

Effekten av en nasjons valutavalg på utenrikshandelen

Jurgita Januleviciute, Hans-Martin Straume og Erling Vårdal*

1 INNLEDNING

Et land kan fremme utenrikshandelen på flere måter. Mest direkte er å opprette handelsavtaler eller søke om medlemskap i en handelsunion. En annen måte er å gå inn i en valutaunion, noe som vil kunne fremme handel siden valutakursusikkerheten blir borte.

At medlemskap i en handelsunion fremmer handelen til andre medlemmer i unionen, finnes det et solid empirisk belegg for. Om landets totalhandel fremmes er imidlertid usikkert, siden tredjelandseffekten kan være negativ. Svaret her vil naturlig nok være avhengig av størrelsen på handelsunionen.

Valutaunioners virkning på handel har det vært en rekke undersøkelser på det siste tiåret. En detaljert undersøkelse er Rose (2000). Han fant at å bli medlem i en valutaunion gir en tredobling i handelen. Rose sin artikkel har reist til dels hissige debatt i faglitteraturen. Men selv om innvendingene har vært krasse, har senere undersøkelser støttet resultatet. Kanskje ikke størrelsen på effekten, men at det er en slik effekt er det få som bestrider.

Det har imidlertid vist seg vanskelig å få verifisert empirisk at valutakursusikkerhet virker negativt på handel. Selv om de fleste studier viser en negativ effekt, er den ikke alltid signifikant. Resultatene en får påvirkes av hvilke land som studeres og tidsperioden det sees på. Dessuten viser det seg ofte at resultatene er følsomme for de økonometriske teknikkene som velges.

I denne artikkelen skal vi undersøke nærmere hva valutakursusikkerhet, felles valuta og handelsavtaler betyr for handelen mellom land som betyr mye for Norge. Landene inkluderer samtlige vesteuropeiske land. I tillegg har vi tatt med Japan og USA. Landene har noenlunde samme per capita inntekt og utgjør slik sett en homogen gruppe. Tidsperioden vi har valgt er 1961 til 2004, som er det siste året vi har et komplett datasett for. Vi får således dekket fastkursperioden på 60-tallet hvor landene inngikk i fastkurssamarbeidet innenfor Bretton-Woods. På 70-tallet hadde de fleste flytkurs, men siden samtlige euro-land inngår i vårt datasett dominerer fastkurs i siste del av observasjonsperioden. På handelsområdet har vi gjennom tidsperioden hatt EU, EFTA og EØS-avtalen. Av våre undersøkelsesland har 5 vært EU-medlemmer i hele perioden, og i løpet av perioden kom det 9 nye land til. Vedrørende EFTA var Norge, Sverige, Sveits og Østerrike med fra 1960 til 1995, og Norge og Sveits etter 1995.

I det neste avsnittet gir vi en kort oversikt over den empiriske litteraturen rundt faktorer som påvirker handel. Litteraturen er omfattende, og har vært økende spesielt det siste tiåret. Det har sammenheng med at området ligger vel til rette for bruk av de nyere paneldatateknikkene, som først de siste desenniene er blitt fullt utviklet. Et nært beslektet område er litteraturen rundt kjøpekraftsparitet. Empiriske undersøkelser rundt handelsfaktorer og kjøpekraftsparitet er så nær

* Januleviciute, Straume og Vårdal er i rekkefølge stipendiat ved institutt for økonomi, UiB, høyskolelektor ved Handelshøyskolen BI og professor ved institutt for økonomi, UiB. Vi vil takke Arild Aakvik, UiB, for grundige kommentarer til en tidligere versjon av denne artikkelen.

beslektet at de ikke bare kan betraktes som søsken, men tvillinger. I avsnitt 3 spesifiserer vi ligningen som estimeres samt de variabler som inngår i undersøkelsen. Resultatene blir presentert i avsnitt 4, mens det siste avsnittet gir konklusjoner.

2 LITTERATUROVERSIKT

Et forhold vi vil fokusere er om usikkerhet i valutakurs påvirker handel mellom land. Dette er komplisert fordi handelen mellom land også påvirkes av andre forhold, først og fremst av hvor rike land er og avstanden mellom land (transportkostnader). Standardmodellen for å analysere faktorer som påvirker handel mellom land er gravitasjonsmodellen. Her postuleres det at handel mellom to land er økende i produktet av BNP-nivåene i de to landene og avtagende i avstanden mellom landene. En mye referert artikkel er McCallum (1995), som bruker gravitasjonsmodellen til å studere handelen mellom 10 provinser i Canada. I tillegg studeres handelen mellom 30 stater i USA og de 10 Canada-provinsene. Dataene består av import og eksport for hvert provinspar og eksport og import mellom hver av de ti provinsene og hver av de 30 statene. Modellen har stor empirisk forklaringskraft, og resultatene er interessante. For det første finner han at inntekt er en viktig forklaringsvariabel.¹ McCallum finner videre en kraftig distanse-effekt: Nære provinser handler langt mer med hverandre enn fjerne. Handelen påvirkes også av om den må passere en grense. McCallum sammenligner handelen mellom to kanadiske provinser med handelen mellom en kanadisk provins og en amerikansk stat, med lik parvis distanse. Han finner at handelen mellom de to kanadiske provinsene er mer enn 20 ganger større enn mellom den kanadiske provinsen og den amerikanske staten, dvs. en betydelig grensepasseringseffekt. McCallums analyse er senere blitt kritisert, blant annet av Anderson og Wincoop (2003). Hovedresultatene er imidlertid blitt stående, selv om de fleste bestrider størrelsen på grensepasseringseffekten.

I tillegg til BNP og avstand er variabler som fellesspråk og kulturelle likheter blitt inkludert i gravitasjonsmodellen. I en kjent og velskrevet artikkel av Rose (2000), undersøkes virkningen av fellesvaluta og variasjon i valutakurs på handel. Det viktigste funnet var at land med fellesvaluta handler tre ganger mer med hverandre enn land med ulik valuta. Mens reduksjon i valutakursvolatilitet også gir økt handel, er effekten av fellesvaluta mye større. Datasettet Rose bruker er svært detaljrikt. Det har 33903 bilaterale handelsobservasjoner som går over fem forskjellige år: 1970, 1975, 1980, 1985 og 1990. Roses arbeid er blitt kraftig kritisert, for eksempel av Baldwin (2005) og Silva og Tenreyro (2003). Blant annet er det pekt på at «3-anslaget» på handel er altfor høyt. Kritikerne har fremhevet at i Roses datasett utgjør kun 1 % av observasjonene landpar med fellesvaluta. De fleste av disse er små fattige land.

Når det gjelder virkningen av valutakursvolatilitet på handel er virkningen langt fra så entydig som for fellesvaluta. Clark, Tamirisa, Wei, Sadikov og Zeng, alle fra forskningsavdelingen i IMF, har i en rapport fra 2004 gitt en oversikt over de viktigste bidragene på området. I tillegg har de selv foretatt en omfattende studie ved å bruke et paneldatasett som dekker 178 IMF medlemsland i tidsperioden 1975-2000. De finner en negativ (men liten) virkning mellom variasjon i valutakurs og handel. Sammenhengen synes ikke å være særlig robust.

Selv om sammenhengen er liten for velutviklede land er den kraftigere for u-land. Caballero og Corbo (1989) ser på seks utviklingsland: Chile, Colombia, Peru, Filippinene, Thailand og Tyrkia, og finner en sterk negativ effekt av valutakursusikkerhet på handel selv på kort sikt: En 5 prosentpoengs økning i valutakursusikkerhet i Chile vil føre til 10 % reduksjon i eksport. Resultater er enda sterkere for Thailand og Tyrkia, der en slik økning vil føre til 30 % reduksjon i eksport. Forskjellen en får mellom u-land og velutviklede land innbyr selvfølgelig til følgende

¹ McCallum oppgir ikke hvor signifikant inntektseffekten er. Andre studier på området rapporterer en svært signifikant inntektseffekt.

refleksjon: Så lenge de finansielle markedene er utviklet, med muligheter til å inngå termin-, futures- og opsjonskontrakter i valuta betyr valutakursfluktuasjoner lite.

Når det gjelder handelsavtaler er dette blant annet blitt undersøkt av Glick og Rose (2002), Clark et al. (2004) og Tenreyro (2006). Alle finner en signifikant effekt. I enkelte undersøkelser skilles handelsvirkningen mellom avtaleland fra virkningen på handelen med land som står utenfor avtalen, den såkalte tredjelandseffekten. Den siste effekten viser seg å være usikker. For å ta et par eksempler: Jurn og Park (2002) måler virkningen på handelen fra Søramerika til USA og Canada ved inngåelsen av Mercosur-avtalen i 1991. De finner at Nordamerikahandelen øker som følge av Mercosur, mao. en positiv tredjelandseffekt. I en nyere studie ser Yong og Djiofack-Zebaze (2008) på liberaliseringen i handelen mellom Kina og EU/USA. De finner at den økte handelen mellom disse landene har gått på bekostning av handelen mellom EU/USA og afrikanske land. Vi fremhever følgelig at fortegnet på tredjelandseffekten, slik den er målt i litteraturen, er ubestemt.

Som nevnt innledningsvis eksisterer det en omfattende litteratur på hvordan priser samvarierer mellom regioner (land). En kjent artikkel er Engel og Rogers (1996). De ser på om priser utvikler seg likt mellom byer i USA og Canada. Til sammen konstrueres det 228 kombinasjoner av byer fra de to landene. De finner en høy samvariasjon i priser mellom nære byer. Men samvariasjonen går ned med økende distanse. Analysen viser også at når man krysser en grense mellom to land reduseres samvariasjonen betraktelig, dvs. det samme resultatet som McCallum finner for handel.

Det finnes et vell av artikler som forfiner de økonometriske teknikkene og inkluderer andre landområder, eksempelvis Engel og Rogers (2001) og Parsley og Wei (2001). Det eksisterer også flere artikler på europeiske forhold som kommer frem til lignende resultater som de for Canada og USA, for eksempel Beck og Weber (2001). Beck og Weber finner at det er høy samvariasjon i priser mellom byer fra samme land. Dette gjelder så vel under European Exchange Rate Mechanism (ERM)² og endres ikke signifikant under den økonomiske og monetære unionen (ØMU). Men for samvariasjonen mellom land er historien en annen. Denne er forholdsvis lav under ERM-perioden, men øker dramatisk når den nominelle valutakursusikkerheten elimineres som et resultat av ØMU. Resultatene tyder på at ØMU har ført til en høyere markedsintegrasjon både innad i og mellom medlemslandene. Disse resultatene stemmer godt med de Rose fant.

3 UNDERSØKELSEN

Vi tar utgangspunkt i den enkleste versjonen av gravitasjonsmodellen, som sier at handelen mellom land i og j , H_{ij} , er avhengig av inntektsnivåene, Y_i og Y_j , og avstanden D_{ij} mellom de to landene:

$$(1) \quad H_{ij} = (Y_i Y_j)^a (D_{ij})^\beta.$$

Siden en forventer at handelen øker med inntekten, er a positiv, mens avstand teller negativt, dvs. $\beta < 0$. Vi estimerer (1) på logaritmeform, og inkluderer andre variabler.

$$(2) \quad \log(H_{ij}(s)) = a [\log(Y_i(s)) + \log(Y_j(s))] + \beta(\log(D_{ij})) + \lambda[(SD_{ij}(s))] + y(FV_{ij}(s)) + A_{ij}(s) \\ i, j = 1, 2, \dots, 17; \quad s = 1, 2, \dots, 9.$$

Indeksene i og j spesifiserer som nevnt land. Som vil bli forklart senere står indeksen s for tidsperiode. Vi er spesielt interessert i valutakursusikkerhet, som vi måler med variasjon i reell

² Startet opp i 1979.

valutakurs, SD_{ij} . Valutakursusikkerhet teller negativt for handel, dvs. λ er forventet å være negativ. Fellesvaluta er målt ved dummyvariabelen FV_{ij} . Fellesvaluta gir nødvendigvis lav valutakursusikkerhet (mot fellesvalutalandet), men dette blir fanget opp via SD_{ij} . Dummyvariabelen FV_{ij} fanger derfor opp utslag utover dette, eksempelvis ved at fellesvaluta gir besparelser siden en unngår omveksling. Dessuten blir det lettere å foreta prissammenligninger mellom land. A_{ij} står for andre forhold, nærmere spesifisert i Tabell 1.

Tabell 1 Variabler som vi bruker til å forklare handel.

Variabel	Fortegn
Inntekt	+
Avstand	-
Valutakursvolatilitet	-
Felles valuta	+
Felles språk	+
Felles grense	+
Areal	+, -
EU	+
EFTA	+

I vår undersøkelse inngår følgende land: Belgia, Danmark, Finland, Frankrike, Tyskland, Hellas, Irland, Italia, Nederland, Norge, Portugal, Spania, Sverige, Sveits og Storbritannia. I tillegg har vi inkludert USA og Japan, til sammen 17 velutviklede økonomier.

Vi har samlet inn data fra 1961 og frem til 2004. Dataene er gruppert som fem års gjennomsnitt.³ Hovedgrunnen til dette femårsvalget er vår interesse for valutakursvolatilitet. Denne må estimeres innenfor observasjonsperiodene. For å få pålitelige estimater, må en ha perioder av en viss lengde. Det er vanlig med femårsintervaller i den type undersøkelse vi foretar. Vi får dermed 8 femårsintervaller i vår undersøkelsesperiode, i tillegg til et fireårsintervall.

I den perioden vi ser på har det skjedd mye på handels og valutaområdet. På handelsområdet har vi hatt EU, EFTA og EØS-avtalen. Av våre undersøkelsesland har 5 vært EU-medlemmer i hele perioden, og i løpet av perioden kom det 9 nye land til. Vedrørende EFTA var for eksempel Norge, Sverige, Sveits og Østerrike med fra 1961 til 1995, og Norge og Sveits etter 1995. På valutaområdet dekker vår undersøkelsesperiode Bretton-Woods på sekstitallet, slangesamarbeidet på syttitallet, ERM på åtti- og nittitallet og tilslutt eurosamarbeidet fra 2000. Vi har også hatt fellesvaluta mellom Irland og Storbritannia fra 1961 til 1979.

3.1 Variabelspesifikasjon

Handelen mellom to land er målt ved summen av eksport og importstrømmene.⁴ Eksporten fra et land til et annet, for eksempel fra land A til land B, er det to registreringer på: I land A som eksport, mens det i land B blir registrert som import. I prinsippet skal disse to målingene være lik, men av ulike grunner er de (noe) forskjellige. En vanlig fremgangsmåte er å ta gjennomsnittet av disse to. Det samme gjelder for importen til land A fra land B. Denne finnes det også

³ Siste periode 2001-2004 er et fireårs gjennomsnitt.

⁴ Handelsdata er hentet fra OECD-databasen som er oppgitt i litteraturlisten. Importverdiene er C.i.f., eksportverdiene er F.o.b.

to registreringer på, som det tas gjennomsnittet av. Fremgangsmåten er fulgt av Frankel (1997), Rose (2000), Glick og Rose (2001), Clark et al. (2004), og Tenreyro (2006). Det har vært litt diskusjon om hvilke type gjennomsnitt en skal bruke. Vi har fulgt en anbefaling av Baldwin (2005), som argumenterer for at det er riktigst å ta geometrisk gjennomsnitt.

Fra OECD-databasen som vi har tatt handelsdataene våre fra er både import og eksport oppgitt i nominelle dollar. Vi har omgjort disse til reelle størrelser, ved å dele på den amerikanske konsumprisindeksen. Dette er en vanlig prosedyre i litteraturen.⁵ Clark et al. (2004) deflaterer nominelle handelsverdier i dollar med amerikansk konsumprisindeks. Rose (2000), og Glick og Rose (2001) følger samme fremgangsmåte.

For de uavhengige variablene vil vi fremheve følgende kjennetegn:

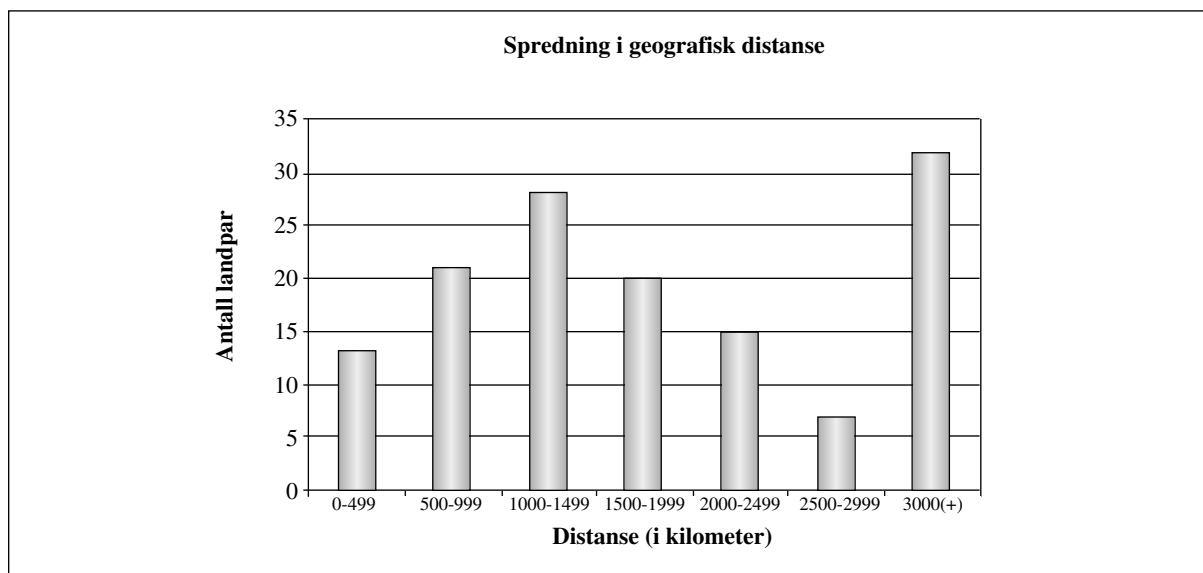
3.1.1 Inntekt

Vi tar utgangspunkt i nasjonale nominelle BNP-data i dollar. Tallene er gjort reelle ved å bruke BNP-deflator for USA.⁶

3.1.2 Avstand

Avstanden mellom to land er målt som korteste luftlinje mellom hovedstadene («as the crow flies»). Den korteste distansen i datasettet er 171 kilometer (Brussel og Amsterdam), mens den lengste er på 11.169 kilometer (Tokyo og Lisboa). Figur 1 viser at det er en jevn spredning i avstandsvariabelen. Den gjennomsnittlige geografiske distansen mellom landparene er 2909 kilometer.

Figur 1 Spredning i geografisk distanse.



Kilde: How far is it? <http://www.indo.com/distance/index.html>

⁵ I enkelte undersøkelser blir den avhengige variabelen konstruert ut i fra nominelle verdier, for eksempel Tenreyro (2006).

⁶ Tallene er hentet fra IMF's International Financial Statistics (IFS). Det er vanlig å bruke reelle BNP-verdier, se Rose (2000), Glick og Rose (2002), Clark et al. (2004).

3.1.3 Valutakursvolatilitet

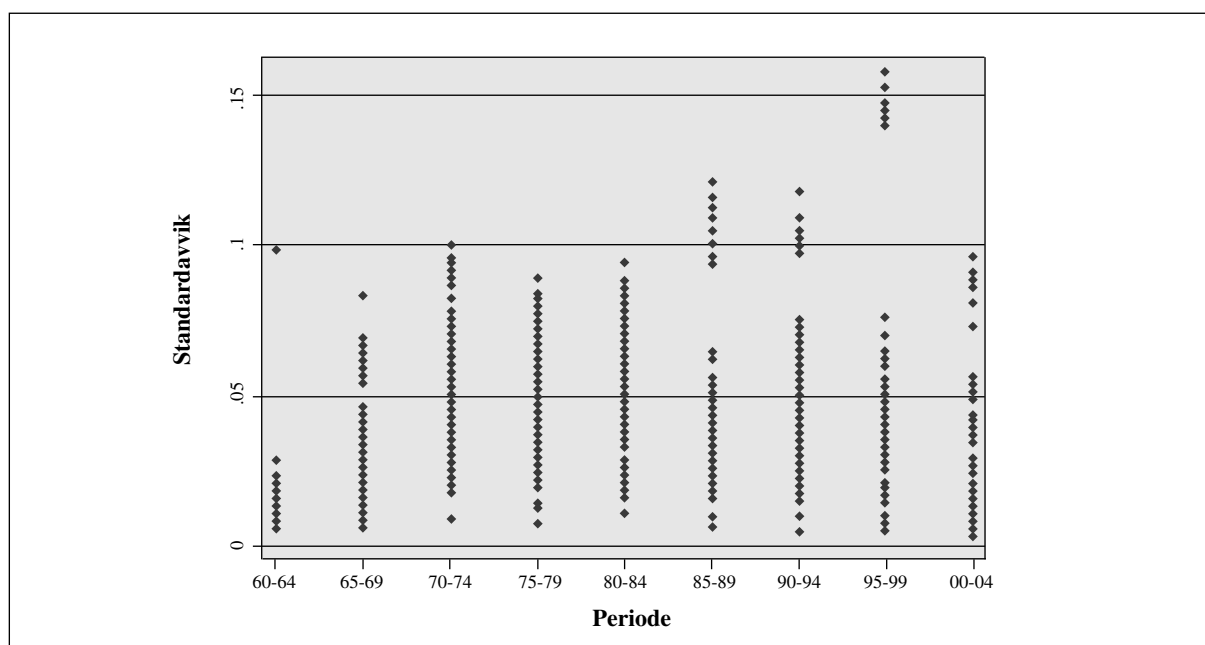
Vi har samlet inn kvartalsdata for konsumpriser og valutakurser fra 1961 frem til 4. kvartal 2004, til sammen 176 kvartal. Reell valutakurs mellom land i og j , $Q_i^j(t)$ er definert som:⁷

$$Q_i^j(t) = E_i^j(t)P^i(t) / P^j(t),$$

hvor t løper over kvartal ($t=1,2,\dots,176$). E_i^j er enheter av land j 's valuta per enhet av land i 's valuta. P^i er konsumprisindeksen i land i . Vi tar tilveksten til $\ln(Q_i^j(t))$, og får reelle depresieringsrater mellom land.

Variasjon i reelle valutakurser måler vi som standardavvik til de reelle depresieringsratene innenfor ikke-overlappende femårsperioder. Første femårsperiode dekker kvartalene i årene 1961-1965. Vi har til sammen 8 femårsperioder og 1 fireårsperiode. For hvert landpar har vi ni standardavvik: $SD_{ij}(s)$, $s=1, \dots, 9$. Siden vi har 136 landpar, har vi 1224 observasjoner på standardavvik. Disse er fremstilt i Figur 2.

Figur 2 Standardavvik depresieringsrater. Kvartalsvise rater.



Standardavvikene er sentrert rundt om lag 0,04, dvs. 4 prosent. Uttrykt pro anno blir det 16 prosent, altså relativt høye standardavvik. De øker noe gjennom de seks første periodene for deretter å tendere mot å synke. Vi ser også at det er en del «uteliggere» i dataene. «Uteliggeren» i den første perioden er standardavviket mellom pund og dollar. Standardavvikene rundt 15 prosent i perioden 1995-1999, stammer fra variasjon i reell valutakurs for USA mot alle europeiske land (sortert etter størrelse: Italia, Irland, UK, Portugal, Frankrike, Finland, Tyskland, Spania, Danmark, Hellas, Belgia, Nederland, Sverige, Norge og Sveits). Uteliggerne i de to foregående perioder skyldes også USA.

⁷ Nominelle valutakurser og prisindekser er hentet fra IMF's International Financial Statistics (IFS).

3.1.4 Felles valuta

10 av landene hadde euro som valuta i perioden 2001-2004. Dessuten fungerte irsk og engelsk pund som fellesvaluta i perioden 1961-79. Felles valuta er representert ved en dummyvariabel som tar verdien en dersom begge landene i landparet har samme valuta, og er null ellers.

3.1.5 Felles språk

Felles språk kan tenkes å påvirke handel positivt. Noen land har flere enn ett offisielt språk, som for eksempel Belgia. Her snakker 60 % prosent av befolkningen nederlandsk, 40 % snakker fransk og under 1 % snakker tysk. Variabler for felles språk får verdien 1 hvis det er en relativt stor andel av befolkningen som snakker språket. I eksempelet med Belgia velger vi å gi verdien 1 dersom innbyggerne i det andre landet snakker fransk eller nederlandsk, mens hvis de snakker tysk gis verdien 0.

3.1.6 Felles grense

Vi har definert grense ved at to land har landområder med fellesgrense, og variabelen er definert som en dummyvariabel.

3.1.7 Areal

For å kontrollere for landstørrelsen har vi brukt arealer for de ulike land. Variabelen er definert som produktet av landarealene.

3.1.8 Handelsavtaler⁸

Handelsavtaler er dekket ved to variabler. For det første har vi en variabel for om land er EU medlem eller ikke. I tillegg har vi også tatt med EFTA som en variabel.⁹ Dersom to land er med i EU eller EFTA, får dummyvariabelen verdien 1. Dersom kun et land i landparet er med i EU / EFTA, får dummyvariabelen verdien 0. Landene kan «plasseres» i en av fire grupper når det gjelder handelsavtaler: Land som kun har vært med i EU (for eksempel Frankrike, Tyskland, Italia), land som var med i EFTA før de ble med i EU (for eksempel Danmark, Portugal, Sverige), land som kun var med i EFTA og ikke EU (for eksempel Norge og Sveits), og land som ikke er med i EU eller EFTA (Japan og USA).

3.1.9 Utelatte variabler

I nyere undersøkelser er det vanlig å ta hensyn til ulike former for handelsbarrierer, som sees på som handelskostnader. Anderson og Wincoop (2003) tar hensyn til dette ved et selvkonstruert mål kalt *multilateral resistens*. Denne reflekterer bilaterale handelskostnader relativt til handelskostnader med alle andre potensielle handelspartnere. Mélitz (2005) bruker målet «remoteness» indeks. En økning i denne indeksen tolkes som en økning i multilateral resistens, noe som trekker i retning av innenrikshandel, dvs. mindre eksport. Mélitz finner at denne indeksen

⁸ Informasjonen om de ulike handelsavtalene er hentet fra Tenreyro (2006). I enkelte tilfeller har vi overprøvd hennes vurderinger. Tenreyro har satt startdato for EU til 1967, mens vi lar de Belgia, Frankrike, Italia, Nederland og Tyskland inngå som EU-medlemmer i hele undersøkelsesperioden.

⁹ Vi har også forsøkt å inkludere EØS-avtalen, som kom i 1994. Men siden alle EU-land og Norge er med i denne avtalen, betyr det at det kun er et landpar som ikke er med. Vi får derfor for lite variasjon i data for å kunne inkludere denne i data-settet.

slår lite ut for europeiske land. Vi har valgt å se bort fra dette forholdet siden de landene vi ser på består hovedsakelig av europeiske land.

4 RESULTATER

Vi skal estimere ligning (2). Dersom denne er korrekt spesifisert og Gauss–Markov-antakelsene er oppfylt, gir minste kvadrats metode (MKM) de beste estimatene. Men i denne type studier er faren for feilspesifikasjon stor, ikke minst på grunn av uobserverbar heterogenitet.¹⁰ Et alternativ til MKM er paneldatamodeller. Både fasteffekt- (FEM) og tilfældigeffektmodeller (TEM) er blitt benyttet i den refererte litteraturen.

Det viktigste som skiller FEM fra MKM, er at FEM inkluderer konstantledd som er spesifikke for hvert av landparene. Dette fanger opp uobserverbar heterogenitet. TEM avviker fra FEM ved at det antas at uobserverbare forhold har en stokastisk og normalfordelt struktur. Denne strukturen inkluderes som en del av feilleddet. Dermed er det viktig at de antatte egenskapene til feilleddet er realistisk, ellers gir TEM feilaktige resultater.

Glick og Rose (2002) fremhever at FEM er den beste måten å utnytte egenskaper i et panel-datasett. Spesielt fremhever de at FEM er mest robust mot endogenitetsproblemer. Og endogenitetsproblemer har vi i vår modell. Handelsavtaler og valutaunioner kan gi økt handel, men det kan jo like gjerne være slik at land som handler mye med hverandre ser sin nytte i å inngå handelsavtaler og inngå i valutaunioner. Samme er tilfelle for inntekt. Økt inntekt gir formodentlig økt handel. Men det kan jo også være slik at økt handel gir økt inntekt. Det siste forholdet går det for øvrig an å kontrollere for ved å la inntekt inngå tidsforskjøvet i estimeringen. TEM vurdert opp mot FEM lider av den svakhet at restleddsforutsetningene er strenge og vanskelig å oppfylle. FEM er derfor vurdert som mer robust enn TEM.

Et problem en kan ha i en undersøkelse som vår er multikollinearitet mellom de uavhengige variablene. Dette problemet er imidlertid redusert ved at vi har observasjoner som er basert på femårs gjennomsnitt. Korrelasjonskoeffisientene, oppgitt i Tabell A2.2 i Appendix 2, er som forventet små og gir derfor ingen grunn til bekymring.

Vi har estimert (2) ved hjelp av alle de tre beskrevne metodene. Av grunner som er nevnt, legger vi mest vekt på FEM. Tabell 2 gir resultatene fra FEM-estimeringen.¹¹ Appendix 1, tabell A.1.1. gir en komplett rapportering både for FEM, TEM og MKM.

Fra resultatene som er ført inn i Tabell 2 ser vi at modellens forklaringskraft er god. Legg spesielt merke til at BNP inngår med solid signifikans. Når BNP øker med 1 %, øker handelen med 0,03 % alt annet likt.¹²

¹⁰ Hovedsvakheten med MKM er at metoden er lite robust ved fravær av handel. Dette problemet har ikke vi, siden alle land i utvalget har handlet med hverandre. Den vanligste måten å behandle nullverdier på har vært å ekskludere par som ikke handler med hverandre, jfr. Frankel (1997). Framgangsmåten ble gjentatt av Rose (1999), Frankel og Rose (2001) og en del andre påfølgende studier som viser effekter av valutaunioner på handel. Tenreyro og Silva (2003) argumenterer for at det beste er å bruke Poisson-estimering. Vi har også forsøkt på dette men hadde problemer med å identifisere et globalt maksimumspunkt. Tobit og PML (Pseudo Maksimum Likelihood) er også brukt. Vi har også forsøkt PML, men fikk samme resultatene som med TEM.

¹¹ I tillegg til de variablene som er oppgitt i Tabell 1 er det inkludert tidsdummyer for femårsperiodene.

¹² BNP-koeffisienten kan virke foruroligende lav. Det er imidlertid vanlig at inntektskoeffisienten er lav når FEM nyttes som i undersøkelsen til Glick & Rose (2002), der BNP- estimatet er 0,05 og i Wall og Cheng (2005) der estimatet for hjemlandets BNP er 0,122. Når estimeringsmetode er MKM som i Rose (2000), er denne koeffisienten lik 0,8, mens i Clark et al. (2004) er denne lik 0,5.

Tabell 2 Handelsligningen estimert ved FEM

Regresjonskoeffisienter

Variabel	Koeffisient	t-verdi
Inntekt	0,03 ***	4,75
Valutakursvolatilitet	- 0,66*	- 1,96
Felles valuta	0,04	1,25
EU	0,15***	5,84
EFTA	0,04	0,65

Andre mål

Antall obeservasjoner	1224	
Antall grupper	136	
	Innenfor	0,49
R ²	Mellom	0,53
	Overalt	0,29
F(12,940)		74,68

*** betyr signifikant på 1% nivå, ** på 2,5% nivå, mens * betyr signifikant på 5% nivå.

Av spesiell interesse er valutakursusikkerhet, som inngår signifikant og med forventet fortegn. En 1 % økning i valutakursvariasjonen reduserer handelen med 0,66 %. Tidligere analyser viser varierende effekter. I Rose (2000) er koeffisienten -0,017, mens Tenreyro (2006) finner at effekten er på -0,358 når estimeringsmetoden er MKM. Vi finner altså en noe høyere effekt enn Rose og Tenreyro.

Fellesvaluta inngår med rett fortegn. Den er imidlertid ikke signifikant, og bør følgelig tolkes med forsiktighet. Estimert 0,04 sier at om to land har felles valuta, øker handelen med 4,1 %, ¹³ betydelig mindre enn det Rose finner. Det er imidlertid på sin plass å minne om at valutaunion-observasjonene er få. Bortsett fra valutaunionen mellom England og Irland fra 1960-1979, er alle fra de ti eurolandene i den siste tidsperioden. Dette utgjør 4 % av observasjonsmengden. Dessuten er nesten alle observasjonene plassert i en av de ni tidsperiodene. Dette er en ekstra grunn til å tolke valutaunionsresultatet med forsiktighet.

Legg merke til at EU variabelen slår kraftig ut. Om to land er med i EU, blir effekten på handelen 16,2 %. Virkningen av å være med i EFTA er betydelig mindre. Basert på disse resultatene er konklusjonen klar: Ifølge fasteffektmodellen teller handelsforhold som indre marked fire ganger mer for handel enn det å velge fellesvaluta.

Variabler som er tidsuavhengige, dvs. geografisk avstand, fellesgrense, fellesspråk og areal, inngår ikke direkte i FEM. De blir fanget opp indirekte gjennom de landparspesifikke konstantleddene. Disse variablene inngår imidlertid direkte når de to andre metodene blir benyttet, noe vi rapporterer i Tabell 3. Vi ser at avstand betyr mye for å forklare handel mellom land. Men også fellesspråk, fellesgrense og arealstørrelse inngår (svært) signifikant, uavhengig av estimeringsmetode.

¹³ Man finner prosentvis endring ved $e^{0,04} - 1 = 0,041$.

Tabell 3 *Handelsligningen estimert ved MKM og TEM.*

	TEM	MKM
Avstand	- 0,65***	- 0,69***
Felles språk	1,05**	0,79***
Felles grense	0,65*	0,33***
Areal	0,45***	0,09***

*** betyr signifikant på 1% nivå, ** på 2,5% nivå, mens * er signifikant på 5% nivå.

Geografisk avstand har statistisk signifikant og negativ innvirkning på handel. Når avstanden øker med 1 %, reduseres handelen med 0,65 % (TEM) og 0,69 % (MKM). Dette er et resultat som stemmer med det en tidligere har funnet. Wall og Cheng (2005) og Mélitz (2005) estimerer effekter til henholdsvis -1,25 og -1,03. Koeffisienten i Rose (2000) er -1,09.

Tabell 4 gir resultatene for avtaler på valuta- og handelsområdet. For valutakursvolatilitet ser vi at den slår signifikant ut og med forventet fortegn, så lenge vi bruker paneldata teknikker (FEM og TEM). I MKM er resultatet usignifikant og med feilt fortegn.

Spesielt interessant er det å legge merke til at EU-variabelen slår sterkt ut, uavhengig av estimeringsmetode. EFTA-variabelen slår ut med mindre koeffisient (to av tre tilfeller), og med mindre signifikans. Uavhengig av estimeringsmetode ser vi også at frihandelsområde a-là EU betyr mer for handel enn innføring av fellesvaluta.

Tabell 4: Resultater for valutakursusikkerhet og handelsavtaler

	FEM	TEM	MKM
<i>Valutakursusikkerhet</i>			
Valutakursvolatilitet	-0,66*	-0,86*	0,08
Felles valuta	0,04	0,08*	0,18*
<i>Handelsavtaler</i>			
EU	0,15***	0,14***	0,40***
EFTA	0,04	0,18***	0,27**

*** betyr signifikant på 1% nivå, ** på 2,5% nivå, mens * er signifikant på 5% nivå.

Vi har nevnt at det er potensielle endogenitetsproblemer i vår undersøkelse. Dette gjelder i alle fall for dummyvariablene som representerer handels- og valutaunioner, men også for inntektsvariabelen. Endogenitetsproblemet for den siste variabelen går det an å ta hensyn til ved å la den inngå tidsforskjøvet i undersøkelsen. Hvis resultatene endres lite som følge av dette, er det et tegn på at endogenitet ikke er et problem for den variabelen vi ser på. Og dette er faktisk tilfelle. Resultatene som er rapportert i Appendix 1, tabell A.1.2, endres lite som følge av at vi inkluderer tidsforskjøvet inntekt i stedet for samtidig inntekt.¹⁴

5 AVSLUTTENDE KOMMENTARER

Handel er viktig fordi det øker velferden i et samfunn. Det er således av interesse å undersøke faktorer som påvirker handelen positivt. Budskapet fra våre økonometriske tester er svært tyde-

¹⁴ Valutakursvolatiliteten inngår nå negativt uavhengig av estimeringsmetode. Den inngår imidlertid usignifikant for MKM, hvor dette var et problem.

lig: Samarbeid mellom land er viktig, det være seg i form av handels- eller valutaunioner. Spesielt variabler som vi bruker for å fange opp handelssamarbeid avsløres til å være meget signifikant. Også fellesvaluta synes å være viktig. Dette resultatet er imidlertid basert på få observasjoner, og må av denne grunn «tas med en klype salt».

La oss avslutningsvis presisere at andre forhold er relevant når en skal vurdere ønskeligheten av handels- og valutasamarbeid. Ta euronunionen som eksempel. Et kjent argument mot å innføre euro som valuta i Norge er asymmetriske sjokk mot euroland, noe som betyr at Norge har nytte av å føre en selvstendig pengepolitikk. Gevinsten ved økt handel kan således bli mer enn oppspist av kostnadene ved å oppgi en selvstendig pengepolitikk.

Et lignende eksempel er valutakursusikkerhet, som vi finner hemmer handel. Myndighetene kan redusere mye av denne usikkerhet ved å føre en fastkurspolitikk. Men en slik politikk-løsning er gått ut på dato, grunnet kostnader ved å måtte bruke pengepolitikken til å stabilisere valutakursen og ikke minst kostnader en kan få pga. aktørers spekulasjon. Men myndighetene kan få redusert valutakursusikkerheten selv under dagens norske flytkursregime. Poenget da er at valutakursstabilitet må inngå som et av de forholdene myndighetene tar hensyn til når de setter renten.

Selv om kostnadssiden må vurderes når handels- og valutasamarbeid skal vurderes, synes den positive handelseffekten å være udiskutabel.

Appendix 1: Regresjonsresultater

Tabell A1.1.

Variabler	Estimeringsmetode		
	FEM	TEM	MKM (Robuste standardavvik i parenteser)
Den avhengige variabelen: Inhandel			
lnbnp	0,03 ** (0,01)	0,06 ** (0,01)	0,55 ** (0,03)
sd	-0,66 * (0,34)	-0,86 * (0,40)	0,08 (1,27)
lnavstand		-0,65 ** (0,11)	-0,69 ** (0,03)
lnareal		0,45 ** (0,05)	0,09 ** (0,02)
fellspraak		1,05 ** (0,39)	0,79 ** (0,12)
fellgrense		0,65 * (0,32)	0,33 ** (0,08)
fellesval	0,04 (0,03)	0,07 * (0,04)	0,18 * (0,09)
EU	0,15 ** (0,02)	0,14 ** (0,03)	0,40 ** (0,07)
EFTA	0,04 (0,05)	0,18 ** (0,06)	0,27 ** (0,10)
y70	-0,06 ** (0,02)	0,42 ** (0,02)	0,06 (0,09)
y75	0,15 ** (0,02)	1,03 ** (0,03)	0,21 * (0,10)
y80	0,22 ** (0,03)	1,40 ** (0,04)	0,22 * (0,11)
y85	-0,10 ** (0,03)	1,35 ** (0,04)	0,39 ** (0,11)
y90	0,13 ** (0,03)	1,78 ** (0,04)	0,73 ** (0,16)
y95	0,10 ** (0,02)	1,89 ** (0,05)	0,23 (0,12)
y00	0,06 ** (0,02)	1,98 ** (0,06)	0,12 (0,13)
y04	-0,08 ** (0,02)	2,01 ** (0,06)	0,05 (0,13)
R²	Within = 0,49 Between = 0,53 Overall = 0,29	Within = 0,86 Between = 0,46 Overall = 0,546	0.81
Antall obs.(N)	1088	1224	1224

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

Tabell A1.2. Regresjonsresultater med tidsforskjøvet BNP

Variabler	Estimeringsmetode		
	FEM	TEM	MKM (Robuste standardavvik i parenteser)
Den avhengige variabelen: Inhandel			
lnbnplag	0,02** (0,01)	0,04 ** (0,01)	0,51 ** (0,03)
sd	-0,69 (0,35)	-1,36 ** (0,42)	-1,14 (1,35)
lnavstand		-0,60 ** (0,11)	-0,64 ** (0,03)
lnareal		0,45 ** (0,05)	0,11 ** (0,02)
fellspraak		1,01 ** (0,37)	0,84 ** (0,13)
fellgrense		(0,72)* (0,31)	0,36 ** (0,09)
fellesval	0,02 (0,03)	0,04 (0,05)	0,15 (0,10)
EU	0,12 ** (0,03)	0,18 ** (0,03)	0,43 ** (0,07)
EFTA	-0,01 (0,05)	0,18 ** (0,06)	0,09 (0,12)
y75	0,19 ** (0,02)	0,63 ** (0,02)	0,28 ** (0,09)
y80	0,24 ** (0,02)	1,01 (0,03)	0,27 ** (0,09)
y85	-0,13 ** (0,02)	0,89** (0,04)	-0,19 (0,10)
y90	0,11 ** (0,02)	1,35 ** (0,04)	0,45 ** (0,10)
y95	0,11 ** (0,02)	1,52 * (0,04)	0,55 ** (0,16)
y00	0,06 ** (0,02)	1,57 ** (0,05)	-0,03** (0,12)
y04	-0,07 (0,02)	1,60 ** (0,05)	-0,13 (0,13)
R²	Within = 0.54 Between = 0.36 Overall = 0.10	Within = 0.81 Between = 0.44 Overall = 0.50	0.78
Antall obs.(N)	952	1088	1088

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

Appendix 2: Statistiske kjennetegn**Tabell A2.1** Oppsummerende statistikk.

Variabel	Gjennomsnitt	Standardavvik
Inhandel	10,16	1,79
lnbnp	24,80	2,62
sd	0,04	0,03
Inavstand	7,51	0,97
lnareal	10,67	1,86
fellspraak	0,06	0,24
fellgrense	0,12	0,32
fellesval	0,07	0,25
EU	0,32	0,47
EFTA	0,04	0,20
Antall obs.	1224	

Tabell A2.2 Korrelasjon mellom forklaringsvariabler

	Handel	BNP	Valutakurs- volatilitet	Avstand	Areal	Felles språk	Felles grense	Felles valuta	EU
BNP	0,77								
SD	0,16	0,35							
Avstand	-0,18	0,29	0,37						
Areal	0,31	0,54	0,40	0,52					
Felles Språk	0,25	0,05	0,06	-0,22	-0,03				
Felles Grense	0,34	0,05	-0,17	-0,46	-0,04	0,49			
Felles valuta	0,16	0,09	-0,26	-0,11	-0,07	0,04	0,10		
EU	0,30	0,08	-0,29	-0,36	-0,26	0,001	0,14	0,38	
EFTA	-0,08	-0,14	-0,08	-0,09	-0,07	-0,05	0,04	-0,06	-0,14
N = 1224									

Litteratur:

Anderson, J. E. og E. V. Wincoop (2003). «Gravity With Gravitas: A Solution to the Border Puzzle», *American Economic Review*, Vol.93, s. 170-192.

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?.

Beck, G. og A. A. Weber (2001). «How wide are European Borders? New Evidence on the Integration Effects of Monetary Unions». Center For Financial Studies an der Johann

Wolfgang Goethe-Universität, Frankfurt Am Main.

Caballero, R.J. og I.V. Corbo (1989). «The Effect of Real Exchange Rate Uncertainty on Exports: Empirical Evidence.» *World Bank Economic Review* 3, s.263-78.

Clark, P. B., Tamirisa, N. og S-J. Wei, med Sadikov, A. og L. Zeng (2004): «Exchange Rate Volatility and Trade Flows – Some New Evidence», International Monetary Fond.

Engel, C. og J. H. Rogers (1996). «How wide is the border?», *American Economic Review*, Vol. 86, s.1112-1125.

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

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

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

Jurn, Iksu og Hong Y. Park (2002). «The Trade Effects on the Non-Member Countries of the Regional Integration: The Case of the Mercosur,» *Multinational Business Review*, Vol. 10, s. 23-33

McCallum, J. (1995). «National Borders Matter: Canada-U.S. Regional Trade Patterns», *American Economic Review*, Vol. 85, s. 615-62.

Méltiz, J. (2005). «North, South and Distance in the Gravity Model», Discussion Paper No.

5136, Centre for Economic Policy Research (CEPR).

Parsley, D. C. og S.-J. Wei (2001). «Explaining the Border Effect: The Role of Exchange Rate Variability, Shipping Costs and Geography», *Journal of International Economics*, Vol. 55,

s. 87 -105.

Rose, A. K. (2000). «One Money, One Market: The Effect of Common Currencies on Trade», *Economic Policy*, 15, s. 7-46.

Silva, S. og S. Tenreyro (2003). «Gravity-Defying Trade», *FRB Boston Working Paper* No. 03-1.

Tenreyro, S. (2006). «On the Trade Impact of Nominal Exchange Rate Volatility», Federal Reserve Bank of Boston.

Wall, H. J. and I.-H. Cheng (2005). «Controlling for Heterogeneity in Gravity Models of Trade», available at SSRN: <http://ssrn.com/abstract=234349>

Yong, He og Calvin Djiofack-Zebaze (2008). «The Impact of China's Exports on African Trade Performance,» CSAE Conference, St Catherine's College, Oxford

Statistical sources:

How Far Is It? Online – database for avstander mellom byer i ulike land.

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

International Monetary Fund

International Financial Statistics. Yearbook 2005, *International Monetary Fund*. Vol. LVIII.

International Financial Statistics. Yearbook 1995, *International Monetary Fund*. Vol. XLVIII.

International Financial Statistics. Yearbook 1980, *International Monetary Fund*.

International Financial Statistics. *Månedlige bøker for perioden 1961-1966*.

OECD

http://miranda.sourceoecd.org/vl=17256653/cl=41/nw=1/rpsv/statistic/s15_about.htm?jnlissn=16081218

Andre

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

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