligner tabellene (3.1) og (4.1) ser jeg at noen av koeffisientene endrer seg ved inkludering av *valutaunionland* variabelen. γ_1 er noe lavere i hver periode, samt i den sammenslåtte modellen. Denne varierer nå fra 0,6 (82,2 %) i 1970, hvor den ikke er signifikant og til 1,5 (348,2 %) i 1990. I den sammenslåtte MKM regresjonen er den 1,05 som tilsier 185,8 % mer handel for land med felles valuta. I tabell 3.1 var γ_1 lik 1,198 (231,3 %). γ_2 varierer mellom 0,08 (8,3 %) i 1990 hvor den ikke er signifikant til 0,5 (64,9 %) i 1970 hvor

⁴⁸ Tabell 1

den er signifikant. I sammenslått MKM viser handel mellom et land som er i en valutaunion og et land utenfor å være 37,7 % høyere enn for handel mellom land utenfor unioner. Denne er altså positiv og statistisk signifikant. Effekten av valutakursvolatiliteten endres marginalt; fra -0,17 (tabell 3.1) til -0,14 (tabell 4.1), i den sammenslåtte modellen. Denne sier oss at om avstand mellom to land er 1 % høyere, vil den bilaterale handelen være 0,14 % lavere, alt annet likt. De andre koeffisientene endres ikke i noen betydelig grad. Samt viser R^2 at forklaringskraften er like høy for begge modellene.

Tabell 4.1. Ligning (4.1) Effekt på bilateral handel, MKM

<i>År</i>						
<i>Variabler</i>	1970	1975	1980	1985	1990	70 - 90
<i>Felles valuta, γ_1</i>	0,6* (0,43)	1,05 (0,41)	1,0 (0,27)	1,25 (0,27)	1,5 (0,27)	1,05 (0,14)
<i>Valutaunion-land, γ_2</i>	0,42 (0,07)	0,5 (0,07)	0,34 (0,06)	0,27 (0,06)	0,08** (0,057)	0,32 (0,03)
<i>Valutakurs volatilitet, δ</i>	-0,06 (0,01)	-0,006 (0,01)**	-0,05 (0,01)	-0,02 (0,01)	-0,008 (0,002)	-0,14 (0,002)
<i>BNP, β_1</i>	0,78 (0,16)	0,83 (0,01)	0,82 (0,01)	0,8 (0,01)	0,83 (0,01)	0,81 (0,006)
<i>BNP per capita, β_2</i>	0,63 (0,03)	0,64 (0,03)	0,61 (0,02)	0,65 (0,02)	0,73 (0,02)	0,65 (0,01)
<i>Avstand, β_3</i>	-1,11 (0,05)	-1,17 (0,04)	-1,04 (0,04)	-1,06 (0,04)	-1,12 (0,04)	-1,1 (0,19)
<i>F. grense, β_4</i>	0,47* (0,21)	0,36 (0,19)	0,73 (0,18)	0,52 (0,18)	0,64 (0,18)	0,54 (0,09)
<i>F. språk, β_5</i>	0,53 (0,1)	0,33 (0,1)	0,26 (0,09)	0,35 (0,08)	0,5 (0,08)	0,39 (0,04)
<i>F. handelsavtale, β_6</i>	0,77 (0,17)	0,86 (0,22)	1,18 (0,17)	1,14 (0,17)	0,63 (0,15)	1,0 (0,08)
<i>F. land, β_7</i>	1,77* (0,71)	1,46* (0,67)	1,14* (0,47)	1,84 (0,65)	0,87 (0,51)	1,52 (0,28)
<i>F. koloni, β_8</i>	0,87 (0,15)	0,71 (0,14)	0,52 (0,12)	0,48 (0,12)	0,59 (0,12)	0,63 (0,06)
<i>Koloni, β_9</i>	2,22 (0,23)	2,17 (0,2)	2,14 (0,14)	1,92 (0,14)	1,72 (0,15)	2,05 (0,08)
<i>y75</i>						-0,18 (0,05)
<i>y80</i>						-0,57 (0,05)
<i>y85</i>						-1,3 (0,05)
<i>y90</i>						-1,5 (0,46)
<i>observasjoner</i>	4052	4474	5092	5091	4239	22948
<i>R2</i>	0,58	0,6	0,62	0,65	0,72	0,63
<i>Ovtest</i>	47,34	39,58	75,42	57,00	48,26	242,85
<i>Ovtest, rhs</i>	18,74	14,16	23,84	18,44	13,41	76,85
<i>vif</i>	1,18	1,21	1,23	1,21	1,29	1,38

Robust standardavvik i parentes.

* Ikke signifikant på 1 % nivå, men på 5 %.

** Ikke signifikant.

I tabell 4.2 er resultater fra ligning (4.1) rapportert. Her ekskluderer jeg ulike grupper i utvalget. Jeg estimerer også modellen hvor den nye variabelen *valutaunionland* er inkludert, men uten *fellesvaluta*- variabelen (1. kolonne). Videre estimerer jeg modellen kun for land som ikke har fellesvaluta (*felles valuta=0*), land som har felles valuta (*felles valuta=1*) og til slutt ser jeg på handel for landpar hvor et eller begge landene er i en form for valutaunion (*valutaunionland =1*) og på landpar hvor ingen av landene er i en valutaunion (*valutaunionland =0*).

1. kolonne viser at koeffisientene endrer seg lite ved ekskludering av *felles valuta* variabelen, γ_2 øker fra 0,32 (37,7 %) til 0,34 (40,5 %). I modellen hvor kun handel innenfor valutaunioner er estimert (3. kolonne) er det flere variabler som ikke er signifikante, men her er det kun 252 observasjoner, slik at utvalget er for lite for å utføre en god estimering. Resultatene i denne tabellen viser at valutakursvolatiliteten har mindre påvirkningskraft for landpar hvor begge land er utenfor en valutaunion (4. kolonne) enn for landpar hvor et land er i valutaunion (5. kolonne). De andre koeffisientene endres kun marginalt ved de ulike regresjonene.

Forklaringskraften i modellene er også sammenlignbare. R^2 varierer fra 0,60 til 0,69.

Resultatene fra "ovtest" og "ovtest, rhs" er rapportert i bunnen av tabellen. Testene viser at modellen som kun estimerer bilateral handel for land utenfor en valutaunion har minst problem med utelatte variabler (4. kolonne) (om vi da ser bort fra regresjonen hvor kun handel mellom land innenfor ev valutaunion er estimert). Resultatene fra testene er henholdsvis "ovtest"; 43,15 og "ovtest, rhs" 26,55. Vif- gjennomsnittsverdien som kontrollerer for multikollinearitet er noe høy i alle regresjonene (denne bør være mindre enn 1). Når jeg sammenlikner modellen i høyre kolonne hvor regresjonen er fra hele utvalget og årsummyene, y_{75} - y_{90} , ikke er inkludert, finner jeg den laveste vif- gjennomsnittsverdi. Det er tidsdummyene som har høyest vif- verdi i alle testene, se tabell 3.3.

Tabell 4.2 Bilateral handel for valutaunionland og land som ikke er i valutaunion, MKM

<i>If: Variabler</i>	<i>uten felles valuta</i>	<i>felles valuta = 0</i>	<i>felles valuta = 1</i>	<i>valuta- union- land = 0</i>	<i>Valuta- union- land = 1</i>	<i>Uten tids- variabler</i>
<i>Felles valuta, γ_1</i>		***	***	***	0,93 (0,15)	0,79 (0,14)
<i>Valutaunion- land, γ_2</i>	0,34 (0,03)	0,32 (0,03)	***	***	***	0,22 (0,03)
<i>Valutakurs volatilitet, δ</i>	-0,014 (0,02)	-0,014 (0,002)	***	-0,01 (0,002)	-0,027 (0,004)	-0,04 (0,002)
<i>BNP, β_1</i>	0,81 (0,006)	0,81 (0,01)	0,70 (0,06)	0,87 (0,009)	0,77 (0,008)	0,80 (0,006)
<i>BNP per capita, β_2</i>	0,64 (0,01)	0,65 (0,01)	0,30* (0,12)	0,68 (0,01)	0,58 (0,02)	0,58 (0,01)
<i>Avstand, β_3</i>	-1,12 (0,02)	-1,11 (0,02)	-0,72 (0,15)	-1,15 (0,02)	-1,02 (0,03)	-1,10 (0,02)
<i>F. grense, β_4</i>	0,53 (0,09)	0,50 (0,09)	0,83** (0,42)	0,6 (0,11)	0,47 (0,14)	0,60 (0,09)
<i>F. språk, β_5</i>	0,41 (0,04)	0,39 (0,04)	1,61 (0,54)	0,18 (0,05)	0,72 (0,06)	0,44 (0,04)
<i>F. handels- avtale, β_6</i>	0,98 (0,08)	0,96 (0,08)	1,20* (0,53)	0,77 (0,11)	1,09 (0,11)	0,80 (0,08)
<i>F. land, β_7</i>	2,09 (0,26)	2,13 (0,67)	0,86* (0,41)	3,17 (0,53)	1,17 (0,3)	1,60 (0,29)
<i>F. koloni, β_8</i>	0,67 (0,06)	0,65 (0,06)	1,63 (0,53)	0,94 (0,09)	0,2* (0,08)	0,50 (0,06)
<i>Koloni, β_9</i>	2,01 (0,08)	2,02 (0,08)	1,60 (0,52)	2,58 (0,3)	1,85 (0,07)	2,05 (0,08)
<i>y75</i>	-0,17 (0,05)	-0,17 (0,05)	-0,11** (0,54)	-0,22 (0,06)	-0,15** (0,08)	
<i>y80</i>	-0,55 (0,04)	-0,56 (0,05)	-0,82** (0,47)	-0,6 (0,06)	-0,59 (0,07)	
<i>y85</i>	-1,3 (0,04)	-1,31 (0,04)	-1,06** (0,5)	-1,34 (0,06)	-1,34 (0,07)	
<i>y90</i>	-1,49 (0,05)	-1,5 (0,05)	-1,37 (0,5)	-1,48 (0,06)	-1,63 (0,07)	
<i>Observasjoner</i>	22948	22696	252	14412	8536	22948
<i>R2</i>	0,63	0,63	0,67	0,60	0,69	0,61
<i>Ovtest</i>	240,18	237,77	4,26	43,15	186,52	237,5
<i>Ovtest, rhs</i>	80,48	83,59	2,55	26,55	51,78	90,9
<i>vif</i>	1,37	1,35	2,78	1,38	1,46	1,21

Robust standardavvik i parentes.

* Ikke signifikant på 1 % nivå, men på 5 %.

** Ikke signifikant.

*** Droppes p.g.a. kollinearitet.

4.1.1.2 Remote

Gravitasjonsmodellen til Rose (2000) modellerer blant annet effekten av distanse mellom handelspartnere på handel. Som jeg har poengtert tidligere i oppgaven tar ikke avstandsvariabelen hensyn til den relative avstanden mellom to land i forhold til et tredje land. Det er mulig å inkorporere distansen for hvert land fra dens gjennomsnittlige handelspartnere, i tillegg til den direkte bilaterale avstanden. Rose (2000) har en slik variabel i sitt datasett som han ikke har inkludert i regresjonen. Denne variabelen kalles for *remote* (*fjern*). Variabelen måler hvor langt et eksporterende (eller importerende) land er fra alle andre land. Det er et mål på en "samlet avstand". En eksportørs *fjernhet* er definert som dens gjennomsnittlige distanse fra dens handelspartnere, vektet på handelspartnerens BNP. Hypotesen er at *fjernheten* til en eksportør fra resten av verden har en positiv effekt på bilateral handelsvolum i ligningen (betinget på bilateral avstand).⁴⁹ Frankel (1997) gir et eksempel; Australia og New - Zealand har lik avstand som Spania og Polen. Spania og Polen har mange andre naturlige handelspartnere som er nært, men ikke Australia og New - Zealand. Man kan da forvente at de med færre alternativ (Australia og New - Zealand) handler mer med hverandre, enn Spania og Polen. Ideen er at det ikke bare er det absolutte nivået av bilateral avstand som betyr noe, men også bilateral avstand uttrykt relativt til avstanden for hvert par fra de andre partnerne. Frankel skiller her i sitt arbeid mellom eksportører og importører, og han finner ulike resultater for de to. Effekten av *remote* på eksport er positiv, mens for importører er den negativ. D.v.s. om land A er 1 % lenger vekk fra resten av verden enn land B, så vil A eksportere mer til et felles land C enn hva B gjør. Koeffisienten han finner for importørers *remoteness* indikerer at land A importerer mindre fra land C enn hva land B importerer fra C.

I datasettet til Rose (2000) er variabelen *remote* inkludert. Denne defineres som den inverse av BNP vektet distanse, se ligning (3.3). I tabell 4.3 er denne inkludert i regresjonen. Denne viser at to land handler mer med hverandre, om disse er langt fra resten av verden.

Anderson og Wincoop (2000) diskuterer denne variabelen. De bruker imidlertid ikke den inverse, se ligning (2.1). Anderson og Wincoop konkluderer med at *remote*, eller *remoteness*, som de kaller variabelen, ikke har noen signifikant effekt på handel.

⁴⁹ Frankel 1997

4.1.1.3 *Open og areas*

I tabell 4.3 inkluderer jeg enda to variabler, *open* og *areas*. Først nevnte er et mål på graden av åpenhet for de to landene. Denne er beregnet ved produktet av eksport (x) pluss import (m) andel av BNP (y) i de to landene i og j .

$$open = \left(\frac{x+m}{y} \right)_i \left(\frac{x+m}{y} \right)_j \quad (4.2)$$

Variabelen *areas* er produktet av arealet av land i og land j ,

$$areas = areal_i areal_j \quad (4.3)$$

Sist nevnte variabel forventes å påvirke handel negativt, da store land antas mer "selvforsynte", større differensiering i produksjon, slik at behovet for import ikke er så stor som for små land. *Open* vil naturligvis ha en positiv effekt på handel. Mer handel tilsier mer åpenhet. Om forholdet som er beskrevet ovenfor er riktig, vil det være høy korrelasjon mellom disse to variablene, siden små land importerer en større andel av inntekt enn store land. Det vil da ikke være lurt å inkludere disse samtidig i modellen. Korrelasjonen mellom dem er -0,52, se tabell 4.4. Ved test for multikollinearitet (vif) viser disse to variablene å ha høyest korrelasjon i modellen. Jeg rapporterer i tabell 4.3 resultatene fra ulike modeller hvor *remote open* og *areas* er inkludert.

4.1.1.4 Resultater

Valutakursvolatiliteten viser seg å ikke være statistisk signifikant når *open* er inkludert. Ellers er alle variablene signifikante i de ulike modellene. γ_1 varierer mellom 0,96 (1. kolonne) og 1,22 (2. kolonne). γ_2 varierer mellom 0,32 (1. kolonne) og 0,43 (5. kolonne). *Remote* viser en klar positiv effekt, når to land er fjernt fra andre land, handler disse mer med hverandre. Koeffisienten til *remote*, β_{10} , er høy og varierer i de ulike modellene; fra 36,8 til 50,75, samtidig er standardavviket høyt; mellom 14 og 17. Den er statistisk signifikant men med lave t verdier. *Open*, β_{12} , viser en positiv effekt; om graden av åpenhet øker med 1 % vil handel øke 0,01 %. Denne er også statistisk signifikant i alle modellene i tabell 4.3. Derimot er variabelen *areas* ikke like stabil i disse modellene. Effekten av størrelsen på landene varierer fra -0,21 til 0,19. En grunn til denne variasjonen kan være at denne korrelerer høyt med både

open (negativ korrelasjon) og *BNP* (positiv korrelasjon). Ved sammenlikning av tester for utelatte variabler, multikollinearitet og R^2 , er det de tre modellene hvor *areas* ikke er inkludert som gir de beste resultatene.

Tabell 4.3 Ulike variabler inkludert i modellen: MKM med tidsdummyer

<i>Inkluderte variabler</i> <i>Variabler</i>	<i>remote</i>	<i>Remote Areas</i>	<i>Remote Areas Open</i>	<i>Remote Open</i>	<i>Areas Open</i>	<i>Areas</i>	<i>Open</i>
<i>Felles valuta, γ_1</i>	0,96 (0,15)	0,95 (0,14)	1,21 (0,16)	1,19 (0,16)	1,23 (0,16)	1,04 (0,14)	1,22 (0,16)
<i>Valutaunion- land, γ_2</i>	0,32 (0,03)	0,39 (0,03)	0,42 (0,03)	0,39 (0,03)	0,43 (0,03)	0,41 (0,03)	0,40 (0,03)
<i>Valutakurs volatilitet, δ</i>	-0,012 (0,02)	-0,01 (0,002)	-0,004 0,002**	-0,004 (0,002)*	-0,004 (0,002)*	-0,012 (0,002)	-0,005 (0,002)*
<i>BNP, β_1</i>	0,83 (0,006)	0,90 (0,01)	0,98 (0,01)	0,94 (0,007)	1,00 (0,008)	0,89 (0,007)	0,95 (0,007)
<i>BNP per capita, β_2</i>	0,66 (0,01)	0,60 (0,01)	0,50 (0,01)	0,52 (0,01)	0,48 (0,01)	0,56 (0,01)	0,51 (0,01)
<i>Avstand, β_3</i>	-1,15 (0,02)	-1,11 (0,02)	-1,16 (0,02)	-1,19 (0,02)	-1,15 (0,02)	-1,05 (0,02)	-1,18 (0,02)
<i>F. grense, β_4</i>	0,50 (0,09)	0,63 (0,09)	0,57 (0,09)	0,50 (0,09)	0,59 (0,09)	0,69 (0,09)	0,51 (0,09)
<i>F. språk, β_5</i>	0,44 (0,04)	0,52 (0,04)	0,46 (0,04)	0,41 (0,04)	0,42 (0,04)	0,49 (0,04)	0,38 (0,04)
<i>F. handels- avtale, β_6</i>	0,80 (0,08)	0,65 (0,08)	0,46 (0,08)	0,52 (0,08)	0,53 (0,08)	0,75 (0,08)	0,59 (0,08)
<i>F. land, β_7</i>	1,72 (0,36)	1,64 (0,36)	2,71 (0,45)	2,64 (0,43)	2,71 (0,45)	1,44 (0,29)	2,63 (0,43)
<i>F. koloni, β_8</i>	0,73 (0,06)	0,62 (0,06)	0,45 (0,06)	0,48 (0,06)	0,44 (0,06)	0,50 (0,08)	0,48 (0,06)
<i>Koloni, β_9</i>	2,00 (0,07)	1,81 (0,08)	1,80 (0,08)	1,80 (0,08)	1,82 (0,08)	1,85 (0,08)	1,92 (0,08)
<i>Remote, β_{10}</i>	36,8 (14,06)	50,75 (15,65)	49,71 (17,21)	43,40 (16,51)			
<i>Areas, β_{11}</i>		0,19 (0,01)	-0,11 (0,01)		0,12 (0,01)	-0,21 (0,01)	
<i>Open, (β_{12}*10 000)</i>			0,9 (0,05)	1 (0,04)	1 (0,04)		1 (0,04)
<i>Observasjoner</i>	21593	21593	20723	20723	20906	22948	20906
<i>R2</i>	0,64	0,64	0,66	0,66	0,65	0,69	0,65
Tester							
<i>Ovtest; χ^2 fordeling</i>	174,43	198,05	162,59	150,45	157,26	264,44	145,21
<i>Ovtest, rhs; χ^2 fordeling</i>	50,30	47,88	43,64	43,45	50,89	67,67	51,73
<i>Vif; gjsntl.verdi</i>	1,35	1,45	1,47	1,39	1,49	1,48	1,41

Robust standardavvik i parantes.

* Ikke signifikant på 1 % nivå, men på 5 %.

** Ikke signifikant.

Tidsdummyene er ikke rapportert

4.1.2 Finnes det gode instrument for fellesvaluta- variabelen?

Om *felles valuta* er endogen, vil det være korrelasjon mellom den og feilledet i regresjonen. Dette kan gi skjeve estimat. Når jeg ser på resultatene fra (3.1), er nærmere alle koeffisientene signifikante. Og R^2 viser at ligningen forklarer mye av verdien på bilateral handel. Om det likevel er utelatte variabler, som forklarer valutaunionvariabelen, *felles valuta*, så vil feilledet være korrelert med *felles valuta*.

Jeg har utført ulike IV estimeringer. Resultatene fra disse er ikke rapportert. Jeg har forsøkt samme instrument som Rose (2000), *mip*; produktet av inflasjonsratene i land *i* og land *j*. *mis*; summen av dem og *mid*; absolutt verdien av forskjellen mellom de to inflasjonsratene, alle er kalkulert over den fem års følgende utvalgsperioden. Disse viser seg å ikke være gode instrument. Videre har jeg forsøkt andre instrument; i tillegg til instrumentene *mip*, *mis*, *mid*, inkluderte jeg variablene *open* samt ulike mål på pengemengde.

Ingen av variablene jeg bruker som instrument for *felles valuta* viser seg å være gode instrument. Pga. hull i datasettet, er det dessverre ikke mulig å lagge variabler. For eksempel kunne en lagget *handelsavtale* variabel vært et godt instrument for *felles valuta*.

Til slutt har jeg utelatt tidsvariablene fra modellen. I testene for multikollinearitet er det disse som viser seg å være høyest korrelert. Testen for utelatte variabler viser ikke en betydelig forhøyet verdi ved utelatelse av disse. Koeffisientene γ_1 og γ_2 reduseres. Effekten av felles valuta på bilateral handel er her (0,80) 122,6 % og valutaunionland er (0,22) 24,6 %.

Resultatene fra modellen uten tidsvariabler er i høyre kolonne i tabell 4.2.

Tabell 4.4 Korrelasjon mellom variablene i Rose (2000) modellen

	lvalue	cu	cucoun~y	sdd	lrgdp	lrgdppc	ldist	border	comlang
lvalue	1.0000								
cu	-0.0125	1.0000							
cucountry	0.0321	0.1178	1.0000						
sdd	-0.0885	-0.0602	-0.1156	1.0000					
lrgdp	0.6677	-0.1287	-0.0495	0.0609	1.0000				
lrgdppc	0.4846	-0.0953	0.0387	-0.0614	0.4065	1.0000			
ldist	-0.1849	-0.1507	0.0231	0.0810	0.1653	0.0756	1.0000		
border	0.1278	0.0787	-0.0156	0.0088	-0.0051	-0.0743	-0.4032	1.0000	
comlang	0.0295	0.1694	0.1008	0.0124	-0.1436	-0.0422	-0.1597	0.1416	1.0000
regional	0.1509	0.0424	0.0206	-0.0140	0.0230	0.1202	-0.2857	0.1450	0.0569
comctry	0.0226	0.0538	0.0048	-0.0125	-0.0129	-0.0002	0.0064	-0.0035	0.0364
comcol	-0.1455	0.2086	0.0714	-0.0458	-0.3036	-0.2456	-0.1260	0.0683	0.2780
colonial	0.1326	-0.0009	0.1445	-0.0311	0.0507	0.0368	-0.0111	-0.0085	0.1737
remote	0.1196	-0.0222	0.0045	-0.0192	0.1214	0.0786	-0.0239	0.0114	0.0309
areas	0.1920	-0.0413	0.0599	0.0888	0.5072	-0.1155	0.1784	0.0517	-0.0081
open	-0.0601	0.0311	-0.0243	-0.1181	-0.3515	0.2284	-0.0303	-0.0303	0.0904
y75	0.0414	-0.0134	-0.0353	-0.0959	-0.0362	-0.0604	-0.0082	0.0083	-0.0040
y80	0.0410	0.0204	0.0102	-0.0846	0.0002	0.0333	-0.0156	0.0063	0.0066
y85	-0.0637	0.0041	0.0285	0.0353	0.0184	0.0719	-0.0046	-0.0105	-0.0014
y90	-0.0158	-0.0035	0.0189	0.3236	0.1261	0.0915	0.0450	-0.0100	-0.0068
	regional	comctry	comcol	colonial	remote	areas	open	y75	y80
regional	1.0000								
comctry	-0.0028	1.0000							
comcol	0.0260	-0.0065	1.0000						
colonial	-0.0072	0.1683	-0.0389	1.0000					
remote	0.0657	-0.0036	-0.0149	-0.0024	1.0000				
areas	-0.1039	-0.0048	-0.1717	-0.0252	0.0800	1.0000			
open	0.0559	0.0020	0.1982	-0.0077	-0.0373	-0.5163	1.0000		
y75	-0.0236	0.0015	-0.0005	-0.0048	0.0077	0.0228	-0.0237	1.0000	
y80	-0.0146	-0.0000	0.0138	0.0011	-0.0216	-0.0123	0.1001	-0.2630	1.0000
y85	0.0221	-0.0003	0.0042	0.0054	-0.0061	-0.0424	0.0294	-0.2666	-0.2910
y90	0.0411	-0.0096	-0.0134	0.0005	0.0095	0.0017	0.0299	-0.2255	-0.2462
	y85	y90							
y85	1.0000								
y90	-0.2495	1.0000							

4.1.3 Paneldata tilnærming

Datasettet, som forklart tidligere, spenner over fem perioder. Det er mulig å bruke dette som paneldata. For å kunne gjøre dette må jeg ha en variabel som skiller de ulike landparene. Jeg konstruerer og bruker `landpar_1` som gruppevariabel.

4.1.3.1 konstruksjon av landpargrupper

Jeg konstruerer en variabel som indikerer de ulike landparene ved å bruke variablene som tar ulike koder for de ulike landene i datasettet, `cty1` og `cty2`. Jeg har prøvet og feilet for å bruke disse kodene for å lage en unik kode for hvert landpar. Jeg forsøkte å summere de to kodene og å addere de, men da var det noen landparkoder som fikk lik verdi. Men når jeg genererte

en ny landskode for hvert land, ved å dele den opprinnelige koden *cty1* med 1000, og det samme med *cty2* koden, for så å gange de to nye kodene med hverandre fant jeg en unik kode for hvert landpar, som ble kalt *landpar_1*.

4.1.3.2 Resultater ved panelestimering

Jeg kjører både fast- og tilfeldigeffekt- modeller (med årskontroller).

Fasteffekt resultatene viser en negativ effekt av *felles valuta*, men denne er ikke statistisk signifikant. Tilfeldigeffekt- modellene viser en positiv signifikant effekt av valutaunioner på handel. Se tabell 4.5. γ_1 er henholdsvis 1,04 (182,9 %) og 0,94 (156 %), γ_2 er 0,43 (53,7 %) og 0,51 (66,5 %). Tilfeldigeffekt viser omtrent like resultater som ved MKM; *Valutakursvolatilitet*, *avstand* og *areas* negative koeffisienter. *BNP*, *BNP per capita*, *remote* og *open* viser positive effekter.

Tabell 4.5 Modell (3.5): Fast og tilfeldig effekt med årskontroller

<i>Modell</i>		<i>Fast E</i>	<i>Tilfeldig E</i>	<i>Fast E, inkluderer Remote, open og areas</i>	<i>Tilfeldig E, inkluderer Remote, open og areas</i>
<i>Variabler</i>					
	<i>Felles valuta, γ_1</i>	-0,38** (0,54)	1,04 (0,20)	-0,77** (0,46)	0,94 (0,22)
	<i>Valutaunion-land, γ_2</i>		0,43 (0,05)		0,51 (0,05)
	<i>Valutakurs volatilitet, δ</i>	-0,005* (0,02)	-0,005 (0,002)	-0,004* (0,02)	-0,003 (0,002)
	<i>BNP, β_1</i>	1,36 (0,09)	0,82 (0,01)	1,37 (0,1)	0,97 (0,01)
	<i>BNP per capita, β_2</i>	-0,18** (0,09)	0,59 (0,02)	-0,06** (0,1)	0,47 (0,02)
	<i>Avstand, β_3</i>		-1,18 (0,03)		-1,21 (0,03)
	<i>Remote, β_{10}</i>			8185,37 (1556.91)	40,22 (17.14)
	<i>,Areas, β_{11}</i>				-0,16 (0,02)
	<i>Open, ($\beta_{12} * 10\ 000$)</i>			0,327 (0,06)	0,575 (0,04)
	Observasjoner	22 948	22 948	20 723	20 723
R²	Within	0,0916	0,0871	0,1058	0,1008
	Between	0,4306	0,6549	0,0812	0,6910
	Overall	0,4196	0,6305	0,1432	0,6547
Obs. pr. gruppe	Min	1	1	1	1
	Gjnsnitt	3,4	3,4	3,5	3,5
	Maks	5	5	5	5

Robust standardavvik i parantes.

* Ikke signifikant på 1 % nivå, men på 5 %.

** Ikke signifikant.

Variabler som ikke er rapportert: f. grense, f. språk, f. handelsavtale, f. land, f. koloni, koloni og y75-y90.

Fasteffekter er ikke inkludert i FE-modellen

4.2 "Does a Currency affect Trade? The Time Series Evidence"

4.2.1 Fjerner variabler fra regresjonen

I kapittel 3 diskuterte jeg at negative handelsverdier kan gi skjeve estimat ved utvalget i Glick og Rose (2002). Det viste seg at resultatene ikke endrer seg i noen betydelig grad når disse blir utelatt, men jeg fortsetter likevel her ved å kjøre regresjoner uten disse negative verdiene. Når jeg tar Hausmantesten for å teste om det er stor variasjon mellom fast- og tilfeldigeffekt-modellen, finner jeg at denne ikke er positiv definit. Jeg ser at det er *koloni i per t* som gir problemer for denne testen. Når jeg ekskluderer denne, finner jeg at testen er positiv definit og denne forkaster nullhypotesen om at det er liten variasjon mellom koeffisientene. Det er dermed kun forsvarlig å bruke fasteffekt- resultatene når koeffisientene skal diskuteres. Jeg fant også at to av variablene som er inkludert i modellen ikke gir en signifikanteffekt på handel. Disse to er *antall øyer* og *felles land*. Jeg estimerer da modellen i dette avsnittet uten disse variablene. I tabell 4.4 rapporterer jeg resultatene fra regresjonene hvor disse blir utelatt. Variablene som jeg utelater i modellen bruker jeg, i avsnitt 4.2.2, som instrument for *felles valuta* variabelen.

I tabell 4.4 (1. og 2. kolonne) er *koloni i per t* fjernet fra regresjonen. Resultatene fra denne modellen viser ikke store endringer fra resultatene i tabell 3.5 (hvor *koloni i per t* er inkludert); For fasteffekt- modellen endres R^2 lite. Variabelen for *felles valuta* øker fra 0,63 til 0,68. I tilfeldigeffekt- modellen endres variabelen for *felles valuta* fra 0,68 til 0,73. Forklaringskraften i modellen er tilnærmet lik som når *koloni i per t* variabelen er inkludert; R^2 endrer seg marginalt.

To variabler er ikke signifikante i 2. kolonne i tabell 4.4. Disse er faste effekter, slik at i fasteffekt- modellen vil ikke en utelatelse av disse gi noen endringer. Derfor viser jeg kun tilfeldigeffekt resultatene når disse er utelatt. Se tabell 4.5 for resultatene fra Hausman- hypotesetest for modellene i tabell 4.4. Denne forkaster nullhypotesen om at det er liten variasjon i koeffisientene. Jeg rapporterer både fast- og tilfeldigeffekt resultatene, men siden nullhypotesen forkastes er det kun fasteffekt- resultatene som er konsistente.

Ved å sammenlikne 2. og 3. kolonne, ser jeg at når *antall øyer* og *felles land* variablene blir utelatt er det også her kun marginale endringer. Siden det ikke ser ut som disse tre variablene har noen stor forklaringskraft på bilateral handel bruker jeg de som instrument for *felles valuta* i neste avsnitt. For at disse skal være gode instrument må de korrelere med variabelen for *felles valuta* og ikke korrelere med feilledet i regresjonen.

Tabell 4.6 Modell (3.5), FE og TE; hvor insignifikante variabler blir ekskludert

Avhengig variabel: Bilateral handel		Ekskluderer koloni i per t		Ekskluderer koloni i per t, antall øyer og felles land
Variabler	Metode	Fast effekt	Tilfeldig effekt	Tilfeldig effekt
	<i>Felles valuta</i>		0,68 (0,04)	0,73 (0,04)
<i>Avstand</i>			-1,19 (0,03)	-1,20 (0,02)
<i>BNP</i>		0,07 (0,01)	0,31 (0,01)	0,31 (0,01)
<i>BNP per capita</i>		0,79 (0,01)	0,46 (0,01)	0,46 (0,01)
<i>F. språk</i>			0,16 (0,05)	0,15 (0,05)
<i>F. grense</i>			0,69 (0,13)	0,68 (0,13)
<i>F. handelsavtale</i>		0,70 (0,04)	0,67 (0,04)	0,67 (0,04)
<i>Ant. landfaste</i>			-0,86 (0,04)	-0,76 (0,03)
<i>Ant. øyer</i>			-0,07** (0,04)	
<i>Areal</i>			0,20 (0,01)	0,21 (0,01)
<i>F. koloni</i>			-0,18 (0,06)	-0,20 (0,06)
<i>Koloni</i>			3,02 (0,21)	3,04 (0,16)
<i>F. land</i>			1,26** (1,26)	
Observasjoner		218 087	218 087	218 087
R²	Within	0,1413	0,1382	0,1381
	Between	0,2694	0,5956	0,5957
	Overall	0,2544	0,5147	0,5145
Obs. pr. gruppe	Min	1	1	1
	Gjnsnitt	19,7	19,7	19,7
	Maks	50	50	50

* Ikke signifikant på 1 % nivå, men på 5 %.

** Ikke signifikant.

Årskontroller y1949-y1997 er ikke rapportert.

Tabell 4.7 Hausman test, ulike estimeringer av ligning 7

	Chi ² fordeling Tabell 4	Chi ² fordeling Tabell 4.? venstre side	Chi ² fordeling Tabell 4.? høyre side
m/ nullverdier	Ikke positiv definit	6423,5	6410,98
u/ nullverdier	Ikke positiv definit	6994,89	6988,94

4.2.2 Instrument variabler

Som jeg har nevnt tidligere i oppgaven er det ikke variabler som er aktuelle som instrument for *felles valuta* inkludert i datasettet til Glick og Rose (2002). Alternativet for å kunne bruke IV estimering, er å bruke variabler fra modellen som ikke er signifikante. Jeg bruker her *koloni i per t*, *antall øyer* og *felles land*, som jeg fant ikke hadde en betydelig forklaringskraft på handel, som instrument for *felles valuta*. Korrelasjonen mellom *felles valuta* og de tre instrumentene er rapportert i tabell 4.8.

Tabell 4.8 Korrelasjon mellom instrument og felles valuta

Variabel	<i>Felles valuta</i>	<i>Koloni i per t</i>	<i>Ant. Øyer</i>
<i>Felles valuta</i>			
<i>Koloni i per t</i>	0,2773		
<i>Ant. Øyer</i>	0,0206	0,0221	
<i>F. Land</i>	0,2288	0,6604	0,0300

I tabell 4.6 er resultatene fra fasteffekt- og tilfældigeffekt- modellen med instrument variabler for *felles valuta*. I de to kolonnene til venstre er årsvariablene inkludert og i de to til høyre er de utelatt. *Felles valuta* viser en signifikant positiv effekt i alle tre modellene.

Jeg kan ikke annet enn å konkludere med at det er vanskelig å finne instrument for *felles valuta* variabelen. Det viste seg i både utvalget fra Rose (2000) og utvalget fra Glick og Rose (2002).

Tabell 4.9. Instrument variabel estimering; instrument for felles valuta, panelestimering

Metode		Fast effekt	Tilfeldig effekt	Fast effekt	Tilfeldig effekt
Variabler		m/årsvariabler	m/årsvariabler	u/årsvariabler	u/årsvariabler
<i>Felles valuta</i> <i>Instrument:</i> <i>koloni i per t,</i> <i>antall øyer og</i> <i>f. land</i>		1,21 (0,19)	1,07 (0,2)	1,54 (0,20)	1,77 (0,20)
<i>Avstand</i>			-1,20 (0,02)		-1,18 (0,03)
<i>BNP</i>		0,46 (0,02)	0,82 (0,008)	0,08 (0,01)	0,31 (0,01)
<i>BNP per capita</i>		0,51 (0,02)	0,30 (0,01)	0,75 (0,01)	0,47 (0,01)
<i>F. språk</i>			0,24 (0,04)		0,13 (0,05)*
<i>F. grense</i>			0,61 (0,12)		0,66 (0,13)
<i>F. handelsavtale</i>		0,87 (0,04)	0,98 (0,04)	0,73 (0,04)	0,70 (0,04)
<i>Ant. landfaste</i>			-0,35 (0,03)		-0,76 (0,03)
<i>Areal</i>			0,06 (0,01)		0,21 (0,01)
<i>F. koloni</i>			-0,19 (0,06)		-0,27 (0,06)
<i>Koloni</i>			2,04 (0,14)		2,99 (0,17)
Observasjoner		218 087	218 087	218 087	218 087
R²	Within	0,1553	0,1538	0,1397	0,1366
	between	0,6543	0,7085	0,2832	0,5926
	overall	0,6070	0,6512	0,2655	0,5114
obs. pr. gruppe	Min	1	1	1	1
	Gjnsnitt	19,7	19,6	19,7	19,7
	Maks	50	50	50	50

* Ikke signifikant på 1 % nivå, men på 5 %.

** Ikke signifikant.

Kapittel 5 Konklusjon

I denne oppgaven har jeg diskutert valutaunioner og effekten av disse på bilateral handel. Fremgangsmåten har vært av å analysere metoder og resultater av ulike studier på emnet. Jeg har i kapittel 2 beskrevet kort metoder og resultater fra et utvalg av de arbeidene jeg har studert. Teoridelen har jeg presentert i to kapitler siden jeg valgte å utdype metode og analyse fra to av artiklene: "One Money One Market", Rose (2000) og "Does a Currency affect Trade? The Time Series Evidence", Glick and Rose (2002). Jeg valgte disse studiene av to grunner: Den ene er at utvalget som er benyttet i arbeidene er tilgjengelig på internett. Den andre grunnen er at det var Andrew K. Rose som først isolerte effekten av en felles valuta for å estimere effekten av den på internasjonal handel. Flere har reagert på Rose sitt resultat, og et stort antall studier er publisert i etterkant av arbeidet hans. En av grunnene til dette engasjementet er trolig at datasettet fra Rose (2000) er tilgjengelig på internett. Det har dermed vært mulig å studere utvalget hans, samt å modifisere metodene han har brukt. En annen grunn til at så mange har diskutert emnet kan være at han konkluderer med at en felles valuta resulterer i tre ganger mer handel mellom to land, enn om de har ulik valuta. I kapittel 4 utfører jeg ulike modifiseringer av utvalgene fra de to artiklene jeg utdypet i kapittel 3. Det har vært en lang prosess i å få klarhet i kompliserte økonomiske metoder. Samtidig har det vist seg å være krevende å finne gode modifiseringsalternativ til arbeidene. En del av problemene jeg har møtt har vært en årsak av ufullstendige datasett (mange hull), og ferdig bearbejdede variabler. Datasettene inneholder blant annet få variabler på nivåform. De fleste variablene er omgjort til logaritmer. Siden hver observasjon er verdier for landpar og ikke for hvert enkelt land er det vanskelig å bruke deres verdier til å isolere effekter av differenser mellom land.

Fra min modifisering av metodene i Rose (2000) har jeg valgt å presentere resultater hvor jeg inkluderer flere variabler enn hva Rose gjør. Jeg utnytter også panelegenskapene ved hans datasett, noe som Rose ikke gjør. Jeg fant at det å bli medlem av en valutaunion også har en effekt på handel med andre land utenfor unionen. Denne estimerte jeg til å være 37,7 %.

Referanser

Alesina, Alberto og Robert J. Barro (2001), "Currency Unions," *Quartely Journal of Economics*, 2002 May, 409-436

Anderson, J.E. (1979). "A Theoretical Foundation for the Gravity Equation". *The American Economic Review*, Vol.69, Nr. 1, s. 106-116.

Anderson, James E, og Eric van Wincoop "Gravity with Gravitas; A solution to the Border Puzzle" Working paper, *Boston College*, 2000

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?"*

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

Glick, R og Rose, A.K. (2002). "Does A Currency Union Affect Trade? The Time Series Evidence", *European Economic Review* 46-6, 1125-1151

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

Lawrence C. Hamilton "Statistics with STATA", *university of New Hampshire*, 2006

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.

Mundell, Robert A. (1961) "A Theory of Optimum Currency Areas" *American Economic Review* 51, 509-517

Nitsch, V (2002), "Honey, I shrunk the Currency Union Effect on Trade"

Persson, Torsten (2001). "Currency Unions and Trade: How Large is the Treatment Effect?" *Economic Policy*, 335-48

Rose, A.K. (2000). "One Money, One Market: Estimating the Effect of Currency Unions on Trade and Growth", *economic Policy*

Rose, Andrew K og Wincoop, E (2001). ""National Money as a Barrier to International Trade: The Real Case for Currency Union", utgitt i *American Economic Review* (2001).

Rose, Andrew K, (Juni 2001). "Currency Unions and Trade: The Effect is Large" *economic Policy*, 2001

Rose, Andrew K, (2002). "Honey, the Currency Union Effect on Trade hasn't Blown Up"

Rose, Andrew K, (2004). "A Meta-Analysis of the Effect of Common Currencies on International Trade", *Working Paper 10373*

Samuelson P. (1952). The transfer problem and transport costs: the terms of trade when impediments are absent. *Economic Journal*, 62, 278-304.

Tenreyro, Silvana (2001), "On The Causes and Consequences of Currency Union", *Harvard University*

Tenreyro, Silvana og Barro, Robert J. (2003). "Economic Effects of Currency Unions", *working paper 9435*

Thom, Rodney and Brendan Walsh (2001) "The Effect of a common currency on trade: Ireland before and after the sterling link" *European Economic Review*

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

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

Vårdal, E. "Internasjonal makroøkonomi"

"Errors in Bilateral Data Sets" <http://faculty.haas.berkeley.edu/arose/Error.html>

Appendiks

Tabell A1

Table 1: Benchmark Results

	1970	1975	1980	1985	1990	Pooled
Currency Union γ	.87 (.43)	1.28 (.41)	1.09 (.26)	1.40 (.27)	1.51 (.27)	1.21 (.14)
Exchange Rate Volatility δ	-.062 (.012)	.001 (.008)	-.060 (.010)	-.028 (.005)	-.009 (.002)	-.017 (.002)
Output β_1	.77 (.02)	.81 (.01)	.81 (.01)	.80 (.01)	.83 (.01)	.80 (.01)
Output/Capita β_2	.65 (.03)	.66 (.03)	.61 (.02)	.66 (.02)	.73 (.02)	.66 (.01)
Distance β_3	-1.09 (.05)	-1.15 (.04)	-1.03 (.04)	-1.05 (.04)	-1.12 (.04)	-1.09 (.02)
Contiguity β_4	.48 (.21)	.36 (.19)	.73 (.18)	.52 (.18)	.63 (.18)	.53 (.08)
Language β_5	.56 (.10)	.36 (.10)	.28 (.09)	.36 (.08)	.50 (.08)	.40 (.04)
FTA β_6	.87 (.16)	1.02 (.21)	1.26 (.16)	1.21 (.17)	.67 (.14)	.99 (.08)
Same Nation β_7	1.02 (.74)	1.37 (.59)	1.12 (.38)	1.36 (.64)	.88 (.52)	1.29 (.26)
Same Coloniser β_8	.91 (.15)	.73 (.14)	.52 (.12)	.48 (.12)	.59 (.12)	.63 (.06)
Colonial Relationship β_9	2.52 (.23)	2.40 (.19)	2.28 (.14)	2.05 (.14)	1.75 (.15)	2.20 (.07)
Number of Observations	4052	4474	5092	5091	4239	22,948
R²	.57	.59	.62	.65	.72	.63
RMSE	2.18	2.18	2.03	1.94	1.75	2.02

Note: OLS estimation; robust standard errors in parentheses.

Constant term (and year controls for pooled regression) not reported.

Tabell A2

: Impact of Currency Union on International Trade, 1970-1995

Currency Union Dummy	1.38 (.19)	.86 (.19)
Log Distance	-1.06 (.03)	-1.31 (.03)
Log Product Real GDP	.94 (.01)	1.06 (.04)
Common Language Dummy	.56 (.06)	.48 (.06)
Common Land Border Dummy	.63 (.12)	.30 (.13)
Free Trade Agreement Dummy	1.09 (.10)	.46 (.12)
Common Colonizer Dummy	.41 (.08)	.68 (.08)
Ex-Colony/ Colonizer Dummy	1.97 (.13)	1.74 (.13)
Political Union Dummy	.95 (.37)	.81 (.32)
Log Product Real GDP/capita	.48 (.02)	
Number landlocked	-.32 (.04)	
Log of Land Area Product	-.15 (.01)	
RMSE	1.97	1.74
R ²	.64	.72
Observations	31,101	31,101
	Time Effects	Time, Country Effects

Regressand is log of bilateral trade in real American dollars at 5-year intervals.

OLS estimates; robust standard errors in parentheses.

Tabell A3

Table 2: Impact of Currency Unions on Trade and Welfare using Anderson-van Wincoop

	% Trade Increase	% Welfare Increase
EMU for current (11) members	58 (12)	11.1 (3.9)
EMU + Greece	59 (12)	11.1 (3.0)
EMU + UK	44 (9)	13.8 (3.6)
EMU for all (15) EU members	40 (8)	14.4 (3.8)
Argentina dollarizes	132 (37)	1.7 (0.5)
Ecuador dollarizes	106 (26)	4.5 (1.4)
Mexico dollarizes	53 (13)	12.4 (3.8)
Canada dollarizes	38 (9)	15.3 (4.3)
Mexico and Canada dollarize	27 (8)	18.4 (5.3)
New Zealand + Australia	125 (35)	2.0 (0.6)
Israel + Palestine	62 (12)	10.1 (2.9)
Existing currency unions	91 (22)	5.0 (1.2)
World monetary union	10 (2)	21.3 (5.1)

Standard errors recorded in parentheses.

Liste A1. Land i valutaunion, datasettet til Glick og Rose (2001)

Currency Union Members		End			
Antigua And Barbuda	Barbados	1975	Bhutan	Pakistan	1988
Antigua And Barbuda	Dominica	ongoing	Botswana	Lesotho	1977
Antigua And Barbuda	Grenada	ongoing	Botswana	Swaziland	1977
Antigua And Barbuda	Guyana	1971	Brunei Darussalam	Malaysia	1971
Antigua And Barbuda	Montserrat	ongoing	Brunei Darussalam	Singapore	ongoing
Antigua And Barbuda	St. Kitts&Nevis	ongoing	Burma(Myanmar)	India	1988
Antigua And Barbuda	St.Lucia	ongoing	Burma(Myanmar)	Pakistan	1971
Antigua And Barbuda	St.Vincent&Gren	ongoing	Cameroon	Benin	ongoing
Antigua And Barbuda	Trinidad&Tobago	1978	Cameroon	Burkina Faso	ongoing
Aruba	Netherlands Antilles	ongoing	Cameroon	Central African Rep.	ongoing
Aruba	Suriname	1994	Cameroon	Chad	ongoing
Australia	Kiribati	ongoing	Cameroon	Comoros	1994
Australia	Nauru	ongoing	Cameroon	Congo, Rep. Of	ongoing
Australia	Solomon Islands	1979	Cameroon	Cote D'ivoirie (Ivory Coast)	ongoing
Australia	Tonga	1991	Cameroon	Equatorial Guinea	ongoing
Australia	Tuvalu	ongoing	Cameroon	Gabon	ongoing
Bangladesh	India	1974	Cameroon	Guinea	1989
Barbados	Dominica	1975	Cameroon	Guinea-Bissau	ongoing
Barbados	Grenada	1975	Cameroon	Madagascar	1982
Barbados	Guyana	1971	Cameroon	Mali	ongoing
Barbados	Montserrat	1975	Cameroon	Mauritania	1974
Barbados	St. Kitts&Nevis	1975	Cameroon	Niger	ongoing
Barbados	St.Lucia	1975	Cameroon	Reunion	1978
Barbados	St.Vincent&Gren	1975	Cameroon	Senegal	ongoing
Barbados	Trinidad&Tobago	1975	Cameroon	Togo	ongoing
Belgium	Burundi	1984	Central African Rep.	Benin	ongoing
Belgium	Congo, Dem. Rep. Of (Zaire)	1981	Central African Rep.	Burkina Faso	ongoing
Belgium	Rwanda	1986	Central African Rep.	Chad	ongoing
Belgium-Luxembourg	Burundi	1984	Central African Rep.	Comoros	1994
Belgium-Luxembourg	Congo, Dem. Rep. Of (Zaire)	1981	Central African Rep.	Congo, Rep. Of	ongoing
Belgium-Luxembourg	Rwanda	1986	Central African Rep.	Cote D'ivoirie (Ivory Coast)	ongoing
Benin	Burkina Faso	ongoing	Central African Rep.	Equatorial Guinea	ongoing
Benin	Cote D'ivoirie (Ivory Coast)	ongoing	Central African Rep.	Gabon	ongoing
Benin	Equatorial Guinea	ongoing	Central African Rep.	Guinea	1989
Benin	Gabon	ongoing	Central African Rep.	Guinea-Bissau	ongoing
Benin	Guinea	1989	Central African Rep.	Madagascar	1982
Benin	Guinea-Bissau	ongoing	Central African Rep.	Mali	ongoing
Benin	Madagascar	1982	Central African Rep.	Mauritania	1974
Benin	Mali	ongoing	Central African Rep.	Niger	ongoing
Benin	Mauritania	1974	Central African Rep.	Reunion	1978
Benin	Niger	ongoing	Central African Rep.	Senegal	ongoing
Benin	Reunion	1978	Chad	Togo	ongoing
Benin	Senegal	ongoing	Chad	Benin	ongoing
Benin	Togo	ongoing	Chad	Burkina Faso	ongoing
Bhutan	India	ongoing	Chad	Comoros	1994
			Chad	Congo, Rep. Of	ongoing

Chad	Cote D'ivoire (Ivory Coast)	ongoing	Cote D'ivoire (Ivory Coast)	Togo	ongoing
Chad	Equatorial Guinea	ongoing	Denmark	Faeroe Islands	ongoing
Chad	Gabon	ongoing	Denmark	Greenland	ongoing
Chad	Guinea	1989	Djibouti	Benin	1949
Chad	Guinea-Bissau	ongoing	Djibouti	Burkina Faso	1949
Chad	Madagascar	1982	Djibouti	Cameroon	1949
Chad	Mali	ongoing	Djibouti	Central African Rep.	1949
Chad	Mauritania	1974	Djibouti	Chad	1949
Chad	Niger	ongoing	Djibouti	Comoros	1949
Chad	Reunion	1976	Djibouti	Congo, Rep. Of	1949
Chad	Senegal	ongoing	Djibouti	Cote D'ivoire (Ivory Coast)	1949
Chad	Togo	ongoing	Djibouti	Gabon	1949
Comoros	Benin	1994	Djibouti	Guinea	1949
Comoros	Burkina Faso	1994	Djibouti	Madagascar	1949
Comoros	Congo, Rep. Of	1994	Djibouti	Mali	1949
Comoros	Cote D'ivoire (Ivory Coast)	1994	Djibouti	Mauritania	1949
Comoros	Equatorial Guinea	1994	Djibouti	Niger	1949
Comoros	Gabon	1994	Djibouti	Reunion	1949
Comoros	Guinea	1989	Djibouti	Senegal	1949
Comoros	Madagascar	1982	Djibouti	Togo	1949
Comoros	Mali	1994	Dominica	Grenada	ongoing
Comoros	Mauritania	1974	Dominica	Guyana	1971
Comoros	Niger	1994	Dominica	Montserrat	ongoing
Comoros	Reunion	1976	Dominica	St. Kitts&Nevis	ongoing
Comoros	Senegal	1994	Dominica	St. Lucia	ongoing
Comoros	Togo	1994	Dominica	St. Vincent&Gren	ongoing
Congo, Rep. Of	Benin	ongoing	Dominica	Trinidad&Tobago	1976
Congo, Rep. Of	Burkina Faso	ongoing	Equatorial Guinea	Burkina Faso	ongoing
Congo, Rep. Of	Cote D'ivoire (Ivory Coast)	ongoing	Equatorial Guinea	Cote D'ivoire (Ivory Coast)	ongoing
Congo, Rep. Of	Equatorial Guinea	ongoing	Equatorial Guinea	Gabon	ongoing
Congo, Rep. Of	Gabon	ongoing	Equatorial Guinea	Guinea-Bissau	ongoing
Congo, Rep. Of	Guinea	1989	Equatorial Guinea	Mali	ongoing
Congo, Rep. Of	Guinea-Bissau	ongoing	Equatorial Guinea	Niger	ongoing
Congo, Rep. Of	Madagascar	1982	Equatorial Guinea	Senegal	ongoing
Congo, Rep. Of	Mali	ongoing	Equatorial Guinea	Togo	ongoing
Congo, Rep. Of	Mauritania	1974	France	Algeria	1969
Congo, Rep. Of	Niger	ongoing	France	French Guiana	ongoing
Congo, Rep. Of	Reunion	1976	France	Guadeloupe	ongoing
Congo, Rep. Of	Senegal	ongoing	France	Martinique	ongoing
Congo, Rep. Of	Togo	ongoing	France	Morocco	1959
Cote D'ivoire (Ivory Coast)	Burkina Faso	ongoing	France	Reunion	ongoing
Cote D'ivoire (Ivory Coast)	Madagascar	1982	France	St. Pierre&Miquelon	ongoing
Cote D'ivoire (Ivory Coast)	Mali	ongoing	France	Tunisia	1958
Cote D'ivoire (Ivory Coast)	Mauritania	1974	Gabon	Burkina Faso	ongoing
Cote D'ivoire (Ivory Coast)	Niger	ongoing	Gabon	Cote D'ivoire (Ivory Coast)	ongoing
Cote D'ivoire (Ivory Coast)	Reunion	1976	Gabon	Guinea	1969
Cote D'ivoire (Ivory Coast)	Senegal	ongoing	Gabon	Guinea-Bissau	ongoing

Gabon	Madagascar	1982	Madagascar	Burkina Faso	1982
Gabon	Mali	ongoing	Madagascar	Mali	1982
Gabon	Mauritania	1974	Madagascar	Mauritania	1974
Gabon	Niger	ongoing	Madagascar	Niger	1982
Gabon	Reunion	1976	Madagascar	Reunion	1976
Gabon	Senegal	ongoing	Madagascar	Senegal	1982
Gabon	Togo	ongoing	Madagascar	Togo	1982
Gambia	Ghana	1985	Malawi	Zambia	1987
Gambia	Nigeria	1987	Malawi	Zimbabwe	1987
Gambia	Sierra Leone	1985	Malaysia	Singapore	1971
Ghana	Nigeria	1985	Maldives	Mauritius	1987
Ghana	Sierra Leone	1985	Maldives	Pakistan	1971
Grenada	Guyana	1971	Mali	Burkina Faso	ongoing
Grenada	Montserrat	ongoing	Mali	Mauritania	1974
Grenada	St. Kitts&Nevis	ongoing	Mali	Niger	ongoing
Grenada	St.Lucia	ongoing	Mali	Reunion	1976
Grenada	St.Vincent&Gren	ongoing	Mali	Senegal	ongoing
Grenada	Trinidad&Tobago	1976	Mali	Togo	ongoing
Guinea	Burkina Faso	1989	Mauritania	Burkina Faso	1974
Guinea	Cote D'ivorie (Ivory Coast)	1989	Mauritania	Niger	1974
Guinea	Madagascar	1989	Mauritania	Reunion	1974
Guinea	Mali	1989	Mauritania	Senegal	1974
Guinea	Mauritania	1989	Mauritania	Togo	1974
Guinea	Niger	1989	Mauritius	Seychelles	1976
Guinea	Reunion	1989	Montserrat	St. Kitts&Nevis	ongoing
Guinea	Senegal	1989	Montserrat	St.Lucia	ongoing
Guinea	Togo	1989	Montserrat	St.Vincent&Gren	ongoing
Guinea-Bissau	Burkina Faso	ongoing	Montserrat	Trinidad&Tobago	1976
Guinea-Bissau	Cote D'ivorie (Ivory Coast)	ongoing	Netherlands Antilles	Suriname	1994
Guinea-Bissau	Mali	ongoing	New Caledonia	French Polynesia	ongoing
Guinea-Bissau	Niger	ongoing	New Caledonia	Vanuatu	1971
Guinea-Bissau	Senegal	ongoing	New Caledonia	Wallis & Futuna	ongoing
Guinea-Bissau	Togo	ongoing	New Zealand	Samoa	1987
Guyana	Montserrat	1971	Niger	Burkina Faso	ongoing
Guyana	St. Kitts&Nevis	1971	Niger	Reunion	1976
Guyana	St.Lucia	1971	Niger	Senegal	ongoing
Guyana	St.Vincent&Gren	1971	Niger	Togo	ongoing
Guyana	Trinidad&Tobago	1971	Nigeria	Sierra Leone	1985
India	Maldives	1986	Oman	India	1970
India	Mauritius	1986	Pakistan	Mauritius	1987
India	Pakistan	1986	Pakistan	Seychelles	1987
India	Seychelles	1986	Portugal	Angola	1976
Kenya	Somalia	1971	Portugal	Cape Verde	1977
Kenya	Tanzania	1978	Portugal	Guinea-Bissau	1977
Kenya	Uganda	1978	Portugal	Mozambique	1977
Kuwait	India	1981	Portugal	Sao Tome & Principe	1977
Lesotho	Swaziland	ongoing	Qatar	India	1986

Qatar	United Arab Emirates	ongoing	United Kingdom	Iraq	1967
Reunion	Burkina Faso	1976	United Kingdom	Ireland	1979
Reunion	Senegal	1976	United Kingdom	Israel	1954
Reunion	Togo	1976	United Kingdom	Jamaica	1969
Senegal	Burkina Faso	ongoing	United Kingdom	Jordan	1967
Senegal	Togo	ongoing	United Kingdom	Kenya	1967
Somalia	Tanzania	1971	United Kingdom	Kuwait	1967
Somalia	Uganda	1971	United Kingdom	Libya	1967
South Africa	Botswana	1977	United Kingdom	Malawi	1971
South Africa	Lesotho	ongoing	United Kingdom	Malta	1971
South Africa	Swaziland	ongoing	United Kingdom	New Zealand	1967
Spain	Equatorial Guinea	1969	United Kingdom	Nigeria	1967
Sri Lanka	India	1966	United Kingdom	Oman	1971
Sri Lanka	Pakistan	1967	United Kingdom	Samoa	1967
St. Kitts&Nevis	St.Lucia	ongoing	United Kingdom	Sierra Leone	1965
St. Kitts&Nevis	St.Vincent&Gren	ongoing	United Kingdom	Somalia	1967
St. Kitts&Nevis	Trinidad&Tobago	1976	United Kingdom	South Africa	1981
St. Pierre&Miquelon	Benin	1976	United Kingdom	St. Helena	ongoing
St. Pierre&Miquelon	Burkina Faso	1976	United Kingdom	Tanzania	1967
St. Pierre&Miquelon	Cameroon	1976	United Kingdom	Uganda	1967
St. Pierre&Miquelon	Central African Rep.	1976	United Kingdom	Yemen, P.D.R.	1972
St. Pierre&Miquelon	Chad	1976	United Kingdom	Yemen, Republic Of	1972
St. Pierre&Miquelon	Comoros	1976	United Kingdom	Zambia	1967
St. Pierre&Miquelon	Congo, Rep. Of	1976	United Kingdom	Zimbabwe	1967
St. Pierre&Miquelon	Cote D'Ivoire (Ivory Coast)	1976	United States	American Samoa	ongoing
St. Pierre&Miquelon	Djibouti	1949	United States	Bahamas	ongoing
St. Pierre&Miquelon	Gabon	1976	United States	Belize	1949
St. Pierre&Miquelon	Guinea	1969	United States	Bermuda	ongoing
St. Pierre&Miquelon	Madagascar	1976	United States	Dominican Rep.	1965
St. Pierre&Miquelon	Mali	1976	United States	Guam	ongoing
St. Pierre&Miquelon	Mauritania	1974	United States	Guatemala	1966
St. Pierre&Miquelon	Niger	1976	United States	Liberia	ongoing
St. Pierre&Miquelon	Reunion	1976	United States	Panama	ongoing
St. Pierre&Miquelon	Senegal	1976	Vanuatu	French Polynesia	1971
St. Pierre&Miquelon	Togo	1976	Vanuatu	Wallis & Futuna	1971
St.Lucia	St.Vincent&Gren	ongoing	Wallis & Futuna	French Polynesia	ongoing
St.Lucia	Trinidad&Tobago	1976	Yemen, P.D.R.	India	1951
St.Vincent&Gren	Trinidad&Tobago	1976	Yemen, P.D.R.	Kenya	1972
Tanzania	Uganda	1978	Yemen, P.D.R.	Somalia	1971
Togo	Burkina Faso	ongoing	Yemen, P.D.R.	Tanzania	1972
United Kingdom	Bahamas	1966	Yemen, P.D.R.	Uganda	1972
United Kingdom	Bermuda	1970	Yemen, Republic Of	India	1951
United Kingdom	Cyprus	1972	Yemen, Republic Of	Kenya	1972
United Kingdom	Falkland Islands	ongoing	Yemen, Republic Of	Somalia	1971
United Kingdom	Gambia	1971	Yemen, Republic Of	Tanzania	1972
United Kingdom	Ghana	1965	Yemen, Republic Of	Uganda	1972
United Kingdom	Gibraltar	ongoing	Zimbabwe	Zambia	1967

