

Ökar frihandelsavtalen Sveriges export?

– *En gravitationsstudie*

Do the free trade agreements increase Swedish export?

– *A gravity study*

Stefan Liderfelt
Nils Norell

Handledare: Roger Bandick

Titel

Ökar frihandelsavtalen Sveriges export?
- En gravitationsstudie

Författare

Liderfelt, Stefan
Norell, Nils

Handledare

Roger Bandick

Publikation

Kandidatuppsats i Nationalekonomi
Politics kandidatprogrammet vid Linköpings universitet
Kandidatnivå, 15 högskolepoäng
Vårterminen 2019

ISRN-nummer: LIU-IEI-FIL-G—19/02117—SE

Linköpings universitet
Institutionen för ekonomisk och industriell utveckling
www.liu.se

Sammanfattning

När det råder stora svårigheter att komma överens inom WTO för att liberalisera världshandeln och när den överväldigande delen av världens tillväxt beräknas ske utanför Europas gränser, är EU:s strategi att teckna bilaterala frihandelsavtal. Syftet med dessa avtal är att öka handel och stimulera tillväxt, vilket enligt handelsteorier ska påverka ett litet och omvärldsberoende land som Sverige. Tidigare studier om frihandelsavtal påvisar positiva effekter på handelsflöden, men det är mer oklart hur enskilda länder och Sveriges export påverkas. Syftet med denna studie är därför att empiriskt analysera om frihandelsavtal har haft en signifikant effekt på Sveriges export av varor under tidsperioden 1998-2017. För att empiriskt analysera effekten används paneldata och tre ekonometriska modeller som baseras på teoretiska bidrag ur gravitationsmodellen. Vår samlade bedömning baserad på de tre modellernas egenskaper och resultat är att vi utifrån denna studie inte kan säga om frihandelsavtal har haft en signifikant effekt på svensk varuexport under tidsperioden 1998-2017.

Abstract

The WTO strives to advance trade liberalization and the vast majority of the future global growth is expected to occur outside of Europe. The EU's strategy to face this development is to pass free trade agreements. The purpose of these agreements is to increase trade and stimulate growth, which according to trade theory, impacts a small and trade dependent country like Sweden. Previous research on free trade agreements shows positive effects on trade flows but it is rather uncertain how individual countries and Swedish export have been affected. The purpose of this study is therefore to empirically analyze whether free trade agreements have a significant effect on the Swedish export of goods during 1998-2017. To determine the effect panel data and three econometric models are used. The gravity model constitutes the theoretical basis of the inquiries. Our final judgement based on the three model characteristics and their result is that we cannot conclude whether free trade agreements has a significant effect on the Swedish export of goods during 1998-2017.

Förord

Vi vill rikta ett tack till vår handledare Roger Bandick för sitt engagemang och sina breda kunskaper inom nationalekonomi. Dina tydliga krav och förväntningar har bidragit till att vi sporrat oss själva och successivt höjt ambitionsnivån. Vi vill också rikta ett tack till Fredrik Gisselman och Hannes Jägerstedt på Kommerskollegium som bidragit med expertis inom frihandelsavtalsrelaterade frågor och ekonometri. Vidare vill vi också tacka Anne Dietrich vid Leuphana University Lüneberg som bistått med goda ekonometriska kunskaper. Slutligen vill vi tacka våra opponenter och övriga medstudenter som under arbetets gång har kommit med konstruktiv kritik.

Innehållsförteckning

1. Inledning	1
2. Bakgrund, teori och tidigare studier	3
2.1 Frihandelsavtal och effekter på export.....	4
2.2 Gravitationsmodellen och tidigare studier	5
3. Metod	9
3.1 Data.....	9
3.2 Modellspecifikation	10
4. Resultat och analys	14
5. Diskussion och slutsats	17
6. Litteraturförteckning.....	19
7. Appendix	23

1. Inledning

År 1948 formades det internationella samarbetsorganet The General Agreement on Tariffs and Trade (GATT), som numera ingår som huvudavtal inom World Trade Organization (WTO), med syftet att liberalisera världshandeln och förhandla fram tydliga multilaterala spelregler. Sedan dess har förhandlingarna inom WTO skett i olika förhandlingsrundor där den senaste avslutade Uruguayrundan (1994) sträckte sig över sju år och kom att sänka tullarna mellan medlemsländerna med 40 procent (Krugman et al., 2018). På senare år har dock förhandlingarna stagnerat. Den så kallade Doharundan har pågått sedan 2001 med förhandlingar präglade av både ineffektivitet och intressekonflikter, vilket orsakat svårigheter att ytterligare liberalisera världshandeln (Kommerskollegium¹, 2019:1). Som en konsekvens av detta har antalet frihandelsavtal – där länder och mellanstatliga organisationer sluter avtal som är mer omfattande än WTO:s handelsregler – ökat kraftigt (Pal, 2015).

Den organisation som gått i frontlinjen för ekonomisk integration och frihandelsavtal är den Europeiska Unionen. EU har utöver skapandet av den gemensamma inre marknaden slutit över 60 avtal med länder utanför unionen (EU-kommissionen, 2019:1). Målet med dessa avtal är enligt EU-kommissionen (2018:1) att genom sänkta tullar öppna upp nya marknader för exportörer och erbjuda förutsägbara spelregler för företag med syfte att gynna konkurrens och i förlängningen konsumenternas valmöjligheter. Som en konsekvens av att allt fler frihandelsavtal slutits har behovet att empiriskt undersöka avtalens effekter vuxit. Baier och Bergstrand (2007), Tomz et al. (2007), Magee (2008), Head och Mayer (2013) har funnit att frihandelsavtal har en positiv effekt på länders bilaterala handelsflöden på mellan 40-120 procent. Gemensamt för dessa studier är att de estimerar en genomsnittlig total effekt för alla länder som ingår i olika frihandelsavtal, men det går ur dessa studier inte att urskilja hur enskilda länder påverkas.

För Sverige som ett litet och omvärldsberoende land utgör handel en allt större del av ekonomin och i förlängningen väntas frihandelsavtal stimulera till ytterligare ekonomisk integration och tillväxt. Mellan åren 1992-2017 har landets handel som andel av BNP ökat med 35 procentenheter och under 2014 beräknades varuexporten sysselsätta 1,3 miljoner arbetstagare (Kommerskollegium, 2019:2). Men trots det växande omvärldsberoendet, i kombination med

¹ Kommerskollegium är Sveriges myndighet för utrikeshandel, EU:s inre marknad och handelspolitik.

att antalet frihandelsavtal kraftigt har stigit, har vi inte funnit någon enskild studie som analyserar hur EU:s frihandelsavtal har påverkat Sveriges export.

Enligt Kommerskollegium (2019:2) gick 69 procent av Sveriges varuexport under år 2017 till EU:s inre marknad, men det finns anledning att tro att detta kan komma att förändras. Inom det kommande decenniet beräknas 90 procent av den globala tillväxten ske utanför Europas gränser och kommissionens strategi för att möta denna utveckling är ökad frihandel (Europeiska kommissionen, 2015). I dagsläget pågår ett femtiotal förhandlingar om ytterligare frihandelsavtal (EU-kommissionen 2019:1), och för att undersöka hur dessa kan komma att påverka svensk export i framtiden är det av intresse att undersöka vilken effekt de nuvarande avtalen har. Med anledning av detta anser vi att det finns ett behov av att kvantitativt mäta effekten av de frihandelsavtal som EU har slutit för Sveriges räkning.

Syftet med studien är därför att empiriskt analysera om frihandelsavtal har haft en signifikant effekt på Sveriges export av varor under tidsperioden 1998-2017. Modellen som används för att analysera effekten av frihandelsavtal grundar sig på gravitationsmodellen. Data hämtas från World Integrated Trade Solution (WITS), Världsbanken, Centre d'Etudes Prospectives et d'Informations Internationales (CEPII) och EU. Gravitationsstudier över frihandelsavtal brukar ofta avse att mäta en genomsnittlig volym av totala handelsflöden mellan länder, men i denna studie är vi mer intresserade av att mäta förändringen av export och därför blir det vår beroendevariabel. Eftersom frihandelsavtal ofta skiljer sig åt i komplexitet och omfattning vore det optimalt att kategorisera dem och estimerar effekten av varje enskild avtalstyp. Men eftersom tidigare studier inte klassificerar frihandelsavtal och efter dialog med experter på Kommerskollegium har vi valt att endast inkludera frihandelsavtal som innefattar tullsänkningar och klassificera dem som homogena. Utöver de frihandelsavtal som redan är i kraft kommer denna studie även att inkludera avtal som är provisoriskt i kraft.

Vår samlade bedömning baserad på de tre modellernas egenskaper och resultat är att vi utifrån denna studie inte kan säga om frihandelsavtal har haft en signifikant effekt på svensk varuexport under tidsperioden 1998-2017.

Nästföljande kapitel behandlar bakgrund, teori och tidigare studier. I det tredje kapitlet beskrivs vårt data, vår metod och de ekonometriska modellerna. I kapitel fyra presenteras studiens resultat och en analys, och i kapitel fem presenteras en slutsats och en diskussion.

2. Bakgrund, teori och tidigare studier

Detta kapitel behandlar tre grundläggande handelsteorier som förklarar varför länder väljer att handla med varandra. Därefter beskrivs en bakgrund till varför länder väljer att sluta frihandelsavtal och vilka välfärdseffekter det kan leda till. Kapitlet avslutas med en beskrivning av teorin kring gravitationsmodellen och tidigare studier.

En klassisk teori kring varför länder väljer att handla med varandra är David Ricardos singelfaktormodell från 1817. Ricardo utgår från en modell med två länder och två produkter och konstaterar att komparativa fördelar är den huvudsakliga anledningen till att länder gynnas av handel. Det modellen också visar är att inget land är vare sig för fattigt eller för ineffektivt för att inte delta i internationell handel, och att alla länder tjänar på att specialisera sig och utnyttja sina komparativa fördelar. Rothbard (1995) applicerar Ricardos singelfaktormodell i en situation där länder har tullar mot varandra som antingen sänks eller avskaffas, exempelvis till följd utav ett frihandelsavtal, och menar att de komparativa fördelarna stärks när företag i länderna tillåts specialisera sig och att detta leder till ökad export. Eli Heckscher och Bertil Ohlin (1933) vidareutvecklar den Ricardianska modellen genom att inkludera kapital i den ursprungliga singelfaktormodellen. För att applicera modellen med avseende på handelshinder, uppstår handelsomfördelningseffekter² när tullar införs som snedvrider produktionsmönster så till den grad att de komparativa fördelarna sätts ur spel. Sådana handelsrestriktioner innebär att respektive land istället producerar varan i hemlandet, till en högre kostnad, vilket i förlängningen kan leda till minskad export (Heckscher och Ohlin, 1933).

De ovanstående klassiska handelsteorierna utgår ifrån att länder utför ekonomiskt utbyte med varandra för att de är olika. Det Paul Krugman (1980) visar är varför länder som är lika varandra utför ekonomiskt utbyte. Modellen visar att utöver komparativa fördelar är även stordriftsfördelar och nätverkseffekter bestämmande faktorer för internationella handelsmönster. Genom att utgå från denna teori fastslår Cox och Harris (1985) att frihandel leder till handelsalstring i form av ökad export när företag erhåller ökade möjligheter att nyttja stordriftsfördelar, sänka sina priser och slå ut ineffektiva producenter. Frihandelsavtal kan också bidra till att företag genom direktinvesteringar får möjlighet att etablera sig i utlandet, vilket i vissa fall kan innebära att delar av varuexporten som tidigare tillverkats i hemlandet

² Se 2.1 för definition av handelsomfördelning och handelsalstring.

går förlorad. Nyetablering av utländska företag kan leda till förbättrade exportmöjligheter för mottagarlandet, men en konsekvens av detta kan bli att inhemska företags produktion påverkas negativt och detta kan komma att leda till ökad arbetslöshet i vissa sektorer (ILO och WTO, 2011). Enligt Krugman et al. (2018) är sektorer som har höga handelskostnader, såsom bilindustrin, sårbara för utländska direktinvesteringar. I en svensk kontext skulle detta kunna vara verkstadsindustrin som står för nästan 50 procent av den totala varuexporten (Kommerskollegium, 2018:2).

2.1 Frihandelsavtal och effekter på export

WTO:s “mest gynnad nationsprincip” (MGN) stipulerar att när ett handelshinder sänks eller avskaffas måste detta omfatta alla medlemsländer. Vill länder å andra sidan gå bortom principen och fördjupa sin ekonomiska samarbeten tillåts detta i GATT:s artikel 44. Givet att kriterierna i artikeln uppfylls får länder ingå regionala handelsavtal med varandra givet att de inte höjer tullar gentemot utomstående länder. Dessa avsteg tillåts eftersom WTO/GATT anser att sänkta eller avskaffade tullar bland de avtalande länderna är ett sätt att uppnå en mer öppen och integrerad handel (WTO, 1948).

Enligt Krugman et al. (2018) kan regionala handelsavtal klassificeras som frihandelsavtal och tullunioner. I enkel mening innebär frihandelsavtal att två eller flera länder kommer överens om att tullar på importerade varor och tjänster mellan varandra sänks eller avskaffas. En tullunion fungerar på ett liknande sätt, bortsett från att man utöver tullsänkningar också kommer överens om en gemensam extern tullnivå för varor som ska importeras in till unionen. Två begrepp som är centrala för att förstå välfärdseffekterna av frihandelsavtal och tullunioner är handelsalstring och handelsomfördelning (Frankel, 1997). Frankel beskriver handelsalstring som den ökning i handel som uppstår mellan länder i ett ingånget avtal, och handelsomfördelning som den minskning i handel med de länder som står utanför avtalet. Handelsalstring har positiva välfärdseffekter eftersom marknadskrafterna leder till att inhemsk, ineffektiv produktion konkurreras ut när mer effektiva producenter kan erbjuda lägre priser och öka sin export till nya marknader (WITS, 2010).

När Sverige, via EU, ingår i ett frihandelsavtal som innebär lägre handelshinder kan de exportera och importera varor till en lägre kostnad. Enligt Frankel (1997) behöver detta dock inte alltid betyda att handelsalstring uppstår, tvärtom kan det för vissa länder leda till

handelsomfördelning med negativa välfärdseffekter. Till följd av lägre handelshinder kan Sveriges export förfördelas på bekostnad av en utomstående, mer effektiv producent som exporterade varan innan avtalet slöts, och detta kan i slutändan leda till att den totala exporten av varan minskar på grund högre priser för konsumenterna. Frankel säger dock att man inte helt och hållet kan utgå från att handelsalstring endast har positiva effekter och att handelsomfördelning endast har negativa. Handelsomfördelning kan i vissa fall vara positivt eftersom det kan leda till att tidigare snedvridna konsumtionsmönster ändras. Exempelvis kan en producent från ett land som inte ingår i ett frihandelsavtal tidigare ha haft en gynnsam position, men när denne konkurrensutsätts av nya producenter kan konsumenterna komma att gynnas i form av lägre priser och fler valmöjligheter. Det kan också vara positivt i fall där nya producenter med stordriftsfördelar träder in på marknaden och utmanar ineffektiva monopol.³ Enligt EU-kommissionen (2015) sluts frihandelsavtal för att uppnå just handelsalstrande effekter. Avtalen syftar till att öka den ekonomiska integrationen, minska byråkratin och ge producenter möjlighet att konkurrera på en öppen marknad med gemensamma spelregler. Frihandelsavtal har enligt EU-kommissionen (2015) en effekt av att öka konkurrensen och investeringsmöjligheterna, som gynnar effektiva producenter och i förlängningen även konsumenterna i form av lägre priser.

För att producenter ska kunna exportera via ett frihandelsavtal förutsätter det också att vissa regler efterföljs. Bland annat måste produktens ursprung kunna härledas, vilket betyder att producenten måste bevisa att hela produkten, eller en viss andel, är tillverkad i landet man exporterar från. Dessa regler är ofta komplicerade och kan innebära höga transaktionskostnader för företag vilket ibland innebär att frihandelsavtalet inte används fullt ut (Kommerskollegium, 2019:3).

2.2 Gravitationsmodellen och tidigare studier

De tidigare nämnda handelsteorierna beskriver på ett förtjänstfullt sätt huvudanledningarna till länders olika varuproduktion och varför de väljer att utföra ekonomiskt utbyte. Men för att förklara vilka faktorer som påverkar volymen av bilaterala handelsflöden – och i vårt fall frihandelsavtals påverkan på export – behövs ytterligare en modell.

³ Teorin om handelsalstring och handelsomfördelning bygger uteslutande på neoklassisk välfärdsteori, vilket utelämnar negativa externaliteter såsom belastning på miljön och arbetares rättigheter.

Sedan gravitationsmodellen introducerades av Tinbergen (1962) har den med empirisk robusthet och god förklaringsgrad använts i stor utsträckning för att förklara internationella handelsflöden. Under de senaste decennierna har gravitationsmodellen utvecklats metodmässigt och är numera ett väl använt verktyg för att förklara effekter av frihandelsavtal med avseende på handelsflöden (Kepaptsoglou et al., 2010). Den ursprungliga gravitationsmodellen är en analogi på Isaac Newtons gravitationslag som inom fysiken säger att ju större massa två objekt har, eller ju närmre varandra de befinner sig, desto större är gravitationskraften. Tinbergen byter ut gravitation mot handelsflöde och massa mot ekonomisk storlek och modellen förklaras i sin enkelhet på följande sätt:

$$\text{Handelsflöde} = B \times \frac{BNP_i \times BNP_j}{\text{Distans}}$$

Ekvationen visar att ju större ekonomisk storlek länder har, eller ju närmare länderna är belägna, desto mer bilateral handel kommer att uppstå mellan dem (Tinbergen 1962). Att större ekonomierna handlar mer med varandra beror dels på att de producerar mer varor och tjänster och därför har mer att exportera, och dels för att de har högre total BNP och därmed en större efterfrågan av importerade varor och tjänster (Feenstra och Taylor, 2010). Head och Mayer (2013) bekräftar detta och finner att en procents ökning i BNP i genomsnitt ökar handeln med 0,98 procent. Samma studie visar även att en procents ökning i avstånd minskar handelsutbytet med 0,93 procent, vilket bekräftar Tinbergens teori om att ökad distans minskar handel på grund av högre transportkostnader.

Modellen inkluderar också en konstant term (B) som visar förhållandet mellan "gravitationstermen" och handelsflödet, men den kan också tolkas som alla andra faktorer utöver BNP och distans som kan tänkas påverka handel. Exempel på sådana faktorer är geografiska och landsspecifika egenskaper såsom öar, tillgång till hamnar och gemensamma gränser. Enligt WTO (2018) är de två förstnämnda förknippade med högre transportkostnader medan den senare innebär lägre. Även historiska och kulturella faktorer påverkar flödet av ekonomiskt utbyte mellan länder. Koloniala band och gemensamt språk innebär sänkta informationskostnader, vilket enligt WTO (2018) har en signifikant positiv effekt på handel. Head och Mayer (2013) bekräftar även detta och visar att länder med gemensamt språk och koloniala band handlar i genomsnitt handlar 52 respektive 92 procent mer med varandra.

Gravitationsmodellen används kontinuerligt för att bedöma huruvida ett frihandelsavtal har effekt på handelsvolymen, genom att inkludera en binär variabel som indikerar huruvida ett land är med i ett frihandelsavtal eller inte (Cheng och Wall, 2005). Magee (2008) utför en studie som omfattar 133 WTO-länder över tidsperioden 1980-1998. I studien kategoriserar han olika avtalsformer och finner att medlemskap i en tullunion och frihandelsavtal har liknande effekter på bilateral handel efter en sjuårsperiod, men att tullunionen efter 18 år har en dubbelt så stor effekt som frihandelsavtal. Baier och Bergstrand (2007) utför en liknande studie där de också konstaterar att frihandelsavtal har en markant positiv effekt på bilaterala handelsflöden. De estimerar att de ingångna medlemsländernas bilaterala handelsflöden fördubblas tio år efter att ett frihandelsavtal träder i kraft.

En problematik som uppkommer vid användning av gravitationsmodellen är att feltermen, den oberoende variabeln (frihandelsavtal) och den beroende variabeln (export) korrelerar med varandra. Forskare kring frihandelsavtal är eniga om att denna problematik skapar endogenitet, men det råder delade meningar om i vilken riktning det påverkar (Soete and Van Hove, 2017). Baier och Bergstrand (2007) menar att denna bias leder till att en standard OLS⁴ underskattar den sanna effekten av ett frihandelsavtal. De menar att länder främst ingår frihandelsavtal med varandra för att de är olika och att det finns ej observerade handelshinder såsom inhemska regleringar och skillnad i institutionell kvalitet som förhindrar handel. Detta menar de bidrar till att den dominerande delen i feltermen blir negativ och därmed korrelerar negativt med frihandelsavtal. Resultatet i studien styrker detta då deras standard OLS visar en 14-procentig ökning i handel vid förekomst av frihandelsavtal, medan modellen med landsspecifika effekter uppgår till 67 procent. Magee (2008) å andra sidan, menar istället att standard OLS överskattar effekten av frihandelsavtal och menar att feltermen korrelerar positivt med frihandelsavtal eftersom länder har landsspecifika egenskaper såsom kulturella och historiska band. Magee (2008) menar att dessa egenskaper är dominerande förklaringsfaktorer till att länder handlar mer än normalt med varandra och att de därför ingår frihandelsavtal. Studien finner att frihandelsavtal i genomsnitt ökar handeln med 82 procent vid användning av standard OLS men med endast 42 procent vid användning av landsspecifika effekter. Roy (2012) kommer till samma slutsats som Magee (2008) och menar att positiva och signifikanta estimat för frihandelsavtal kan förklaras av "positiv selektion", det vill säga att länder sluter avtal med

⁴ Standard OLS och landsspecifik effekt specificeras i delkapitel 3.2.

varandra för att de är lika varandra och att feltermen därmed korrelerar positivt med frihandelsavtal.

Empiriska studier på frihandelsavtal visar dock att resultat kan skilja sig åt genom att både påvisa positiva och negativa effekter. Rose (2004) använder en standard OLS-modell för att estimerar det multilaterala handelsavtalet GATT:s effekt på internationell handel. I sin studie på 175 länder över en 50-årsperiod finner han ingen signifikant effekt på handel för medlemskap i GATT. Anderson och Wincoop (2003) å andra sidan, som kritiserar tidigare gravitationsstudier för bristfällig metod, använder sig av landsspecifika effekter och finner att GATT-medlemskap kan innebära så mycket som en 120-procentig ökning av handel. Även Tomz et al. (2007) kritiserar Rose studie genom att problematisera uppdelningen mellan medlemsländer och icke-medlemsländer. Tomz et al. menar att en sådan uppdelning är alltför snäv och exkluderar och underskattar de positiva dynamiska effekter som vissa icke-medlemsländer faktiskt tillåts att ta del av trots avsaknad av medlemskap. Genom att vidga vilka som de facto bör räknas som medlemmar och även innefatta icke-medlemsländerna som tar del av effekterna, finner studien att när ett land antingen är medlem eller "deltagare" beräknas handeln till att öka med i genomsnitt 75 procent. Likt Anderson och Wincoop (2003) och Baier och Bergstrand (2007), Magee (2003, 2008) förespråkar Tomz et al. (2007) landsspecifika effekter vid gravitationsstudier och kritiserar Rose användning av standard OLS som inte fångar landsspecifika egenskaper och därmed inte frihandelsavtals sanna effekt. Nästintill samtliga ovanstående studier visar oavsett val av metod på en signifikant positiv effekt av frihandelsavtal, men under vissa tidsperioder kan negativa estimat påträffas. Exempelvis i Baier och Bergstrand (2007) som menar att FTA-koefficienter kan vara "mycket instabila från år till år".

3. Metod

3.1 Data

För att estimeras frihandelsavtals effekt på Sveriges export använder vi oss av paneldata över åren 1998-2017. Strukturen av vårt data är en mikropanel eftersom det har fler enheter (länder) än år. Statistik över Sveriges export hämtas från WITS (World Integrated Trade Solution) och de årliga BNP-siffrorna för respektive mottagarland från Världsbanken. Både export och BNP hämtas i löpande priser, vilket är den metod som WTO (2016) rekommenderar för gravitationsstudier. Det vanligast förekommande sättet att använda gravitationsmodellen är att estimeras en total effekt för alla länder i ett frihandelsavtal och då är BNP från exportlandet en central variabel. I vårt fall är dock denna variabel inte av samma betydelse då BNP för Sverige endast kommer att variera mellan tidsperioden vi mäter över men inte mellan mottagarländerna och därför har vi valt att exkludera den i vår modifierade gravitationsmodell.

För vissa länder saknas det statistik för tidpunkter och i andra fall sker det inte någon bilateral handel mellan Sverige och mottagarlandet. Hur saknade datapunkter ska hanteras finns det ingen perfekt lösning till. Ett sätt är att exkludera alla länder där datapunkter saknas, ett annat är att använda sig av interpolation (WTO, 2012). En risk med användning av interpolation kan dock vara att det ger missvisande resultat. I synnerhet om det fattas värden för export, eftersom vi då inte kan veta om det representerar ett saknat värde eller ett nollflöde. När vi ersätter med genomsnittliga värden överskattar vi saknade datapunkter om deras sanna värden är noll. WTO (2012) rekommenderar att beslut om exkludering av länder eller interpolation görs från fall till fall. Eftersom vårt dataset är för stort för att ta ett enskilt beslut vid varje saknad datapunkt och eftersom vi inte vill exkludera allt för många länder väljer vi en kombination av de båda tillvägagångssätten. Tumregeln blir att länder med mer än 25 procent saknade datapunkter för export exkluderas och de med mindre än 25 procent saknade datapunkter interpoleras. Vi väljer denna tumregel eftersom vi antar att om det skett handel i 75 procent av åren så är det knappast troligt att det inte skett någon alls under de resterande 25 procenten. Gällande BNP väljer vi att exkludera alla länder med mer än 50 procent saknade datapunkter och interpolera de med mindre än 50 procent saknade datapunkter. Anledningen till att vår tumregel för BNP är mindre strikt är för att vi kan anta att BNP aldrig är noll och därför är saknade datapunkter mer troligt än ett BNP-värde som är lika med noll. En annan anledning till att vi väljer två olika regler för

export och BNP beror på att de skiljer sig åt rent volatilt. BNP för ett land förändras i de allra flesta fall endast i ett fåtal procentenheter mellan olika år, och den är därför mer eller mindre linjär i sin trend. Export har å andra sidan sin utformning av att vara mer volatil och därför anser vi behöva ha en högre procentandel av tillgängliga värden för att kunna utföra en linjär interpolation som fortfarande är pålitlig. Datapunkter som saknas för 1998 eller 2017 ersätter vi genom att räkna ut medelvärdet för respektive land. De länder som exkluderas är i de flesta av fallen mycket små länder med antingen ingen eller en försumbar handel med Sverige. Detta tillvägagångssätt ger oss ett dataset med totalt 188 länder.

Vi väljer likt andra gravitationsstudier (Head och Mayer, 2013, Kohl, 2014) att hämta data till vår distansvariabel från Centre d'Etudes Prospectives et d'Informations Internationales (CEPII) som är Frankrikes ledande institut inom forskning kring internationell handel och makroekonomi. Variabeln utgår från longitud och latitud och beräknar avstånd från de största städerna i Sverige till respektive exportland. Som tidigare nämnts i inledningskapitlet väljer vi efter dialog med Kommerskollegium och med hänsyn till tidigare studier att behandla de olika frihandelsavtalen som homogena och utefter detta skapa en dummyvariabel. Data om frihandelsavtalen hämtas från EU-kommissionen (2019:1). För att fånga upp effekten av EU-medlemskap inkluderas även en dummyvariabel för EU. Här inkluderar vi utöver renodlade medlemsländer även de länder som vi anser är så pass nära anknutna till EU att de bör innefattas av EU-variabeln snarare än frihandelsavtalsvariabeln. Exempel på sådana länder är Norge och Turkiet som antingen ingår i Europeiska ekonomiska samarbetsområdet (EES) eller har en tullunion med unionen. Utöver de två ovan nämnda länderna innefattas även Färöarna, Schweiz, Andorra och Island. Liechtenstein utesluts på grund av för många saknade datapunkter.

3.2 Modellspecifikation

Trots att gravitationsmodellen huvudsakligen används för att analysera handelsflöden, det vill säga ländernas bilaterala export- och importflöden, kommer vi, i linje med uppsatsens syfte, att använda större delar av modellens teoretiska bidrag till att förklara hur enbart exporten påverkas av frihandelsavtal. Vår första modell är en standard OLS (minsta kvadratmetoden) som är en utvidgning av den ursprungliga gravitationsekvationen med dummyvariabler för frihandelsavtal och EU-medlemskap. Den andra modellen innehåller tidsspecifika effekter och den tredje modellen är en med både tids- och landsspecifika effekter. I de två första modellerna

använder vi robusta standardfel för att tillåta heteroskedasticitet i feltermen och i den tredje cluster robusta standardfel för att även tillåta autokorrelation. Vi transformerar gravitationsmodellen till följande regressionsekvation:

$$\ln EXP_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 \ln BNP_{jt} + \beta_2 \ln Dist_{ij} + \beta_3 EU_{jt} + \beta_4 FTA_{ijt} + \varepsilon_{ijt} \quad (1)$$

med logaritmen av exportvolym $\ln EXP_{ijt}$ mellan Sverige (i) och land j vid en given tidpunkt t som regressor. På andra sidan av ekvationen är regressionens konstant β_0 , logaritmen av BNP för land j vid en given tidpunkt $\ln BNP_{jt}$, samt logaritmen av distansen mellan Sverige och land j i kilometer $\beta_2 \ln Dist_{ij}$. Utöver dessa oberoende variabler inkluderas även en kontroll-dummyvariabel för om land j är medlem i EU vid tidpunkt t, och en dummyvariabel FTA_{ijt} för att visa om Sverige (EU) har ett frihandelsavtal med land j vid tidpunkt t. ε_{ijt} är regressionsekvationens felterm.

Fördelen med en standard OLS (1) är att den är enkel att utföra och tolka men nackdelen är att den inte tar hänsyn till panelstrukturen. Standard OLS-estimeringar av gravitationsmodellen ger ej väntevärdesriktiga resultat för volymen av bilateral handel eftersom modellen behandlar alla observationer som homogena, vilket kan betraktas vara ett starkt antagande då panelen innehåller olika tidsperioder och olika länder. På grund av att modellen inte tillåter autokorrelation kommer feltermerna att vara felspecificerad och vi kan därför inte anta att koefficienten visar den sanna genomsnittliga effekten för frihandelsavtal. Enligt WTO (2012) kommer vår standard OLS att överskatta eller underskatta vår FTA-koefficient eftersom modellen inte tar hänsyn till tidsvarierande faktorer såsom ett antagande om global tillväxt eller perioder av recession, såsom finanskrisen 2007-08 och framåt. Men eftersom datasetet är en mikropanel kan vi använda oss av T-1 tidsdummyvariabler och med dessa adressera tidsvarierande faktorer. Vi testar antagandet om en signifikant tidstrend genom ett asymptotiskt F-test med den underliggande nollhypotesen om att alla koefficienter av tidsdummyvariabeln är lika med noll, och finner att vår data har en tidstrend (se tabell 7.1 i appendix). Vi estimerar därför vår andra modell i ekvation (2) med tidseffekter, λ_t .

$$\ln EXP_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 \ln BNP_{jt} + \beta_2 EU_{jt} + \beta_3 FTA_{ijt} + \lambda_t + \varepsilon_{ijt} \quad (2)$$

Vidare kommer vi att inkludera landsspecifika effekter, α_j , i modell tre eftersom detta tillåter oss att kontrollera för variation mellan länderna. Landspecifika effekter kontrollerar för

egenskaper mellan olika länder som är konstanta över tid, vilket i vårt fall är vår distansvariabel, men också ej observerade egenskaper i modellen såsom kultur och språk (Magee, 2008) eller skillnad i respektive lands inhemska regelverk och institutionell kvalitet (Baier och Bergstrand, 2007). Problemet med att hålla dessa egenskaper konstanta är att vi utelämnar länder som inte ändrar status gällande frihandelsavtal under vår tidsperiod, vilket är ungefär 75 procent av länderna i vårt dataset. Detta innebär att länder som inte ingår i ett frihandelsavtal med EU, samt de två länderna som har ett frihandelsavtal under hela perioden, utesluts. Detta leder till att datasetet förlorar variansen hos 142 av de 188 länderna som studien undersöker. Det blir med detta sagt en avvägning mellan att kontrollera för ej observerad varians eller använda ett större urval av observationer. Modell tre med tids- och landspecifika effekter ser ut som följande:

$$\ln EXP_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 \ln BNP_{jt} + \beta_2 EU_{jt} + \beta_3 FTA_{ijt} + \lambda_t + \alpha_j + \varepsilon_{ijt} \quad (3)$$

Tabell 3. Översikt av modellernas variabler och förväntat utfall

Variabel	Beskrivning	Förväntat utfall	Källa	Enhet
$\ln EXP_{ijt}$	Naturliga logaritmen av Sveriges varuexport till land j, år t	Beroendevariabel	WITS	Naturliga logaritmen i US dollar
$\ln BNP_{jt}$	Naturliga logaritmen av land j:s BNP, år t	+	Världsbanken	Naturliga logaritmen i US dollar
$\ln Dist_{ij}$	Naturliga logaritmen av distans mellan Sverige och land j	-	CEPII	Naturliga logaritmen av distans, km
EU_{jt}	Om landet är med i EU = 1, annars 0, år t	+	Europeiska unionen	Dummyvariabel
FTA_{ijt}	Om landet har frihandelsavtal med EU = 1, annars 0, år t	+	Europeiska unionen	Dummyvariabel

I Tabell 3 är beroendevariabeln export och förklaringsvariablerna för BNP och distans logaritmerade för att kunna tolkas som elasticiteter. Som tidigare nämnt i teoriavsnittet om gravitationsmodellen är förväntningarna på BNP positiv eftersom en ekonomi i tillväxt förväntas producera mer inhemska varor och exportera dessa till omvärlden i en högre utsträckning. Förväntningarna på distans är negativ eftersom ökat avstånd innebär högre transportkostnader. Med hänsyn till de tidigare nämnda teorierna om handelshinder förväntas koefficienten för frihandelsavtal ha en positiv riktning. Förväntningen är dock inte helt självklar, eftersom tidigare studier (Magee, 2003, Baier och Bergstrand, 2007) visar att effekten kan vara negativ under vissa tidsperioder. Samtidigt visar övervägande andelen studier (Anderson och Wincoop, 2003, Tomz et. al, 2007, Magee, 2008, Baier och Bergstrand, 2007) som undersöker effekten över flera decennier att frihandelsavtal har en positiv effekt på länders bilaterala handelsflöden. I samma riktning men med större effekt förväntas koefficienten för EU peka. Detta eftersom den gemensamma inre marknaden och tullunionen är en djupare form av samarbete med lägre handelshinder än frihandelsavtalen.

4. Resultat och analys

Vi inleder detta kapitel genom att utgå från resultatet i vår standard OLS och använder den som ett riktmärke för vidare analys.

Tabell 4. Ekonometriska resultat från de tre modellerna

Variabel	Standard OLS	Tidsspecifik effekt	Lands- & tidsspecifik effekt
$\ln BNP_{jt}$	1,0632*** (0,010)	1,0721*** (0,010)	0,5170*** (0,124)
$\ln Dist_{ij}$	- 0,8639*** (0,030)	- 0,8491*** (0,030)	-
EU_{jt}	0,2711*** (0,066)	0,3047*** (0,066)	- 0,2736** (0,108)
FTA_{ijt}	0,1135** (0,057)	0,2712*** (0,062)	- 0,1213 (0,100)
Konstant	- 0,4562 (0,304)	- 0,6653** (0,317)	1,1656 (1,994)
n	3760	3760	3760
R^2	0,846	0,852	0,284

*Signifikant på 10% nivå. **Signifikant på 5% nivå. ***Signifikant på 1% nivå

I tabell 4 visar den första modellen att frihandelsavtal har en positiv effekt på export. Effekten på 11,35⁵ procent är tydlig och ekonomisk och statistisk signifikant. Vår koefficient för distans visar en negativ effekt på export, vilket ligger i linje med vår huvudsakliga förväntning och den tidigare forskning vi refererade till i kapitel två. Vår koefficient för EU visar en positiv effekt på 27,11 procent, vilket stämmer överens med förväntningen om att effekten skulle vara högre i jämförelse med koefficienten för frihandelsavtal. Koefficienten för importlandets BNP visar att när dess BNP stiger med en procent ökar Sveriges export med 1,06 procent, vilket också stämmer överens med förväntningarna. Samtliga koefficienter är signifikanta på antingen en eller fem procents nivå.

⁵ För att kunna göra en exakt tolkning av binära dummyvariabler som elasticiteter måste koefficienterna transformeras ($\exp(0.1135) - 1 * 100 = 12,02$ procent. Resterande koefficienters exakta värden återfinns i tabell 7.2 i appendix.

Vår andra modell med tidsspecifik effekt visar på en ännu tydligare positiv effekt av frihandelsavtal. Koefficienten visar att frihandelsavtal påverkar Sveriges export av varor med i genomsnitt 27,12 procent och resultatet är nu signifikant på en procents nivå. De andra koefficienterna visar också tydligare effekt och är alla signifikanta på en procents nivå. Förändringarna i koefficienterna styrker även tesen om att det finns en tidstrend. För att fastställa detta har vi också testat om det är möjligt att alla T-1 tidsdummyvariabler är noll samtidigt vilket skulle innebära att datasetet inte har en tidstrend, men så är inte fallet. I tredje modellen med landsspecifik och tidsspecifik effekt visar koefficienten att frihandelsavtal inte har en signifikant effekt.

Vår första regression med en standard OLS ger oss en koefficient som stämmer överens med vår hypotes och tidigare studier (Anderson & Wincoop, 2003, Tomz et al., 2007) och visar att frihandelsavtal har en positiv effekt på svensk varuexport. Effekten kan dock inte tolkas som en kausal effekt på grund av att vårt dataset innehar autokorrelation mellan observationerna samt utelämnade snedvridna variabler och därför kan vi inte lita på att vår skattade FTA-koefficient visar den sanna effekten av frihandelsavtal på varuexport.

När vi kontrollerar för tidsspecifika effekter är koefficienten för frihandelsavtal större än vid standard OLS, vilket indikerar på att feltermen är negativt korrelerad snarare än positivt. Detta motsäger ett antagande om globalisering och tillväxt under studiens tidsperiod och indikerar snarare på en recession. Detta kan vara effekter från finanskrisen 2007-08 och dess avtryck på handelsflöden flera år efteråt. Koefficienten för distans fortsätter att infria våra förväntningar även i modell två och verkar korrelera relativt starkt med exportvolym. Detta tyder på att det kan finnas andra landsspecifika egenskaper som är konstanta över tid som vi behöver kontrollera för. När vi gör det i modell tre visar FTA-koefficienten ett insignifikant resultat. En anledning till detta kan vara att den tidigare nämnda avvägningen mellan att kunna använda all variation inom och emellan datasetet och möjligheten att undvika snedvridna utelämnade variabler. Intressant är även att koefficienten för vår kontrollvariabel för EU visar på en signifikant negativ effekt av export till de länder som har blivit medlemmar i unionen mellan 1998-2017. Koefficienternas effekter, och i synnerhet deras riktningar, är relativt robusta när vi testar för detta. När vi exkluderar de fem länder⁶ som Sverige exporterar mest till och som

⁶ USA, Kina, Japan, Ryssland och Australien.

inte ingår i EU och som inte innefattas av ett frihandelsavtal med Sverige (EU), är koefficienterna endast en aning lägre (se tabell 7.3 i appendix).

5. Diskussion och slutsats

EU:s strategi för att möta den nya globala tillväxten när WTO:s förhandlingar står stilla, har varit och är att förhandla fram frihandelsavtal med syfte att minska handelshinder och skapa handelsalstrande effekter, och det är med bakgrund av detta som vi valt att empiriskt mäta effekten för Sveriges del. Studiens syfte har därför varit att empiriskt analysera om frihandelsavtal har haft en signifikant effekt på svensk export av varor mellan åren 1998-2017.

Som studien visar har de tre ekonometriska modellerna fördelar och nackdelar. De två första modellerna visar visserligen en positiv signifikant effekt, men sannolikt inte den sanna effekten av frihandelsavtal. Detta beror på att den första modellen inte tar hänsyn till panelstrukturen och att den andra modellen endast tar hänsyn till tidsvarierande faktorer. När vi i den tredje modellen utöver tidsspecifika effekter även kontrollerar för landsspecifika faktorer, vilket enligt tidigare forskning (Cheng och Wall, 2005, Magee, 2008, Baier och Bergstrand, 2007) ska kunna ge en pålitlig estimering, visar vår koefficient ett insignifikant resultat och detta skulle därför kunna tolkas som att frihandelsavtal inte har en signifikant effekt. Men, eftersom landsspecifika effekter exkluderar alla länder som inte byter status förlorar vi en stor del av variansen mellan de olika länderna och därför kan vi inte med säkerhet säga om FTA-koefficienten verkligen är insignifikant eller om effekten är estimerad på ett felaktigt sätt. Vår samlade bedömning baserad på de tre modellernas egenskaper och resultat är därför att vi utifrån denna studie inte kan säga om frihandelsavtal har haft en signifikant effekt på svensk varuexport under tidsperioden 1998-2017.

Ett sätt för att inkludera mer varians inom datasetet vore att addera fler år och på så sätt få fler observationer. Men vid användning av landsspecifik effekt skulle en sådan justering varit verkningslös eftersom fler år i vårt fall inte skulle genererat fler länder som byter status. För framtida studier bör mer avancerad ekonometri tillämpas och då exempelvis som Magee (2008) inkludera förväntnings- och infasningseffekter eftersom frihandelsavtal dels visat sig ha effekt innan de träder i kraft och dels för att implementeringen av avtalen sker successivt över tid. Utöver dessa åtgärder skulle vidare studier även kunna inkludera import för att få en mer fullständig bild över frihandelsavtals effekt på Sveriges bilaterala handelsflöden. För att få en tydligare bild angående heterogeniteten hos importländerna och huruvida standard OLS antingen överskattar eller underskattar frihandelsavtals sanna effekter, måste det analyseras mer ingående vilka länder som EU skriver avtal med och vilka regelverk och institutioner de

har. Eftersom frihandelsavtal skiljer sig åt i komplexitet och omfattning skulle vidare studier även kunna kategorisera avtalen för att se en mer individuell effekt för respektive avtalstyp. Vidare skulle det även vara intressant att utföra en känslighetsanalys av studien genom att applicera så kallad "spegling" och då inhämta data genom att använda sig av länders självrapporterade import av svenska varor. Detta tillvägagångssätt kan i vissa fall vara mer pålitligt då länder generellt anses vara mer noggranna vid registrering av varor som importeras eftersom de ingår i länders tull- och skattebas (WTO, 2012).

6. Litteraturförteckning

Anderson, James, E. & Eric Van Wincoop (2003): "Gravity with Gravitas: A Solution to the Border Puzzle". *American Economic Review* 93(1): s 170-192.

Baier, Scott L. & Jeffrey H. Bergstrand (2007): "Do free trade agreements actually increase a members' international trade?". *Journal of International Economics* 71(1): 72-95

CEPII (2011): Notes on CEPII's distances measures (GeoDist) – CEPII Working Paper. Paris: Centre d'Etudes Prospectives et d'Informations Internationales. (Excel-fil över alla distanser kan bifogas vid förfrågan).

Cheng, I-Hui & Howard J. Wall (2005): "Controlling for Heterogeneity in Gravity Models of Trade and Integration". *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*. 87(1), s 53, 57-58.

Cox, David & Richard Harris (1985): "Trade Liberalization and Industrial Organization: Some Estimates for Canada". *Journal of Political Economy*. 91(1). s 115-145.

EU-kommissionen (2015): *Trade for all. Towards a more responsible trade and investment policy*. Luxemburg: Publication Office of European Union. s 1.

EU-kommissionen (2018): *Report on Implementation of EU Free Trade Agreements*. Luxemburg: Publication Office of European Union.

EU-kommissionen (2019:1): "Negotiations and agreements"
<http://ec.europa.eu/trade/policy/countries-and-regions/negotiations-and-agreements/>

EU-kommissionen(2018:1): "EU trade agreements"
<https://www.consilium.europa.eu/en/policies/trade-policy/trade-agreements/>

Feenstra, Robert C. & Alan M. Taylor (2014): *International trade. Third edition*. New York: Worth Publishers. s 189-190.

Frankel, Jeffrey. A. (1997): *Regional trading blocs in the world economic system*. Washington D.C.: *Institute for International Economics*. s 3, 12-17.

Head, Keith & Thierry Mayer (2013): “Gravity Equations: Workhorse, Toolkit, and Cookbook” Paris: *Centre d'Etudes Prospectives et d'Informations Internationales*. s. 33-35

Heckscher, Eli & Bertil Ohlin (1933): “Interregional and international trade”. Cambridge: Harvard University Press.

ILO och WTO (2011): *Globalization, offshoring and jobs*. Genève: WTO Publications.

Kepaptsoglou, Konstantinos, Matthew G. Karlaftis och Dimitrios Tsamboulas (2010): “The Gravity Model Specification for Modeling International Trade Flows and Free Trade Agreement Effects: A 10-Year Review of Empirical Studies”. *The Open Economics Journal*.

Kohl, Tristan (2014): “Do we really know that trade agreements increase trade?” Kiel Institute: *Rev World Econ*: 150:443-469.

Kommerskollegium (2018:1): *The Use of the EU's Free Trade Agreements: Exporter and Importer Utilisation of Preferential Tariffs*. Stockholm.

Kommerskollegium (2018:2): *Sveriges utrikeshandel med varor och tjänst Sverige i EU Handel, investeringar, personrörlighet, tillväxt och produktivitet. er samt direktinvesteringar: Kvartal 1-3 2018*. Stockholm. s 13.

<https://www.kommers.se/Documents/dokumentarkiv/Verksamhetsomr%C3%A5den/Utrikeshandel/Handelsutveckling%20och%20statistik/Kvartalsrapporter/Sveriges-utrikeshandel-med-varor-och-tjanster-samt-direktinvesteringar-1-3-kv-2018.pdf>

Kommerskollegium (2019:1): “Doharundan – över tio års förhandlingar om en friare världshandel”.

<https://www.kommers.se/verksamhetsomraden/Handelspolitik/Forhandlingar/DOHA/>

Kommerskollegium (2019:2): *Sverige i EU. Handel, investeringar, personrörlighet, tillväxt och produktivitet*. Stockholm. s 8-11.

Kommerskollegium (2019:3): “EU:s frihandelsavtal flitigt använda – men det finns outnyttjad potential”. <https://www.kommers.se/nyheter/Forcerade-nyheter/EUs-frihandelsavtal-flitigt-anvanda--men-det-finns-outnyttjad-potential/>:

Krugman, Paul R. (1980): “Scale Economies, Product Differentiation, and the Pattern of Trade”. *American Economic Association Vol. 70, No. 5.* s. 950-959

Krugman, Paul R., Maurice Obstfeld & Marc J. Melitz (2018): *International Economics: Theory and Policy, 11th Edition, Global Edition.* Pearson. s 229, 292-293, 300.

Magee, Christopher S. (2003): ”Endogenous Preferential Trade Agreements: An Empirical Analysis”. *The B.E. Journal of Economic Analysis & Policy*, 2(1), s 1-19.

Magee, Christopher S. (2008): “New measures of trade creation and trade diversion”. *Journal of International Economics*, 75(2). s 350-362.

Pal, Parthapratim (2015): “Regional Trade Agreement In Multilateral Trade: An Overview”. *Indian Institute of Management Calcutta.* s 7.

Ricardo, David (1817): “On the Principles of Political Economy and Taxation” London: John Murray, Albemarle Street.

Rose, A, K. (2004): “Do We Really Know That the WTO Increases Trade?” *The American Economic Review*, 94(1). s 98-114.

Rothbard, Murray N. (1995): “An Austrian Perspective on the History of Economic Thought” Volume II. *Classical Economics.* s 95-96.

Roy, Jayjit (2012): “Do customs union members engage in more bilateral trade than free-trade agreement members?” *Review of International Economics* 18(4), s 663-681.

Soete, Sophie & Jan V. Hove (2017): “Dissecting the Trade Effects of Europe’s Economic Integration Agreements”. *Journal of Economic Integration* 32(1), s 199.

Tinbergen, Jan (1962): “Shaping the World Economy: Suggestions for an International Economic Policy”. New York: *The Twentieth Century Fund*.

Tomz, Michael, Judith L. Goldstein, & Douglas Rivers (2007): ”Do We Really Know That the WTO Increases Trade?”. Stanford, CA: *The American Economic Review*. 97(5).

WITS (2010): “*Trade Effects*”.

<https://wits.worldbank.org/WITS/wits/WITSHelp/Content/SMART/Trade%20Effects.htm>

WITS: <https://wits.worldbank.org/>

World Bank (2019): “*World Bank Open Data*”. <https://data.worldbank.org/>

WTO (1948): *United Nations Conference on Trade and Employment – Final Act and Related Documents*. Lake Success, New York. s. 59-61.

WTO (2012): “A practical Guide to Trade Policy Analysis” Genève: WTO Publications. s 39, 108, 124.

WTO (2016): “*The Gravity Model of International Trade: A User Guide*”. Bangkok: United Nation Publications. s 8-9.

7. Appendix

Tabell 7.1 Asymptotiskt F-test med antagandet om en signifikant tidstrend

- (1) 1999. Year = 0
- (2) 2000. Year = 0
- (3) 2001. Year = 0
- (4) 2002. Year = 0
- (5) 2003. Year = 0
- (6) 2004. Year = 0
- (7) 2005. Year = 0
- (8) 2006. Year = 0
- (9) 2007. Year = 0
- (10) 2008. Year = 0
- (11) 2009. Year = 0
- (12) 2010. Year = 0
- (13) 2011. Year = 0
- (14) 2012. Year = 0
- (15) 2013. Year = 0
- (16) 2014. Year = 0
- (17) 2015. Year = 0
- (18) 2016. Year = 0
- (19) 2017. Year = 0

F (19, 182) = 11,28
Prob > F = 0,0000

Tabell 7.2 Transformering till exakta värden av koefficienter för dummyvariabler

Variabel	Standard OLS	Tidsspecifik effekt	Lands- & tidsspecifik effekt
EU_{jt}	31,14***	35,62***	-23,94**
FTA_{ijt}	12,02**	31,15***	—

*Signifikant på 10% nivå. **Signifikant på 5% nivå. ***Signifikant på 1% nivå

Tabell 7.3 Robusthetstest av modeller

Variabel	Standard OLS	Tidsspecifik effekt	Lands- & tidsspecifik effekt
$\ln BNP_{jt}$	1,0776*** (0,011)	1,0871*** (0,011)	0,5074*** (0,129)
$\ln Dist_{ij}$	- 0,8914*** (0,031)	- 0,8758*** (0,031)	-
EU_{jt}	0,1788*** (0,069)	0,2109*** (0,069)	- 0,2853*** (0,109)
FTA_{ijt}	0,0920 (0,057)	0,2485*** (0,063)	- 0,1303 (0,101)
Konstant	- 0,4374 (0,319)	- 0,6644** (0,334)	1,2571 (2,064)
N	3660	3660	3660
R^2	0,838	0,844	0,283

*Signifikant på 10% nivå. **Signifikant på 5% nivå. ***Signifikant på 1% nivå