



LUNDS UNIVERSITET
Ekonomihögskolan

Ökar internet handel?

En empirisk studie av internets påverkan på export till EU

Theresia Lindberg och Andreas Mohall

Handledare: Maria Persson

Kandidatuppsats ht 2013

Nationalekonomiska institutionen

Abstrakt

Handel förutsätter god kommunikation mellan handelspartner. Sedan kommersialiseringen av internet år 1995 har kommunikationsmöjligheter ökat och möjliggjort smidig kontakt världen över. Användandet av internet inom handelsprocesser kan bidra till reducering av kommunikations- och informationsinsamlingskostnader samt etableringen av nya organiserade mötesplatser, vilket teoretiskt sett kan leda till ökad handel. Denna studie ämnar bidra med ökad kunskap om hur internet påverkar handel genom en empirisk undersökning av ny data. Syftet med studien är också att undersöka om det finns grupper av länder som har större potential att använda ökad internetutbredning som ett verktyg för ökad handel. Länder delas dels in efter inkomstnivå och dels efter nivå av internetutbredning.

Den empiriska studien genomförs med hjälp av en gravitationsmodell som estimeras med tre olika estimeringsmetoder, Pooled OLS, Fixed effect OLS och Poisson. Det datamaterial som estimeras representerar export till EU från 102 länder för åren 2009 till 2012. De resultat som erhålls visar att ökad internetutbredning bidrog till en ökning i export till EU med nio procent mellan år 2009 och 2012. Indikationer på att medelinkomstländer och länder med 10-20 internetanvändare per hundra, påverkas mest av ökad internetutbredning estimeras.

Nyckelord: bilateral handel, internet, gravitationsmodell & handelskostnader

| | |
|---|----|
| 1. Introduktion..... | 4 |
| 2. Bakgrund..... | 6 |
| 2.1 Internetdata..... | 6 |
| 2.2 Illustration av internetutbredning..... | 6 |
| 2.2.1 Internetutbredning i världen..... | 6 |
| 2.2.2 Internetutbredning i dataurvalet..... | 8 |
| 2.3. Teori – Internet, handelsbarriärer och handelsvolym..... | 9 |
| 2.3.1 Intäktsgenererande handelshinder..... | 10 |
| 2.3.2 Icke-intäktsgenererande handelshinder..... | 11 |
| 2.3.3 Internets reducering av handelsbarriärer..... | 12 |
| 2.3.4 Internets påverkan på olika inkomstgrupper..... | 13 |
| 3. Tidigare forskning..... | 15 |
| 4. Empirisk strategi..... | 18 |
| 4.1 Gravitationsmodellen..... | 18 |
| 4.2 Empirisk specifikation..... | 19 |
| 4.2.1 Internets effekt på handel..... | 20 |
| 4.2.2 Skillnader mellan inkomstgrupper..... | 22 |
| 4.3 Val av exportländer i studien..... | 24 |
| 4.4 Estimeringsfrågor..... | 24 |
| 4.4.1 OLS-Estimering..... | 25 |
| 4.4.2 Felspecificering av modell – heterogenitet och endogenitet..... | 25 |
| 4.4.3 Icke-existerande handel i logaritmerad modell..... | 26 |
| 4.4.4 Heteroskedastisk data..... | 27 |
| 4.4.5 Metodvals påverkan på estimaten..... | 28 |
| 4.5 Källkritik..... | 28 |
| 5. Empiriska resultat..... | 29 |
| 5.1 Internets effekt på handel..... | 29 |
| 5.1.1 <i>Pooled OLS</i> -estimering..... | 29 |
| 5.1.2 Robusthetskontroll via <i>Fixed effect OLS</i> -estimering..... | 31 |
| 5.1.3 Robusthetskontroll via <i>Poisson</i> -estimering..... | 31 |
| 5.1.4 Robusthetskontroll med laggad internetvariabel..... | 32 |
| 5.1.5 Analys av internets effekt på handel..... | 33 |
| 5.2 Skillnader mellan inkomstgrupper..... | 35 |
| 5.2.1 <i>Pooled OLS</i> -estimering..... | 35 |
| 5.2.2 Robusthetskontroll via <i>Fixed effect OLS</i> -estimering..... | 38 |
| 5.2.3 Robusthetskontroll via <i>Poisson</i> -estimering..... | 38 |
| 5.2.4 Analys av skillnader mellan inkomstgrupper..... | 38 |
| 5.3 Skillnader mellan internetutbredningsnivåer..... | 40 |
| 5.3.1 <i>Pooled OLS</i> -estimering..... | 40 |
| 5.3.2 Robusthetskontroll via <i>Fixed effect OLS</i> -estimering..... | 43 |
| 5.3.3 Robusthetskontroll via <i>Poisson</i> -estimering..... | 43 |
| 5.3.4 Analys av skillnader mellan internetutbredningsnivåer..... | 43 |
| 6. Sammanfattande slutsats..... | 44 |
| 7. Referenser..... | 47 |
| 8. Appendix..... | 50 |
| A.1 – Exportländer i studien..... | 50 |
| A.2 – Variabelförteckning..... | 51 |
| A.3 – Whites Heteroskedasticitets-test..... | 51 |
| A.4 – Korrelationsmatris..... | 52 |

1. Introduktion

Informationsteknikens framväxt har revolutionerat möjligheterna att kommunicera utan geografiska hinder. Ett av de stora genombrotten, kommersialiseringen av internet, har dramatiskt förbättrat kommunikations- och informationsinsamlingsmöjligheter och skapat organiserade nätbaserade marknader. Utvecklingen som följt internetutbredningen i världen har potential att reducera handelskostnader och därmed öka handel. Eftersom att ökad handel kan bidra till ekonomisk tillväxt är det relevant att undersöka internets påverkan på handel.

Tidigare forskning, som har undersökt ökad internetutbrednings påverkan på handel, har funnit att internet har en positiv effekt på handel och att effekten skiljer sig mellan hög- och låginkomstländer. Den största effekten har estimerats för låginkomstländer, vilket har förklarats med att de har lägre internetutbredning och därför mer att vinna på ökad utbredning. Den senaste studien undersökte datamaterial för år 2008. Eftersom att internetutbredningen har stigit sedan dess är det rimligt att anta att internets påverkan på handel har förändrats. Syftet med denna studie är att vidga förståelsen för hur internet påverkar handel genom undersökning av datamaterial för en senare tidsperiod, år 2009-2012. Vi ämnar även fördjupa kunskapen kring vilka grupper av länder som har störst potential att öka sin handelsvolym med hjälp av internet. Studien bidrar med två nya aspekter på området. Den första aspekten är att distinktionen mellan olika inkomstgrupper utförs mer precist i förhållande till tidigare forskning. Tidigare har länder delats in i två inkomstgrupper, låg- och höginkomstländer. I denna studie delas de in i tre grupper, låg-, medel- och höginkomstländer. Åtskillnad mellan låg- och medelinkomstländer är viktig att undersöka eftersom att det finns stora handelsrelaterade skillnader mellan de två grupperna. Den andra aspekten är att en tidigare utforskad frågeställning undersöks, nämligen huruvida internets påverkan på handel skiljer sig mellan länder med olika nivåer av internetutbredning. De länder som studeras delas in i fem grupper efter deras internetutbredningsnivå. Därefter jämförs hur internet påverkar handel för respektive grupp.

De frågeställningar som undersöks är följande; *Påverkade internetutbredning hos exportören varuexporten till EU för perioden 2009-2012? Skiljer sig effekten av internet på varuexport beroende på exportlandets inkomstnivå? Skiljer sig effekten av internet på varuexport beroende på exportlandets nivå av internetutbredning? Vilka grupperingar av länder har störst potential att öka handel genom ökad internetutbredning?*

Studien är begränsad till att undersöka det empiriska sambandet mellan internetutbredning och varuhandel för åren 2009-2012 för export från 102 länder till höginkomstländer, EU. De 102 exportländerna representerar samtliga världens länder för vilka det finns tillgänglig data. EU har valts som importör eftersom att de utgör en av världens största handelspartner och handeln med unionen är central för många av världens länder. Vidare undersöker studien effekten av internets fysiska utbredning på handel, däremot undersöks exempelvis inte hur skillnader i bredbandshastighet eller grad av internetanvändning påverkar handel.

Det metodologiska tillvägagångssättet är empiriskt. Sekundärdata analyseras med hjälp av en gravitationsmodell som estimeras med *Pooled OLS*, *Fixed effect OLS* och *Poisson* används som robusthetskontroller.

De empiriska resultat som erhålls indikerar att ökad internetutbredning har bidragit till nio procents ökning av export till EU mellan år 2009-2012. Internet tycks därmed vara en central faktor för att öka handel med unionen. Studiens resultat visar på en skillnad i internets effekt på handel mellan olika grupperingar av länder. När länder delas in efter inkomstnivå indikeras internet ha en lägre effekt på låginkomstländerns handel än på medelinkomstländerns handel. Resultatet är viktigt ur ett policyperspektiv eftersom en policy som bygger på tidigare forskningsresultat, utan distinktion mellan låg- och medelinkomstländer, kan ge felaktiga förväntningar på internets påverkan på handel för låginkomstländer. Indikationer på att höginkomstländer påverkas mest av ökad internetutbredning estimeras. När länder delas in efter internetutbredningsnivå erhålls resultat som stödjer tesen att internets påverkan på handel skiljer sig mellan de olika utbredningsnivåerna. Länder med internetutbredning mellan 10-20 procent estimeras den största påverkan av internet på handel. Vidare bedömning av resterande utbredningsnivåer är svårt att göra eftersom resultaten inte är robusta.

Studien inleds med ett avsnitt som beskriver internetutbredningen i världen samt en teoretisk beskrivning av internets potential att bidra till ökad handel. Därefter presenteras tidigare forskning följt av metodologiskt tillvägagångssätt och estimeringsproblem. Slutligen presenteras empiriska resultat och en avslutande diskussion förs kring policyimplikationer och vidare forskning.

2. Bakgrund

I följande avsnitt presenteras en kort illustration av det datamaterial som står i fokus i studien, internetutbredningen i världen. Därefter presenteras en teoretisk beskrivning av internets potential att öka handel.

2.1 Internetdata

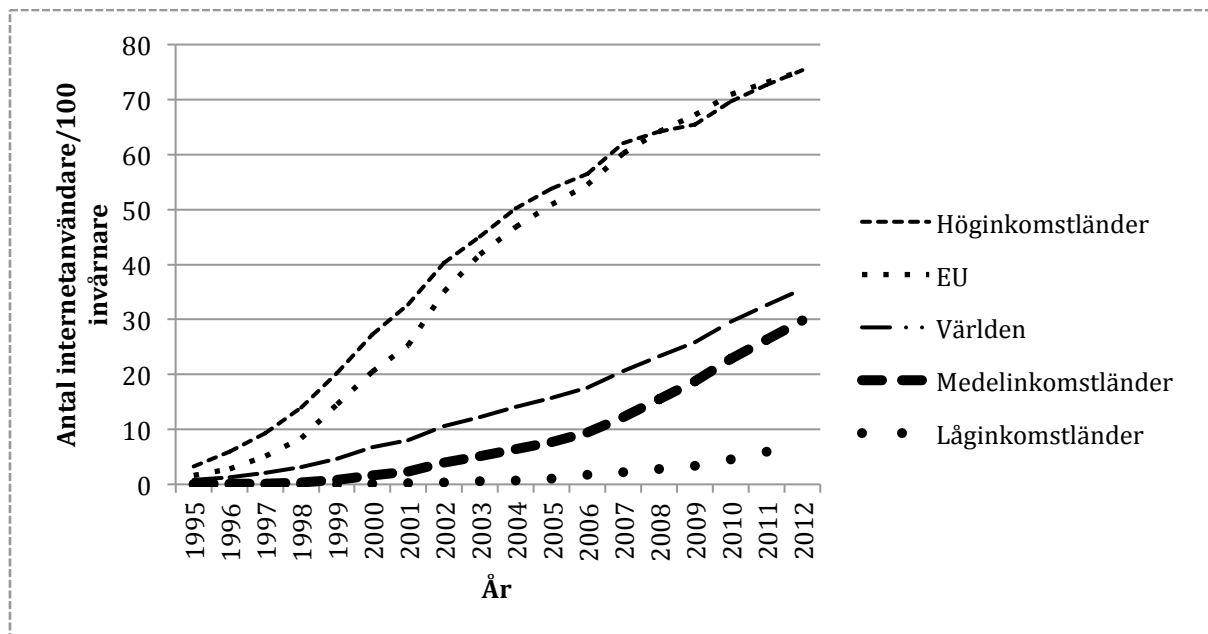
Som mått på internet används världsbankens estimat för antal internetanvändare per 100 invånare med tillgång till internet i varje land. Variabeln har använts i stora delar av den tidigare forskningen på internets påverkan på bilaterala handelsflöden (Vemuri och Siddiqi, 2009, Meijers, 2012). Internetutbredningsvariabeln mäter andelen fysiska internetanvändare i varje land. Skillnader i huvudsakliga användningsområden och nivån på tekniken är inte inkluderat i variabeln. Den visar exempelvis inte om internet används för privat eller kommersiellt bruk, näthandelns omfattning, vem som har tillgång till internet eller på uppkopplingshastighet. Hur internet används kan påverka handelsvolymen, vilket är en aspekt som inte uttryckligen mäts via variabeln.

2.2 Illustration av internetutbredning

2.2.1 Internetutbredning i världen

Nedanstående figur illustrerar internetutbredning från år 1995 fram till år 2012 för världen, höginkomstländer, medelinkomstländer, låginkomstländer¹ och EU.

¹Världsbankens klassificering: Låginkomstland: BNI/capita på \$ 1035 eller mindre, 36 av världens länder tillhörde denna grupp år 2012. Medelinkomstland: BNI/capita på \$ 1036 till \$ 12615, 103 länder tillhörde denna grupp år 2012. Höginkomstland: BNI/capita på \$ 12615 eller mer, 75 länder tillhörde denna grupp år 2012 (Världsbanken, 2013b).



Figur 1 – Internetutbredning i världen (Världsbanken, 2013a)

År 1995 var internetutbredningen lägre än 4 % för samtliga grupperingar. Sedan dess har utvecklingen varit explosionsartad för höginkomstländerna och EU, som år 2012 uppnådde ett snitt på 75 % av befolkningen med tillgång till internet. Notera att medlemmarna i EU har ökat sedan 1995 och att alla dagens medlemsstater, förutom Bulgarien, Rumänien och Ungern, tillhör gruppen höginkomstländer (Världsbanken, 2013b).

För medelinkomstländerna skedde en förändring i tillväxttakten av internetutbredning vid mitten av 2000-talet. Sedan dess har utvecklingen varit stadig och 30 % av befolkningen hade tillgång till internet år 2012. För låginkomstländer påbörjades en märkbar tillväxt först år 2005 då tillgången låg på 1,1 %. År 2012 hade utbredningen ökat till 7 % av befolkningen med tillgång till internet (Världsbanken, 2013a).

Det råder stora klyftor i internetutbredning mellan de olika inkomstgrupperna. Andelen av världens befolkning med tillgång till internet år 2012 var 35 %. Det innebär att det finns stort utrymme för ökad internetutbredning i världen (Världsbanken, 2013a).

2.2.2 Internetutbredning i dataurvalet

Tabell 1 – Internspridning för exportländer i dataurval (Världsbanken, 2013a)

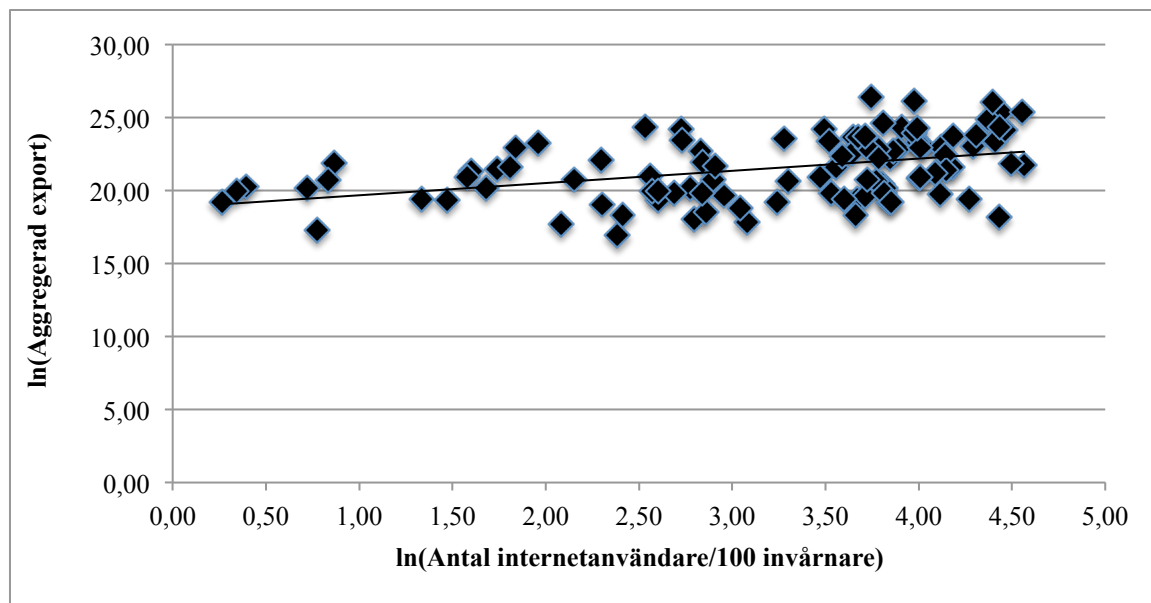
| År | Medelvärde | Maxvärde | Minvärde |
|------|------------|----------|----------|
| 2009 | 26 | 93 | 0,3 |
| 2010 | 29 | 93 | 0,6 |
| 2011 | 33 | 95 | 0,9 |
| 2012 | 36 | 96 | 1,3 |

Tabell 1 åskådliggör spridningen av internettillgången för de 102 exportländer som studeras i studien. Island har högst och Sierra Leone har lägst andel internetanvändare för samtliga studerade år. Medelvärdet för länderna i urvalet var år 2012 36 %. Det är något högre än medelvärdet för världen för samma år, 35 %, vilket beror på att de länder som exkluderats ur studien framförallt varit länder med låg internettillgång.

Tabell 2 – Internetspridning för EU-länderna (Världsbanken, 2013a)

| År | Medelvärde | Maxvärde | Minvärde |
|------|------------|----------|----------|
| 2009 | 66 | 91 | 37 |
| 2010 | 70 | 91 | 40 |
| 2011 | 73 | 94 | 44 |
| 2012 | 75 | 94 | 50 |

Tabell 2 visar spridningen av internettillgången för EU-länderna. Sverige och Nederländerna har högst andel internetanvändare och Bulgarien har lägst. EU-länderna har överlag högt internetanvändande, medelvärdet är mer än dubbelt så stort som medelvärdet för exportländerna. De EU-länder med lägst internettillgång har högre utbredning än medelvärdet för exportländerna.



Figur 2 – Samband mellan export till EU och internetutbredning
 Handelsdata: (Eurostat, 2013a) Internetdata: (Världsbanken, 2013a)

Figur 2 visar sambandet mellan antal internetanvändare per 100 invånare och aggregerad export till EU för år 2012. Punkterna i diagrammet motsvaras av de 102 exportländerna. Trendlinjen visar på ett positivt samband mellan andelen internetanvändare och export till EU. Huruvida sambandet beror på ett orsakssamband eller på ett slumpmässigt samband kan inte utläsas ur figuren. Trots att ett positivt samband råder bör det tilläggas att variation finns, högt internetanvändande och stor export till EU behöver inte sammanfalla.

2.3. Teori – Internet, handelsbarriärer och handelsvolym

Det finns många förklaringar till varför handelsmönster ser ut som de gör. En central del av teoribildningen rör orsaker som reducerar handel, handelsbarriärer. Handelsbarriärer kan utgöras av både politiskt etablerade hinder såsom tullar och av naturliga barriärer, exempelvis språk- och kulturbarriärer, transportkostnader och tidsskillnad (Van Marrewijk, 2012 s. 309). Alla handelsbarriärer har gemensamt att de reducerar handel men deras påverkan på handel och välfärd skiljer sig åt. Nedan beskrivs två olika handelsbarriärer, tullar och friktionsbarriärer. Den första är intäktsgenerande medan den andra inte genererar intäkter och därför är mer skadlig för välfärden.

För att illustrera effekterna av olika former av handelshinder används ofta en utbud- och efterfrågemodell för en specifik importvara i ett land. Modellen antar att marknaden

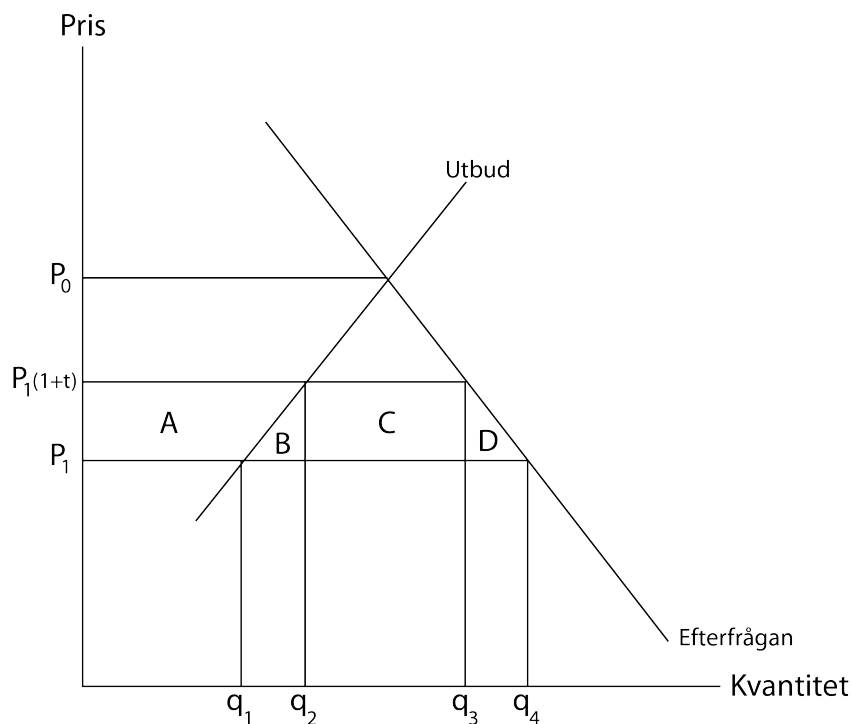
karaktiseras av perfekt konkurrens. Skärningspunkten mellan utbud- och efterfrågekurvorna visar varupriset och den producerade och konsumerade kvantiteten under autarki, när ingen handel bedrivs. Modellen utgår ifrån att länder importerar varor som är billigare än vad de vore vid inhemsk produktion. I figur 3 representeras världsmarknadspriset för en specifik vara av P_1 . Utan handelshinder kommer det inhemska priset att vara detsamma som världsmarknadspriset, den inhemska konsumtionen och produktionen kommer ske vid q_4 , respektive q_1 . Det innebär att importen motsvaras av $q_4 - q_1$. Det är den optimala importkvantiteten vid världsmarknadspris P_1 , om handelshinder införs kommer det att reducera importen (Van Marrewijk, 2012 s.158).

2.3.1 Intäktsgenererande handelshinder

Den vanligaste handelsbarriären är tull, vilket kan ses som beskattning på import som genererar intäkter till staten. Införandet av en tull påverkar små och stora länder olika. Små länder kan inte påverka världsmarknadspriset och påverkas endast negativt av en tull. Stora länder har potential att ändra världsmarknadspriset och därigenom förbättra sitt bytesförhållande². Figur 3 illustrerar effekten av att en ad valorem-tull införs i ett litet land³. När en tull införs stiger det inhemska priset från P_1 till $P_1(1+t)$ där t motsvarar tullens procentuella storlek. Det högre inhemska priset ökar det inhemska utbudet till q_2 och sänker den inhemska efterfrågan till q_3 , det innebär att importen sjunker från $q_4 - q_1$ till $q_3 - q_2$. Välfärdseffekten av tullen blir positiv för de inhemska producenterna, negativ för konsumenterna och positiv för staten som erhåller tullintäkter. För ett litet land är den totala välfärdseffekten negativ eftersom att konsumenternas förlust är större än statens och producenternas vinst. Notera att den totala välfärdsförlusten reduceras på grund av tullintäkten. Om tullen sätts så högt att $P_1(1+t)$ överstiger P_0 kommer ingen handel att bedrivas, tullen sägs då vara prohibitiv (Van Marrewijk, 2012, s. 160).

² Vanligtvis används det engelska uttrycket Terms of trade.

³ För stort land se Van Marrewijk 2012 s. 161.



Figur 3 – Effekt av tull/ tullmotsvarighet för ett litet land⁴

2.3.2 Icke-intäktsgenererande handelshinder

Icke-intäktsgenererande handelshinder har större negativ påverkan på välfärd än vad tullar har eftersom att välfärdsförlusten inte reduceras av någon intäkt. Ett exempel på icke-intäktsgenererande handelshinder är friktionsbarriärer. De kan exempelvis utgöras av komplicerade byråkratiska procedurer för handel eller inhemska produktionsstandarder som diskriminerar utländska varor. Orsaken till att de uppkommer kan vara ineffektiva system eller skydd av inhemska produktion (Baldwin och Wyplosz, 2012, s.134).

För att visa effekten av friktionsbarriärer på handel och välfärd kan samma modell som för tullar användas. Istället för att implementera en tull, t , införs en tullmotsvarighet i modellen. Tullmotsvarigheten representerar den prishöjning som friktionsbarriären medför. Grafen ser likadan ut som vid analys av en tull, men med den viktiga skillnaden att friktionsbarriärer inte medför någon tullintäkt. Det innebär att friktionsbarriären kommer att ha en negativ

⁴ Producentöverskott vid både tull och friktionsbarriär: ökning med A. Konsumentöverskott vid både tull och friktionsbarriär: sänkning med(A+B+C+D). Statintäkt endast vid tull: ökning med C. Nettoeffekt tull: $-(B+D)$. Nettoeffekt friktionsbarriär: $-(B+C+D)$.

välfärdseffekt och dessutom sänka handelsvolymen. Om friktionsbarriären istället reduceras kommer handel och välfärd att öka (Baldwin och Wyplosz, 2012 s.155).

Från den enkla modellen ovan kan utläsas att olika former av handelshinder reducerar import. På grund av att friktionsbarriärerna inte genererar intäkter och därför har en större negativ välfärdseffekt för ett land, är de desto viktigare att reducera. Illustrationen ovan är en ensidig analys som endast speglar import, men existensen av tullar och friktionsbarriärer reducerar naturligtvis även export eftersom importen i ett land motsvaras av exporten från ett annat.

2.3.3 Internets reducering av handelsbarriärer

Ökad internetutbredning kan ses som en ny form av handelsliberalisering. På samma sätt som traditionell handelsliberalisering, öppnar internet upp för ökad handel genom reducering av kostnader. Internet kan sänka handelskostnader genom att minska informations- och kommunikationsbarriärer och via introduktionen av nätbaserad handel. Internet har både potential att öppna upp tidigare, på grund av höga handelskostnader, slutna marknader och öka redan pågående handel. Informations- och kommunikationskostnader vid internationell handel är i många fall så pass höga att de kan jämföras med prohibitiva handelsbarriärer. Rent konkret kan internet reducera handelskostnader genom att förenkla dyra processer såsom att hitta rätt leverantör, specificera produktkrav och kvalitet, förhandla priser, ordna med leverans och marknadsföra produkter. Många handelsrelaterade aktiviteter kan bedrivas utan att köpare och säljare behöver mötas. Det leder till att handel kan bedrivas lättare, snabbare och billigare (Fink et al., 2002, Terziaa, 2011).

Behovet av traditionella nätverk och historiska handelsmönster minskar till följd av de reducerade handelskostnaderna. Detta är till stor fördel för länder med små handelsflöden. Länder med bristande handelsnätverk och en avsaknad av historiska band kan på ett lättare sätt skapa nya tack vare internet. Det är framförallt låginkomstländer som saknar etablerade handelskontakter (Terziaa 2011, Freund och Weinhold, 2004).

Internet har även potential att öka handel genom ökad kunskapsspridning, vilket bidrar till att länder kan tillgå kunskap om nya produkter och produktionsprocesser. En högre nivå av humankapital och ett utbud av fler varor öppnar upp för nya handelsmöjligheter (Terziaa, 2011).

Slutligen kan internet potentiellt öka handel genom att reducera risk genom att informationsinhämtning underlättas. Mer information om regler och procedurer i det land där handelspartnern befinner sig och ökad kunskap om handelspartnern kan reducera risken med handel. Med utgångspunkten att producenter är riskaverta bör minskad risk förstärka incitamenten för handel (Vemuri och Siddiqi, 2009).

Med bakgrund i ovanstående teori ställer vi hypotesen att internet har potential att sänka handelskostnader och därmed ha en positiv påverkan på handelsvolym.

2.3.4 Internets påverkan på olika inkomstgrupper

Tidigare forskning har funnit att effekten av internetutbredning på handel är starkare för låginkomstländer än för höginkomstländer (Clark och Wallsten, 2006, Meijers, 2012). En orsak till detta har att göra med att respektive inkomstgrupps internetutbredning för företag ser olika ut. I höginkomstländer har de flesta företagen tillgång till internet, vilket innebär att ökad internetutbredning endast innebär att andelen privatpersoner med tillgång till internet ökar. I låginkomstländer finns det många företag som inte har tillgång till internet vilket innebär att en ökning i internetutbredning leder till att både fler företag och fler konsumenter får tillgång till internet. De flesta positiva effekter av internet på handel uppkommer när företag använder internet för att underlätta bedrivandet av handel. Det innebär att effekten av att fler företagare har tillgång till internet bör överstiga effekten av att fler konsumenter har tillgång till internet (Clarke och Wallsten, 2006). På grund av att många företagare i låginkomstländer inte har tillgång till internet är det en stor konkurrensfördel för de företag som har det, speciellt vid handel med höginkomstländer. Företag med tillgång till internet har större möjligheter att kommunicera och skapa nya handelskontakter med parter i höginkomstländer (Terziaa, 2011).

En annan teori är att internet har större påverkan på handelsvolym, på kort sikt, för höginkomstländer än för låginkomstländer. Det beror på att det krävs resurser, exempelvis utbildning och infrastruktur, för att utnyttja de fördelar internet kan erbjuda. Höginkomstländerna har i dagsläget större tillgång till de resurserna än vad låginkomstländerna har. På lång sikt, när låginkomstländerna kunnat bygga ut nödvändig infrastruktur, har de möjlighet att bygga ut internet snabbare än höginkomstländerna eftersom att de kan hoppa över steg i teknikutvecklingen. Först då kan de dra nytta av de fördelar internet medför vid handel (Terziaa 2011).

De flesta beskrivna effekter av internet på handel rör kostnadsreducering för företag men internet möjliggör även individualisering av internationell handel. Genom uppkomsten av organiserade mötesplatser, såsom e-handel, kan enskilda individer importera för eget bruk. Internationell e-handel för privat bruk stiger vilket innebär att fler konsumenter själva importerar varor och att företag kan nå ut till fler konsumenter. Det är ett fenomen som framförallt uppkommit bland höginkomstländerna eftersom privatpersoners tillgång till internet är högre där (Terziaa, 2011). En ökning i internetutbredning för privatpersoner medför en ökad internationell e-handel vilket ökar den totala handelsvolymen. Det nya användningsområdet kan innebära att internets påverkan på handel för höginkomstländer ökat. Att mäta e-handel är svårt vilket gör att det endast finns uppskattningar av dess storlek (Fredriksson, 2013).

I den tidigare forskningen på området har länder endast delats in i låg- och höginkomstländer. Vi undersöker ytterligare en nivå genom att dela in de 102 studerade länderna i tre grupper, låg-, medel- och höginkomstländer. Vår hypotes är att internet har störst påverkan på låginkomstländers handel och lägst påverkan för höginkomstländer. Med bakgrund i ovanstående teori kan ett omvänt resultat dock inte uteslutas, det är möjligt att internet påverkar handel mer för höginkomstländer än för låginkomstländer.

En hypotes för internets påverkan på handel för medelinkomstländer är svårare att ställa. Orsaken till det är att de har gemensamma karakteristika med både hög- och låginkomstländer och därför kan utnyttja de fördelar internet medför för de båda grupperna men till en lägre grad. Exempelvis innebär en ökning av internet för medelinkomstländer att internetutbredningen för företag ökar, dock inte i lika stor utsträckning som för låginkomstländer. Medelinkomstländer har även möjlighet att utnyttja e-handel, om än i mindre utsträckning än höginkomstländer. Tre möjliga resultat kan väntas, det första är att medelinkomstländer påverkas mest av internet eftersom de kan utnyttja fördelar som både hög- och låginkomstländer har. Det andra tänkbara resultatet är att medelinkomstländer påverkas minst på grund av att de inte fullt ut kan dra nytta av vare sig fördelarna för hög- eller låginkomstländer. Det tredje möjliga resultatet är att medelinkomstländernas påverkningsgrad ligger mittemellan hög – och låginkomstländer eftersom att de kan dra nytta av fördelar från båda håll, men inte i lika hög utsträckning.

2.3.5 Internets påverkan på olika internetutbredningsnivåer

En undersökning av hur effekten av internet på handel skiljer sig mellan länder med olika nivå av internetutbredning har tidigare inte genomförts. En, i litteraturen, central förklaring till att låginkomstländer kan dra mest nytta av ökad internetutbredning är, som ovan nämnts, att internetutbredningen för företagare i låginkomstländer är låg. Det innebär, till skillnad från höginkomstländer, att ökad internetutbredning leder till att fler företag får tillgång till internet vilket har stor potential att öka handel.

Teorin väcker frågan om sambandet mellan internetutbredning och handel är linjärt eller inte. Teorin indikerar att de länder som har lägst internetutbredning bör påverkas mest av ökad internetutbredning eftersom de har lägst andel företagare med tillgång till internet. Därefter bör sambandet vara avtagande fram till den nivå av internetutbredning då samtliga företag har tillgång till internet. När samtliga företag har tillgång till internet predikterar teorin att handelsvolymen inte påverkas av ytterligare internetutbredning. Det förefaller dock inte vara fallet eftersom att många faktorer utöver företags tillgång till internet påverkar hur mycket internet påverkar handel. För att få ytterligare kunskap om sambandet mellan nivå av internetutbredning och graden av internets påverkan på handel har vi undersökt internets påverkan på handel för fem olika nivåer av utbredning. Den huvudsakliga hypotesen är att elasticiteten inte är konstant och att länder med låg internetutbredning påverkas mest av ökad utbredning. Syftet med undersökningen är att utreda huruvida det finns kritiska nivåer av internetutbredning för vilka effekten av internet på handel är högst.

3. Tidigare forskning

Sedan kommersialiseringen av internet har forskning gällande internets effekt på handel behandlats av många forskare. Flera empiriska studier visar på ett positivt samband mellan internetutbredning och bilateral handel (Clarke och Wallsten, 2006, Freund och Weinhold 2004, Vemuri och Siddiqi, 2009, Meijers 2012). Nedan följer en redogörelse för resultat och metod från tidigare forskning⁵.

Freund och Weinhold (2004) undersöker hur internet, mätt som antal nationellt registrerade hemsidor, påverkar bilateral varuexport. De använder gravitationsmodellen för att analysera bilateral handel mellan 56 länder för år 1995 till 1999. Den empiriska studien utförs via en

⁵ Notera att de ekonometriska problem som omnämns behandlas mer ingående i avsnitt 4.4.

panelestimering. Tillväxthastighet används istället för absoluta mått på samtliga tidsberoende variabler för att reducera korrelation till andra socioekonomiska variabler. Landparsspecifika effekter inkluderas för att undvika problem med exkluderade förklarande variabler. Laggade internetvariabler används som robusthetskontroll för att bemöta omvänd kausalitet som ger upphov till endogenitet. Studien visar att tio procents ökning av antal hemsidor i ett land leder till 0.2 procents ökning av exporttillväxten. Resultaten är signifikanta efter år 1996 men inte för tidigare data (Freund och Weinhold, 2004).

Clarke and Wallsten (2006) undersöker huruvida internetutbredning påverkar handelsvolym och om effekten skiljer sig mellan låg- och höginkomstländer⁶. De använder tvärsnittsdata för år 2001 för 93 länder som estimeras med estimeringsmetoderna OLS och 2SLS. Båda metoderna genererar likvärdiga resultat. För att skilja mellan inkomstgrupper utförs två separata regressioner, en med låginkomstländer och en med höginkomstländer. De undersöker kausaliteten mellan internet och handel genom att använda en instrumentell variabel, huruvida länder har monopol på internetlinjer eller ej. Variabeln motiveras med att länder med monopol på datalinjer troligen har lägre internetutbredning på grund av högre priser. De finner att det löper kausalitet från internetutbredning till handel men poängterar att det inte utesluter att det även råder omvänd kausalitet (Clarke och Wallsten, 2006).

Två olika variabler för internetutbredning används, andel av befolkningen med tillgång till internet och antalet internetleverantörer i landet. Författarna finner att en ökning av internetutbredning påverkar handel från låginkomstländer till höginkomstländer. Handel låginkomstländer emellan och export från höginkomstländer påverkas inte av ökad internetutbredning (Clarke och Wallsten, 2006).

Vemuri och Siddiqi (2009) studerar informations- och kommunikationsinfrastruktur samt internets påverkan på internationella handelsvolym. De använder gravitationsmodellen som empirisk metod och studerar paneldata för 64 länder för år 1985 till 2005. Paneldatametoder, landparsspecifika och tidsspecifika effekter, används för att undvika snedvridna estimat till följd av uteslutna förklarande variabler. Endogenitetsproblemet behandlas med instrumentella variabler genom Hausman-Taylor-metoden. För att skilja mellan perioden före internets kommersialisering och efter, har en dummyvariabel som antar värde ett för tidsperioden efter

⁶ I gruppen låginkomstländer inkluderas de länder vi klassificerar som medelinkomstländer.

internets kommersialisering inkluderats. Resultatet från studien visar att det finns en positiv och signifikant effekt av internet på internationell handel (Vemuri och Siddiqi, 2009).

Meijers (2012) undersöker om internet, mätt som procentuell andel av befolkningen med tillgång till internet, påverkar ekonomisk tillväxt direkt eller indirekt via handel. Studien genomförs på paneldata för perioden 1990-2008 för 162 länder. Landparsspecifika och tidsspecifika effekter inkluderas. De estimeringsmetoder som används är *fixed effect OLS*, *random effect OLS* och GMM-teknik. För att bedöma kausaliteten genomförs ett Granger-test som visar att kausalitet framförallt löper från internetutbredning till handel. Det utesluter dock inte att kausalitet löper i den andra riktningen. Hausman-Taylor-metoden används för att behandla endogenitetsproblemet. Studiens resultat visar att internetutbredning indirekt påverkar ekonomisk tillväxt via handel. Ytterligare ett resultat av studien är att internetutbredning har större effekt på handel för låginkomstländer än för höginkomstländer (Meijers, 2012).

Sammanfattningsvis är den forskning vi tagit del av enig gällande att det finns en signifikant effekt av internet på handel, hur stor effekten är skiljer sig beroende på studiens fokus, metod och dataperiod. Den mest använda variabeln för internet är den procentuella andelen av befolkningen med tillgång till internet. Ett centralt resultat är att internets effekt på handel har olika effekt för länder med olika inkomstnivå. För år 1995-1999 har internet endast en signifikant effekt på export från låginkomstländer till höginkomstländer (Clark och Wallsten, 2006). För senare data har internet en effekt på båda inkomstgrupperna men effekten är större för låginkomstländer än för höginkomstländer (Meijers, 2012). Icke-existerande handelsflöden behandlas inte till någon större grad i de tidigare studierna, de stryks eller tillskrivs låga värden för att möjliggöra estimering av en logaritmerad modell. Icke-observerad heterogenitet bemöts genom användande av paneldata och estimering med olika instrumentella variabelmetoder såsom *fixed effect* och Heckman-modell (Freund och Weinhold 2004, Vemuri och Siddiqi 2009). Endogenitetsproblematiken bemöts i de senare studierna, genom att de använder en Hausman-Taylor-metod (Vemuri och Siddiqi, 2009, Meijers, 2012).

4. Empirisk strategi

Detta kapitel ämnar beskriva vårt empiriska tillvägagångssätt för att besvara frågeställningen. Inledningsvis presenteras den modell som används, gravitationsmodellen, därefter redogörs för den specifika specificeringen för varje frågeställning. Efter det diskuteras vilka estimeringsproblem som uppkommer och hur vi bemöter dem. Kapitlet avslutas med en källkritisk diskussion kring det datamaterial som används.

4.1 Gravitationsmodellen

Gravitationsmodellen för bilateral handel grundar sig på Newtons gravitationsteori där två kroppar attraheras till varandra i proportion till deras massa och till inversen av avståndet mellan dem. Gravitationslagen började användas inom handelsteori när Tinbergen (1962) förklarade bilateral handel med att länder bedriver handel i proportion till deras storlek och till handelskostnaden för det specifika paret. Länders storlek mäts vanligtvis i BNP och handelskostnader i geografisk distans (Combes et.al, 2008 s.101).

I grundmodellen antas handelsflöden påverkas positivt av handelspartnerns respektive BNP och negativt av distansen mellan länderna. I ekvation (1), som illustrerar gravitationsmodellens uppbyggnad, representerar T_{ij} det monetära värdet på export från land i till j. Y_i och Y_j representerar BNP för land i och j och D_{ij} är den geografiska distansen mellan dem. A är en konstant variabel som inte är specifik för land i eller j. Variabeln kan exempelvis utgöra nivån av global liberalisering (Bergstrand 1985, Combes et.al, 2008, s.101).

$$T_{ij} = A^{\alpha_0} Y_i^{\alpha_1} Y_j^{\alpha_2} / D_{ij}^{\alpha_3} \quad (1)$$

$$\ln T_{ij} = \alpha_0 \ln A + \alpha_1 \ln Y_i + \alpha_2 \ln Y_j - \alpha_3 \ln D_{ij} + \varepsilon_{ij} \quad (2)^7$$

(Combes et.al 2008 s.103)

Modellen kan tolkas som att BNP för land i, Y_i , motsvarar utbudet som land i är villiga att exportera till land j. BNP för land j, Y_j , motsvarar land j:s efterfråga på varor från land i. Distans, D_{ij} , representerar kostnaden för att varorna ska fraktas mellan länderna (Combes et.al

⁷ Logaritmerad gravitationsmodell för att möjliggöra OLS-estimering.

2008, s.101). Logiken bakom att länders storlek, BNP, används som central förklarande variabel för bilateral handel är att stora ekonomier handlar mer i absoluta tal. De har mer resurser att importera för och attraherar en stor andel av andra länders handelsbudgeter eftersom att de kan erbjuda ett brett utbud av varor (Krugman och Obstfeld, 2009, s. 15).

Handelskostnader påverkar handel negativt, större handelsflöden förväntas förekomma mellan länder med låga bilaterala handelskostnader. Att approximera handelskostnader med distans är praxis, men variabeln fångar inte upp alla aspekter av handelskostnader vilket gör att modellen oftast kompletteras med ytterligare variabler. En vanlig metod är att inkludera variabler för att fånga upp kostnader för handelspolitik, informationskostnader och transportkostnader (Combes et.al, 2008, s.116). I litteraturen förekommer variabler såsom preferenshandelsavtal och tullar för att inkludera effekter av handelspolitik i modellen. Dummyvariabler för preferenshandelsavtal är den vanligaste variabeln på grund av svårigheter att tillgå fullständig information på tullar (Bachetta et.al, 2012). Närhet till vatten och gemensam landgräns har använts för att mäta transportkostnader (Gómez-Herrera, 2013). Gemensamt språk och koloniala kopplingar används ofta som en indikator på att länder har liknande kultur och liknande politiska och juridiska institutioner som sänker informationskostnaderna (Mayer och Zignago, 2005). Handelskostnader är en omdiskuterad variabel eftersom det är mycket svårt att fånga upp alla aspekter i en empirisk estimeringsmodell. Det är centralt för resultatet att modellen fångar upp nödvändiga aspekter av handelskostnader (Anderson & van Wincoop, 2004).

Gravitationsmodellen fick tidigt kritik för att inte överensstämmer med gängse handelsteori, utan endast vara ett ekonometriskt verktyg. Senare har gravitationsmodellen kunnat förklaras utifrån flertalet etablerade handelsteoretiska modeller. Bland annat överensstämmer den med *New Trade Theory* och *New New Trade Theory* (Chaney 2008, Bachetta et.al, 2012 s.104).

4.2 Empirisk specifikation

För att undersöka de tre frågeställningarna i uppsatsen testas tre modeller. Den första modellen testas den grundläggande hypotesen, huruvida internet har en effekt på bilateral handel. Därefter undersöker vi på två olika sätt om effekten av internet är konstant över landsgrupper. Inledningsvis undersöks det tidigare studerade fenomenet, om effekten av internet på handel skiljer sig mellan inkomstgrupper. Därefter undersöks ett ännu outforskat

område, huruvida internets påverkan på handel skiljer sig mellan länder med olika nivå av internetutbredning.

4.2.1 Internets effekt på handel

Den grundläggande modellen för internets effekt på handel är utformad som en traditionell gravitationsmodell. Som beroende variabel används EU-länders import och som oberoende variabler används handelspartners BNP, bilateral geografisk distans, BNP per capita, dummyvariabler för år, preferenshandelsavtal, gemensamt språk, gemensam gräns, om exportlandet ej gränsar till vatten samt koloniala kopplingar. Som huvudvariabel internetutbredningen i exportlandet. Samtliga variabler med källor finns i Appendix A.2.

$$\begin{aligned} \ln Import_{ijt} = & \beta_0 + \beta_1 \ln BNP_{it} + \beta_2 \ln BNP_{jt} + \beta_3 \ln Dist_{ij} + \beta_4 \ln BNPpc_{it} \\ & + \beta_5 \ln BNPpc_{jt} + \beta_6 PTA_{ijt} + \beta_7 Språk_{ij} + \beta_8 gräns_{ij} + \beta_9 inland_j \\ & + \beta_{10} koloni_{ij} + \beta_{11} \ln Internet_{jt} + \tau_t + \lambda_{ij} + \varepsilon_{ijt} \end{aligned} \quad (3)$$

Studien fokuserar på export från resten av världen till EU27. Importdata har högre precision än exportdata eftersom ett land har större incitament att rapportera importdata på grund av att det utgör tullunderlag (Bacchetta et.al, 2012 s.119). Med detta som grund har EU:s importvärden låtit motsvara handelspartners exportvärden. Variabeln, $Import_{ijt}$, utgör varje EU27-lands bilaterala import från de 102 studerade länderna.

BNP-värden, för både EU27-länderna, BNP_{it} , och exportländerna, BNP_{jt} , anges i absoluta nominella värden i enlighet med gravitationsmodellpraxis (Bacchetta et. al, 2012 s.119). BNP förväntas, i enlighet med presenterad teori, ha en positiv effekt på handel.

Bilateral geografisk distans, $Dist_{ij}$, har beräknats av Mayer och Zignago (2011) genom att använda *The Great Circle Formula*. Formeln använder latituder och longituder för den befolkningsmässigt största staden i varje land. Stadens geografiska positionering används för att beräkna distansen till handelspartners viktigaste stads geografiska positionering. Variabeln är ett absolut mått på bilateral distans (Mayer och Zignago, 2011). Distans förväntas ha en negativ effekt på handel (Bacchetta et. al, 2012 s.120).

BNP per capita för respektive EU-land, $BNPpc_{it}$, och för respektive exportland, $BNPpc_{jt}$, används för att fånga upp per capita-effekter. Eftersom BNP inkluderas som variabel mäter

BNP per capita-variabeln endast effekten av att befolkningen ändras då övriga variabler hålls konstanta. I litteraturen har denna variabel estimerats både positiva och negativa koefficienter.

Variabeln för preferenshandelsavtal, PTA_{ijt} , är en dummyvariabel som antar värdet ett, i det fall ett preferenshandelsavtal är slutet mellan EU-länderna och respektive exportland. EU-länderna bedriver gemensam handelspolitik gentemot tredje part, vilket innebär att respektive exportland möter samma tullpolitik oavsett vilket EU-land de handlar med (Baldwin och Wyplotz 2012 s.46). Preferenshandelsavtal inkluderar förmånsbehandling för utvecklingsländer, tullunioner och den Europeiska frihandelssammanslutningen, EFTA (EU, 2013). Variabeln förväntas ha en positiv effekt på handel.

Gemensamt språk, $Språk_{ij}$, är en dummyvariabel som antar värdet ett, när det bilaterala paret har ett gemensamt officiellt språk. Dummyvariabeln för gemensam gräns, $Gräns_{ij}$, antar värdet ett, när det bilaterala paret delar en gräns (Mayer och Zignago, 2011). Båda variablerna antas ha en positiv effekt på handel, eftersom den förstnämnda sänker kommunikationskostnader och den andra bland annat sänker transportkostnader.

En dummyvariabel för fall när exportlandet endast är omgivet av land, $Inland_j$, inkluderas. För de länder som inte angränsar till någon kust antar dummyvariabeln värdet ett. Variabeln antas påverka handel negativt, eftersom en stor del av varuhandel sker via fraktfartyg. De länder som inte har tillgång till en kust måste först transportera varorna över land vilket för med sig ökad handelskostnad, vilket i sin tur påverkar handel negativt.

Koloniala kopplingar, $Koloni_{ij}$, är en dummyvariabel som antar värdet ett, när parterna befunnit sig i ett kolonialt förhållande eller om de haft en gemensam kolonisationsö. Variabeln är hämtad från CEPII(2013a) där kolonialt förhållande definieras som att ett land, oberoende av dess utvecklingsnivå, har styrt över ett annat land under en lång period och därigenom bidragit till statens nuvarande institutioner (Mayer och Zignago, 2011). När länder har liknande politiska, juridiska och kulturella institutioner blir handelskostnaderna lägre vilket gör att variabeln antas ha en positiv effekt på handel.

Vår huvudvariabel, variabeln för internetutbredning, $Internet_{jt}$, består av respektive exportlands internetutbredning såsom specificerats i avsnitt 2.1 Internetdata. Den väntas i enlighet med presenterad teori ha en positiv effekt på handel.

För att fånga upp eventuella årsspecifika effekter inkluderas *fixed effect* för år⁸, τ_t . Den studerade perioden, år 2009-2012, har varit en turbulent period i världsekonomin med flera stora finansiella kriser. På grund av detta är det viktigt att testa för årsspecifika effekter. De årsspecifika effekterna fångar upp sådant som är konstant mellan länder men varierar över år. Variabeln är endast en kontrollvariabel, vilket gör att vi inte kommer lägga fokus på hur effekten av år ser ut.

4.2.2 Skillnader mellan inkomstgrupper

För att testa om effekten av internet på handel skiljer sig mellan inkomstgrupper har ekvation (3) utvidgats med en dummyvariabel för inkomstgruppstillhörighet, $MBNI_{jt}$ och $HBNI_{jt}$, och en interaktionsvariabel, som kombinerar denna dummyvariabel med internetvariabeln, $MBNI_{jt} * \ln Internet_{jt}$ och $HBNI_{jt} * \ln Internet_{jt}$. Inkomstindelningen följer världsbankens BNI-klassificering⁹. Låginkomstländer är referensgrupp och interaktionsvariabler för medel- respektive höginkomstländer är inkluderade i regressionen.

Eftersom att låginkomstländer utgör referensgrupp fångas effekten av internet på handel för denna grupp upp av koefficienten för internet, $\ln Internet_{jt}$. Koefficienten för interaktionsvariabeln adderas till koefficienten för internet för att få effekten av internet på handel för hög- respektive medelinkomstländer¹⁰.

Vi förväntar oss, i enlighet med tidigare forskning och den presenterade teorin, att effekten av internet är högre för låginkomstländer än för höginkomstländer vid export till höginkomstländer, EU. I teorin presenteras även förklaringar till varför sambandet kan vara vara det omvända, exempelvis saknar låginkomstländer vissa nödvändiga resurser för att utnyttja internet i handelssyfte, vilket gör att vi inte utesluter ett omvänt resultat.

$$\begin{aligned}
 \ln Import_{ijt} = & \beta_0 + \beta_1 \ln BNP_{it} + \beta_2 \ln BNP_{jt} + \beta_3 \ln Dist_{ij} + \beta_4 \ln BNP_{pc_{it}} \\
 & + \beta_5 \ln BNP_{pc_{jt}} + \beta_6 PTA_{ijt} + \beta_7 Språk_{ij} + \beta_8 Gräns_{ij} + \beta_9 Inland_j \\
 & + \beta_{10} Koloni_{ij} + \beta_{11} \ln Internet_{jt} + \beta_{12} MBNI_{jt} + \beta_{13} HBNI_{jt} \\
 & + \beta_{14} \ln Internet_{jt} * MBNI_{jt} + \beta_{15} \ln Internet_{jt} * HBNI_{jt} + \tau_t + \lambda_{ij} \\
 & + \varepsilon_{ijt}
 \end{aligned} \tag{4}$$

⁸ Det har gjorts via dummyvariabler för år.

⁹ Världsbankens klassificering: Låginkomstland: BNI/capita på \$ 1035 eller mindre. Medelinkomstland: BNI/capita på \$ 1036 till \$ 12615. Höginkomstland: BNI/capita på \$ 12615 eller mer (Världsbanken, 2013b).

¹⁰ För medelinkomstländer: $\beta_{11} + \beta_{14}$ För höginkomstländer: $\beta_{11} + \beta_{15}$.

4.2.3 Skillnader mellan internetutbredningsnivåer

Slutligen undersöks det om internets påverkan på handel skiljer sig mellan länder med olika internetutbredningsnivå. Vi vill undersöka om det finns några specifika internetutbredningsnivåer för vilka internet har störst effekt på handel. Ekvation (3) kompletteras därför med fem interaktionsvariabler som representerar effekten av internet på handel för fem olika internetutbredningsnivåer. Interaktionsvariabeln, $internet_{jt} * lnInternet_{jt}$, är konstruerad genom att multiplicera en dummyvariabel för internetutbredningsnivå, $internet_{jt}$, med variabeln för internet, $lnInternet_{jt}$. I ekvation (5) exkluderas $lnInternet_{jt}$ för att interaktionsvariabler för samtliga nivåer ska kunna inkluderas i modellen. Det innebär att koefficienten för en interaktionsvariabel tolkas som elasticiteten av internet på handel för den internetutbredningsnivå som interaktionsvariabeln representerar. De nivåer av internetutbredning som undersöks presenteras i tabell 3.

Tabell 3 - Internetutbredningsnivåer

| Utbrednings-nivå | Internetutbredning per 100 invånare | Interaktionsvariabel | Antal länder ¹¹ |
|------------------|-------------------------------------|------------------------------------|----------------------------|
| 1 | 0-10 | $lnInternet_{jt} * internet1_{jt}$ | 26 |
| 2 | 10-20 | $lnInternet_{jt} * internet2_{jt}$ | 17 |
| 3 | 20-40 | $lnInternet_{jt} * internet3_{jt}$ | 25 |
| 4 | 40-60 | $lnInternet_{jt} * internet4_{jt}$ | 18 |
| 5 | 60-100 | $lnInternet_{jt} * internet5_{jt}$ | 14 |

I enlighet med presenterad teori förväntar vi oss att elasticiteten skiljer sig mellan länder med olika nivå av internetutbredning. De tre lägsta utbredningsnivåerna, 1, 2 och 3 förväntas vara de grupper vars handel påverkas mest av ökad internetutbredning.

$$\begin{aligned}
 lnImport_{ijt} = & \beta_0 + \beta_1 lnBNP_{it} + \beta_2 lnBNP_{jt} + \beta_3 lnDist_{ij} + \beta_4 lnBNPpc_{it} \\
 & + \beta_5 lnBNPpc_{jt} + \beta_6 PTA_{ijt} + \beta_7 Språk_{ij} + \beta_8 Gräns_{ij} + \beta_9 Inland_j \\
 & + \beta_{10} Koloni_{ij} + \beta_{11} lnInternet_{jt} * internet1_{jt} + \beta_{12} lnInternet_{jt} \\
 & * internet2_{jt} + \beta_{12} lnInternet_{jt} * internet3_{jt} \\
 & + \beta_{12} lnInternet_{jt} * internet4_{jt} + \beta_{12} lnInternet_{jt} * internet5_{jt} \\
 & + \tau_t + \lambda_{ij} + \varepsilon_{ijt}
 \end{aligned} \tag{5}$$

¹¹ Genomsnittligt antal länder som tillhör respektive grupp över de fyra åren, på grund av avrundning uppgår den totala siffran till 100 och inte 102.

4.3 Val av exportländer i studien

Studien undersöker hur internetutbredning i världen påverkar omvärldens handel med EU. Samtliga EU-länder är inkluderade som importörer. Notera att Kroatien inte agerar importör i datamaterialet eftersom landet blev medlem i unionen år 2013 (EU, 2013). Utgångspunkten har varit att använda så många exportländer som möjligt för att skapa största möjliga datamaterial. Stora datamaterial genererar bättre estimat (Dougherty 2011, s.517).

På grund av bristande datatillgång har flera av världens länder exkluderats ur studien. Totalt inkluderas 102 länder¹² som exportörer. Att länder exkluderas kan skapa problem för validiteten av estimaten eftersom att urvalet inte är slumpmässigt utan beror på avsaknad av data. Om avsaknaden av data beror på faktorer som påverkar handelsflöden kan det ge upphov till icke-väntevärdesriktiga estimat. Exempelvis är det vanligt att länder inte redovisar icke-existerande handelsflöden och istället för att redovisa värdet noll utelämnas data helt (Bacchetta et. al, 2012, s.105). Eftersom att det saknas många observationer för bilaterala handelsflöden och att det inte har varit möjligt att undersöka huruvida det rör sig om icke-existerande handelsflöden eller brister i datainsamlingen, har vi valt att exkludera de länder för vilka mycket stor datamängd saknas i rapporteringen. Det innebär att många bilaterala par där handelsflödet är noll har exkluderats ur studien. Det kan påverka väntevärdesriktigheten av estimaten.

Det är framförallt två grupper av länder som exkluderas ur datamaterialet, små subtropiska stater och länder i mellanöstern. De små subtropiska staterna har ofta lågt internetanvändande (Världsbanken, 2013a) och små handelsflöden (Eurostat, 2013a). De exkluderade länderna i mellanöstern är framförallt oljeexportörer med stora handelsflöden till EU (Eurostat, 2013a) och relativt hög internetutbredning (Världsbanken, 2013a).

4.4 Estimeringsfrågor

Gravitationsmodellen anses vara ett av de mest framgångsrika empiriska verktygen i internationell ekonomi men svårigheterna med att estimeras modellen är dock stora (Gómez-Herrera, 2013). Nedan följer en presentation av hur våra modeller estimeras och vilka estimeringsproblem som uppkommer.

¹² Se appendix A.1.

4.4.1 OLS-Estimering

Traditionellt har gravitationsmodellen logaritmerats för att skapa en linjär modell som kan estimeras med OLS. OLS är en linjär estimeringsmetod som generar de bästa estimaten förutsatt att ett antal kriterier är uppfyllda¹³. Innebörden av bästa estimat är att de är väntevärdesriktiga och antar lägsta möjliga varians. Om kriterierna inte uppfylls, kan estimaten komma att bli icke-väntevärdesriktiga eller anta hög varians (Dougherty 2011, s.112-113).

I den logaritmerade gravitationsmodellen¹⁴ är β_0 funktionens konstant, β för dummyvariabler tolkas som skillnaden i koefficientstorlek jämfört med referensgruppen och resterande β tolkas som respektive variablers elasticitet. Elasticiteten tolkas som den procentuella förändringen på T_{ij} när en specifik variabel ändras med en procent och övriga variabler hålls konstanta (Bacchetta et.al, 2012 s.106). Modellens felterm representeras av ε (Combes et.al 2008, s.101).

OLS-metoden är den standardiserade proceduren för estimering av gravitationsmodellen och kommer att användas som huvudmetod i denna uppsats. Fördelen med metoden är att den är enkel att genomföra. Enkelheten för dock med sig många estimeringsproblem (Bacchetta et.al, 2012, s.105). Fyra vanliga estimeringsproblem vid estimering av gravitationsmodellen med OLS är heterogenitet, endogenitet, icke-existerande handelsflöden som inte är definierade i modellen, samt heteroskedasticitet. Nedan förs en kort diskussion kring varje problem och vad vi gör för att försöka åtgärda problemen.

4.4.2 Felspecificering av modell – heterogenitet och endogenitet

För att OLS-metoden ska fungera felfritt krävs det att den estimerade modellen är korrekt. Det innebär att samtliga variabler som förklarar handel inkluderas i modellen och att inga variabler som inte förklarar handel inkluderas. Om förklarande variabler med korrelation till inkluderade variabler utesluts ur modellen resulterar det i att estimaten inte blir väntevärdesriktiga (Dougherty, 2011, s.251). Två olika problem kopplade till uteslutna förklarande variabler uppstår vid estimering av gravitationsmodellen, icke-observerad heterogenitet och endogenitet.

¹³ Se Dougherty 2011 s .112-114 för mer information om OLS kriterier. Multikolinjäritet har det kontrollerats för i en korrelationsmatris, se appendix A.4.

¹⁴ Se ekvation 2.

Icke-observerad heterogenitet är en ekonometrisk benämning på att det finns icke-observerade skillnader mellan de studerade objekten. I gravitationsmodellen uppstår det till följd av att handel mellan olika länder förklaras av variabler som är specifika för varje bilateralt par. Det innebär att alla förklarande variabler inte kan inkluderas i modellen (Gómez-Herrera, 2013).

Endogenitetsproblemet innebär att förklarande variabler är korrelerad till feltermen, ε , vilket gör att OLS skattar icke-väntevärdesriktiga estimat och att standardfelen blir felaktiga (Dougherty, 2011, s.518). Detta kan i gravitationsmodellen exempelvis uppstå via variabeln för BNP. BNP antas påverka handelsflöden och är inkluderad som förklarande variabel. Eftersom handelsflöden i sin tur påverkar BNP kommer modellens exkluderade förklarande variabler för handelsflöden påverka BNP. De exkluderade förklarande variablerna fångas upp av feltermen vilket gör att den blir korrelerad till BNP-variabeln och endogenitet råder (Combes et.al 2008, s.113). I våra modeller är det tänkbart att internetutbredning påverkas av handel, vilket gör att endogenitet uppkommer på grund av internetvariabeln. Länder som bedriver mycket handel och har många internationella kontakter får fler influenser från andra länder och tar del av utländsk teknik. Det innebär att det är sannolikt att stora handelsflöden leder till hög internetutbredning. För att reducera problemet med endogenitet använder vi en laggad internetvariabel som robusthetskontroll. Det minskar endogenitetsproblemet eftersom årets handel troligen inte påverkar förra årets internetutbredning i lika hög grad årets internetutbredning.

Icke-observerad heterogenitet och endogenitet är stora problem vid estimering av gravitationsmodellen med tvärsnittsdata. Användning av paneldata erbjuder lösningar på problemen genom användning av *fixed effect* och är därför att föredra (Gómez-Herrera, 2013). *Fixed effect* fångar upp effekterna av de landspecifika, icke-observerade, variablerna och eliminerar därigenom problemen (Dougherty, 2011, s.520).

Om modellen är korrekt och de observerade variablerna fångar upp alla relevanta effekter på den beroende variabeln kan *fixed effects* utelämnas, det kallas för *pooled OLS* regression. Då behandlas alla observationer för alla tidsperioder som ett enda urval (Dougherty, 2011, s.518). Vi använder en *pooled OLS*-estimering som huvudmetod, resultaten kontrolleras via robusthetskontroll med *fixed effect OLS*.

4.4.3 Icke-existerande handel i logaritmerad modell

När modellen logaritmeras uppstår problem med att inkludera icke-existerande handel, när ett

bilateralt handelsflöde antar monetärt värde noll, i estimeringen. Logaritmen av noll är inte definierad, vilket gör att det inte går att inkludera observationer som antar värde noll. Många av världens länder bedriver av olika orsaker inte bilateral handel. Förklaringen till detta kan vara centrala för att estimerade vad som påverkar handelsflöden. Att stryka de observationer som antar värde noll kan därför leda till att estimaten inte blir väntevärdesriktiga (Gómez-Herrera, 2013). För att bemöta problemet estimerar vi utöver en loglinjär modell en robusthetskontroll med *Poisson*-metoden, som tillåter estimering utan att handelsflöden logaritmeras.

4.4.4 Heteroskedastisk data

Ett kriterium för att OLS ska generera korrekta standardfel är att data är homoskedastisk. Det innebär att variansen på feltermen, ε , ska vara konstant över alla observationer. Handelsdata uppfyller oftast inte kravet på homoskedasticitet utan är heteroskedastisk, vilket innebär att variansen på feltermen, ε , varierar över observationer. Det gör att standardfelen blir felaktiga (Gómez-Herrera, 2013). Närvaron av heteroskedasticitet gör att robusta standardfel alltid bör användas vid estimering av gravitationsmodellen (Bacchetta et.al, 2012 s.105). Ett Whites heteroskedasticitets-test för studiens datamaterial återfinns i appendix A.3, datamaterialet innehåller heteroskedasticitet varför vi genomgående använder Huber-White-korrigerade standardfel.

Ytterligare ett problem med heteroskedastisk data uppstår när modellen är logaritmerad, eftersom att feltermens karaktär förändras vid logaritmering. Väntevärdet av en logaritmerad slumpvariabel skiljer sig från logaritmen av slumpvariabelns väntevärde, $E(\ln y) \neq \ln E(y)$. Sambandet har ofta ignorerats i ekonometrin vilket skapar problem om man estimerar heteroskedastisk data i en loglinjär modell. Estimaten blir inte väntevärdesriktiga (Santos Silva och Tenreiro, 2006, Gómez-Herrera, 2013).

Santos Silva och Tenreiro (2006) föreslår, på grund av problemen med att estimerade en loglinjär modell, att gravitationsmodellen bör estimeras i dess multiplikativa grundformat. De föreslår den icke-linjära estimeringsmetoden *Poisson*. Metoden erbjuder lösningar till både problematiken med icke-existerande handelsflöden och heteroskedasticitet. Icke-existerande handelsflöden medför inga problem i en multiplikativ gravitationsmodell eftersom att själva problematiken ligger i att logaritmen för noll inte är definierad. Utan logaritmer i modellen elimineras problemet naturligt (Santos Silva och Tenreiro, 2006). Vi genomför robusthetskontroller med *Poisson*-metoden.

4.4.5 Metodvals påverkan på estimaten

Problematiken med OLS-estimering har lett till att gravitationsmodellen ofta kompletteras med icke-linjära estimeringsmetoder. Det finns flera förslag på metoder för att estimera gravitationsmodellen men det råder delad mening om vilken som bör användas. Samtliga har för- och nackdelar och ingen är uteslutande bättre än den andra (Gómez-Herrera, 2013).

I en studie av Gómez-Herrera, (2013) undersöks vilken estimeringsmetod som är mest lämpad för gravitationsmodellen. Studien använder 80 % av världens handelsflöden för perioden 1980-2008. Samtliga metoder¹⁵ visar på en signifikant positiv effekt av länders BNP, en negativ effekt av distans och en positiv effekt av preferenshandelsavtal. De huvudsakliga skillnaderna mellan metoderna ligger i storleken på koefficienterna. Inkorrekt hantering av icke-existerande handelsflöden, såsom med OLS, leder till uppenbart sämre resultat eftersom koefficienterna blir överestimerade. Ickelinjära estimeringsmetoder genererar bäst resultat och är robusta även vid heteroskedastisk data (Gómez-Herrera, 2013). Av flertalet icke-linjära modeller har *Poisson*-metoden argumenterats vara den bästa vid heteroskedastisk data (Gómez-Herrera, 2013).

4.5 Källkritik

Datamaterialet som används är hämtat från väletablerade källor, men det utesluter dock inte brister i dess överensstämmelse med de verkliga förhållandena. Svårigheter vid insamling och länders manipulering av siffror vid inrapportering är exempel på problem som kan förekomma. Det är svårt att granska de datakällor som används eftersom presentation av tillvägagångssätt för insamling av data är bristfällig. Vid Världsbankens presentation av BNP-, BNI-, befolkning- och internetutbredningssiffrorna presenteras endast variabeldefinition, vidare förklaring av insamlingens tillvägagångssätt finns inte.

Den insamlade handelsdatan från Eurostat visar EU:s importdata istället för exportländernas exportdata eftersom att rapporteringsplikten och noggrannheten är högre för importdata än exportdata. Datamaterial för de bilaterala dummyvariablerna är hämtat från det franska forskningscentrumet CEPII och har legat till grund för flera studier, vilket gör datamaterialet tillförlitligt.

¹⁵ Ordinary least square (OLS) Nonlinear Least Squares (NLS), Feasible Generalised Least Squares (FGLS), Heckman sample selection model och Gamma och Poisson Pseudo Maximum Likelihood (GPML och PPML).

I vår presentation av estimering av gravitationsmodellens förlitar vi oss på några framstående artiklar som belyser estimeringsproblematiken. Vår kunskap på området är begränsad, därmed lägger vi ingen vikt vid vidare undersökning och diskussion om jämförelser av de olika metoderna.

5. Empiriska resultat

Nedan följer en presentation av resultat och analys för de tre frågeställningarna. Samtliga estimeras med pooled OLS, fixed effect OLS och Poisson. Valet av metod grundar sig i de estimeringsproblem som beskrivits ovan. Pooled OLS används som huvudmodell eftersom vi har bredare kunskap kring modellens uppbyggnad. På grund av de estimeringsproblem som uppstår vid gravitationsmodellestimering inkluderas estimering med fixed effect OLS och Poisson som robusthetskontroll. Fixed effect OLS-estimeringen hanterar problemen med icke-observerad heterogenitet och endogenitet. Poisson-modellen löser problemen med estimering av icke-existerande handelsflöden och heteroskedasticitet i en loglinjär modell.

5.1 Internets effekt på handel

5.1.1 Pooled OLS-estimering

Pooled OLS-regressionen uppvisar väntade resultat för estimering av en gravitationsmodell och resultaten återfinns i tabell 4 i kolumn: koefficient Pooled OLS. Handelspartnernas respektive BNP har en signifikant positiv effekt på handel och bilateral distans har en signifikant negativ effekt på handel. Handelspartnernas BNP per capita inkluderas som kontrollvariabler för att fånga upp per capita-effekter. Ingen specifik effekt väntas av dem. EU-ländernas BNP per capita har en signifikant negativ effekt på handel medan exportlandets BNP per capita har en insignifikant effekt på handel. Dummyvariabeln för preferenshandelsavtal avviker från väntat resultat, den är signifikant negativ. Det resultatet finner vi ingen bra förklaring till, men det visar sig i robusthetskontroll med Poisson-metoden att resultatet inte är robust. Dummyvariabler för gemensamt språk, gemensam landgräns och koloniala kopplingar har i enlighet med teorin en positiv signifikant effekt på handel. Dummyvariabeln för inland är signifikant negativ, vilket även det är ett väntat resultat. Dummyvariabler för år är inkluderade för att fånga upp makroekonomiska effekter som varierar över år, ingen specifik effekt väntas av variablerna. Samtliga dummyvariabler för år visar på en signifikant negativ effekt på handel.

Vår huvudvariabel, internet, estimeras en signifikant positiv effekt på handel vid 1 % -nivån. Den estimerade koefficienten för internet är 0,26. Det betyder att en ökning av internet med 10 % ökar handeln med 2,6 %. Det överensstämmer med det förväntade resultatet att internet har en positiv påverkan på handel.

Tabell 4 – Resultattabell: Internets effekt på handel

| Beroende variabel | $\ln Import_{ijt}$ | $\ln Import_{ijt}$ | $Import_{ijt}$ |
|---------------------|----------------------------------|--|-------------------------------|
| Variabel | Koefficient <i>Pooled OLS</i> | Koefficient <i>OLS Fixed effect</i> | Koefficient <i>Poisson</i> |
| $\ln BNP_{it}$ | 1,509*** (0.000) | -0,179 (0.854) | 0,854*** (0.000) |
| $\ln BNP_{jt}$ | 1,154*** (0.000) | -0,753 (0.543) | 0,87*** (0.000) |
| $\ln Dist_{ij}$ | -0,911*** (0.000) | | -0,778*** (0.000) |
| $\ln BNP_{pc_{it}}$ | -0,412*** (0.000) | -0,746 (0.399) | 0,269*** (0.000) |
| $\ln BNP_{pc_{jt}}$ | -0,04 (0.244) | 0,898 (0.468) | -0,331*** (0.000) |
| PTA_{ijt} | -0,303*** (0.000) | | -0,014 (0.800) |
| $Språk_{ij}$ | 0,63*** (0.000) | | 0,205** (0.015) |
| $Gräns_{ij}$ | 1,84*** (0.000) | | 0,615*** (0.000) |
| $Inland_j$ | -0,731*** (0.000) | | -0,278** (0.019) |
| $Koloni_{ij}$ | 0,693*** (0.000) | | -0,105 (0.278) |
| $\ln Internet_{jt}$ | 0,262*** (0.000) | 0,125* (0.078) | 0,353*** (0.000) |
| $\text{År}2010$ | -0,211*** (0.002) | 0,081* (0.088) | 0,003 (0.974) |
| $\text{År}2011$ | -0,257*** (0.000) | 0,196*** (0.004) | 0,019 (0.811) |
| $\text{År}2012$ | -0,431*** (0.000) | 0,19** (0.042) | -0,064 (0.416) |
| Antal observationer | 10327 | 10327 | 10962 |
| R^2 | 0,644 | | 0,8409 |

***Signifikant vid 1 % signifikansnivå **Signifikant vid 5 % signifikansnivå *Signifikant vid 10 % signifikansnivå.

Notera: P-värde presenteras i parantes. Standardfelen är Huber-White-korrigerade standardfel. Poissonmodellen skattas i stata12 med: *poisson handel_{ijt} ln(distans)_{ij} lnBNP_{it} lnBNP_{jt} (resterande variabler), robust* som föreslagits av Santo-Silva och Tenreiro (2006)

5.1.2 Robusthetskontroll via *Fixed effect OLS*-estimering

Vid estimering med *fixed effects* utesluts de variabler som är specifika för det bilaterala paret eftersom att effekten av de variablerna fångas upp av den landparsspecifika effekten. Resultaten från *fixed effect*-estimeringen finns i tabell 4 i kolumn: Koefficient *OLS fixed effect*. Med *fixed effect* blir koefficienterna för handelspartnerns absoluta BNP och BNP per capita insignifikanta. En förklaring till att variablerna blir insignifikanta är att variationen i BNP och befolkning över fyra år är liten, vilket gör att effekten av variablerna fångas upp av den landparsspecifika effekten istället. Den estimerade panelen är därmed för liten för att effektivt utnyttja *fixed effect*-estimering.

Till skillnad från övriga variabler estimeras variabeln av huvudsakligt intresse, internetvariabeln, en signifikant koefficient vid 10 % signifikansnivå. Den estimerade koefficienten är 0,13, vilket är lägre än vid *Pooled OLS*-regressionen. Detta indikerar att en tioprocentig ökning av internetutbredning leder till 1,3 procents ökning av handel. Det lägre estimatet kan bero på att effekter av internetutbredning fångas upp av den landpartsspecifika effekten. Resultatet stärker vår tes och vårt tidigare resultat; att internet har en positiv påverkan på handel.

5.1.3 Robusthetskontroll via *Poisson*-estimering

Vid *Poisson*-estimering logaritmeras inte handelsflöden, vilket möjliggör estimering av handelsflöden som antar värdet noll. Det innebär att *Poisson*-metoden utnyttjar fler observationer än vad OLS gör. Eftersom att de förklarande variablerna fortfarande är logaritmerade kan estimaten tolkas som elasticitet precis som vid OLS-estimering (Shepherd, 2013).

Poisson-metoden förväntas estimerar något lägre och mer korrekta koefficienter än OLS och ge en högre förklaringsgrad, R^2 (Shepherd, 2013, Gómez-Herrera, 2013). Förhållandet mellan våra *Poisson*-resultat och *Pooled OLS*-resultat är som förväntat. Resultaten återfinns i tabell 4 i kolumn: Koefficient *Poisson*. Effekten av BNP-variablerna är fortsatt signifikant positiva. Den estimerade koefficienten för EU:s BNP är något högre än vid OLS-estimering medan den estimerade koefficienten för exportländernas BNP är lägre än vid OLS-estimering. Distans är signifikant negativ med en lägre estimerad koefficient än vid OLS-estimering. Dummyvariablerna för preferenshandelsavtal är inte längre signifikant, vilket innebär att den

via *pooled OLS* estimerade negativa effekten av preferenshandelsavtal inte är robust. Dummyvariablerna för gemensamt officiellt språk och gemensam landgräns är positivt signifikanta men storleken av koefficienterna är något lägre än vid OLS-estimering. Dummyvariabeln för inland är fortsatt signifikant negativ med en lägre effekt än vid OLS-estimering. Dummyvariabeln för koloniala kopplingar är inte längre signifikanta.

Vår huvudvariabel, internet, estimeras till skillnad från de flesta andra variabler en högre koefficient vid *Poisson*-estimering än vid OLS-estimering. Internets effekt är estimerad till 0,35 och är signifikant vid 1 % -nivån. Det tolkas som att en tioprocentig ökning av internet leder till 3,5 procent ökning av export. Orsaken till att en högre effekt av internetutbredning på handel estimeras i *Poisson*-modellen beror troligen på att icke-existerande handelsflöden inkluderas i estimeringen. I det estimerade datamaterialet är 494 av de 635¹⁶ observationerna med icke-existerande handelsflöden handel med länder med mindre än 20 internetanvändare per 100 (Eurostat, 2013a, Världsbanken, 2013a). Det innebär att effekten av internet stärks. Resultatet stärker återigen vår tes att internet har en positiv effekt på handel.

5.1.4 Robusthetskontroll med laggad internetvariabel

Som ovan nämnts har robusthetskontroll med laggad internetvariabel genomförts för att bemöta problematiken med endogenitet. Internetvariabeln har laggats ett år. Resultaten för samtliga estimeringsmetoder med laggad internetvariabel återfinns i resultattabell 5. Resultat från *Pooled OLS* och *Poisson* med laggad internetvariabel styrker de resultat som presenterats ovan. Effekten av internet på handel är signifikant positiv, dock med något lägre koefficient. Resultatet vid *fixed effect*-regressionen är insignifikant, troligen på grund av att variationen i den laggade internetvariabeln är för liten och därför fångas upp av den landparsspecifika effekten. Robusthetskontrollen styrker återigen tesen att internet påverkar handel positivt.

¹⁶ Notera att många länder med icke-existerande handel exkluderats ur studien på grund av bristande datatillgång.

Tabell 5 – Resultattabell: Laggad internetvariabels effekt på handel

| Beroende variabel | $\ln Import_{ijt}$ | $\ln Import_{ijt}$ | $Import_{ijt}$ |
|-----------------------|------------------------|------------------------------|----------------------|
| Variabel | Koefficient Pooled OLS | Koefficient OLS Fixed effect | Koefficient Poisson |
| $\ln BNP_{it}$ | 1,509*** (0.000) | -0,172 (0.862) | 0,854*** (0.000) |
| $\ln BNP_{jt}$ | 1,156*** (0.000) | -0,699 (0.569) | 0,867*** (0.000) |
| $\ln Dist_{ij}$ | -0,928*** (0.000) | | -0,78*** (0.000) |
| $\ln BNP_{pc_{it}}$ | -0,414*** (0.000) | 0,769 (0.394) | 0,267*** (0.000) |
| $\ln BNP_{pc_{jt}}$ | -0,036 (0.306) | 0,883 (0.474) | -0,286*** (0.000) |
| PTA_{ijt} | -0,324*** (0.000) | | -0,02 (0.796) |
| $Språk_{ij}$ | 0,602*** (0.000) | | 0,187** (0.028) |
| $Gräns_{ij}$ | 1,798*** (0.000) | | 0,614*** (0.000) |
| $Inland_j$ | -0,741*** (0.000) | | -0,291** (0.014) |
| $Koloni_{ij}$ | 0,712*** (0.000) | | -0,106 (0.284) |
| $\ln Internet_{jt-1}$ | 0,234*** (0.000) | 0,062 (0.277) | 0,24*** (0.000) |
| $\text{År}2010$ | -0,17** (0.013) | 0,097** (0.041) | 0,039 (0.641) |
| $\text{År}2011$ | -0,25*** (0.000) | 0,212*** (0.002) | 0,049 (0.537) |
| $\text{År}2012$ | -0,432*** (0.000) | 0,207** (0.029) | -0,035 (0.657) |
| Antal observationer | 10327 | 10327 | 10962 |
| R^2 | 0,6451 | | 0,8396 |

***Signifikant vid 1 % signifikansnivå **Signifikant vid 5 % signifikansnivå *Signifikant vid 10 % signifikansnivå.

Notera: P-värde presenteras i parantes. Standardfelen är Huber-White-korrigerade standardfel. Poissonmodellen skattas i stata12 med: *poisson handel_{ijt} ln(distans)_{ij} lnBNP_{it} lnBNP_{jt} (resterande variabler), robust* som föreslagits av Santo-Silva och Tenreiro (2006)

5.1.5 Analys av internets effekt på handel

Den första hypotesen i uppsatsen är att internet reducerar handelskostnader och därigenom ökar handel. Resultaten från den empiriska studien styrker tesen, eftersom att en signifikant positiv effekt av internetutbredning på handelsflöden estimeras med samtliga tillämpade estimeringsmetoder. Resultaten överensstämmer med tidigare forskning och stärker teorin att internet har potential att bidra till ökad handelsomfattning.

De signifikanta estimerade koefficienterna faller inom ett intervall på 0,125 - 0,353 där medelvärdet är 0,24. Det innebär att vi i genomsnitt estimerar en effekt av internet på handel där en ökning av internet med tio procent leder till en ökning av handel med 2,4 procent. Från år 2009-2012 har internetutbredningen i datamaterialet ökat med 38 procent (Världsbanken, 2013a) vilket innebär att internet enligt estimatet har bidragit till en ökning av export till EU med nio procent¹⁷. Totalt har export till EU från de 102 studerade länderna ökat med 46 procent från år 2009-2012 (Eurostat, 2013a). Den estimerade effekten av internet på handel är tillsynes mycket hög, nio procent av en 46-procentig ökning i handel kan enligt estimeringen härledas till internet. Det innebär att den reducering av informations- och kommunikationskostnader och etableringen av organiserade marknadsplatser som internet bidrar med, tycks ha stor betydelse för handel med EU. Som policyrekommendation kan sägas att länder som ämnar handla med EU bör satsa på ökad internetutbredning eftersom att det verkar vara en central faktor för att öka handel med unionen.

Effekten av internet på handel kan tyckas något hög eftersom det är många faktorer utöver internet som påverkar handel. Trots robusta resultat är det möjligt att resultaten är överestimerade. Resultatet är signifikant vid estimering med de två olika metoderna som tar hänsyn till problem vid gravitationsmodellestimering. Det bör dock noteras att en del estimeringsproblem fortsatt råder. Estimeringsproblemen behandlas i denna studie via två olika metoder, ingen estimering görs där samtliga problem behandlas i samma modell. *Poisson*-metoden tar hänsyn till icke-existerande handelsflöden och heteroskedasticitet, men inte till endogenitet¹⁸ och icke-observerad heterogenitet eftersom paneldatametoder inte har använts. *Fixed effect* används vid estimering med OLS men då tas inte hänsyn till icke-existerande handelsflöden och heteroskedasticitet i en logaritmerad modell. Det innebär att estimaten kan vara snedvridna. Utöver de estimeringsproblem som vi bemöter genom olika estimeringsmetoder kvarstår problem med att länder utesluts ur estimeringen på grund av avsaknad av data. Dessa länder kan bidra med information som är central för att estimerar hur export till EU påverkas av internet hos exportören. Den informationen kan vi inte utnyttja i våra estimeringar.

¹⁷ Beräknat: $0.24 \cdot 38 = 9.1$.

¹⁸ Notera att endogenitet till följd av omvänd kausalitet mellan internetvariabeln och handel har behandlats med laggad internetvariabel, dock har övriga variabler som kan vara endogena ex. BNP inte behandlats i poisson-estimeringen.

Sammanfattningsvis estimeras internet ha en positiv påverkan på handel vilket överensstämmer med tidigare forskning och den teori som presenterats. Storleken på koefficienten verkar något hög vilket kan bero på estimeringsproblem. Enligt studien av Gómez-Herrera (2013) leder många av estimeringsproblemen med gravitationsmodellen till att estimaten blir överskattade. Vi kan konstatera att det tycks finnas en positiv påverkan av internet på export till EU, den exakta storleken av koefficienten uppmanar vi dock läsaren att tolka med försiktighet.

5.2 Skillnader mellan inkomstgrupper

5.2.1 *Pooled OLS*-estimering

För att undersöka om effekten av internet på handel skiljer sig mellan inkomstgrupper inkluderas interaktionsvariabeln som tidigare beskrivits. Låginkomstländer används som referensgrupp, vilket innebär att effekten av internet på handel för låginkomstländer fångas upp av koefficienten för internet. Koefficienten för interaktionsvariabeln för medel- respektive höginkomstländer indikerar skillnaden i hur internet påverkar handel för dem i förhållande till låginkomstländer. Den sammantagna effekten av internet på handel för medel- respektive höginkomstländer erhålls genom att addera koefficienten för internet med koefficienten för interaktionsvariabeln.

Resultaten från *Pooled OLS*- estimeringen presenteras i tabell 6 i kolumn: Koefficient *Pooled OLS*. De estimerade koefficienterna för gravitationsvariablerna överensstämmer med resultaten från estimeringen av internets påverkan på handel. Vidare diskussion kring de resultaten förs därför inte, fokus läggs istället på området av intresse; Huruvida internets påverkan på handel skiljer sig mellan inkomstgrupper.

Koefficienten för internet är signifikant positiv, 0,096, vid 10 % signifikansnivå. Det tolkas som att internet har en positiv effekt på handel för låginkomstländer, när internet ökar med tio procent ökar handeln med 0,96 procent. Koefficienten för medelinkomstländernas interaktionsvariabel är signifikant positiv vilket innebär att effekten av internet på handel för medelinkomstländerna är högre än för låginkomstländerna. Den totala effekten av internet på handel för medelinkomstländerna är 0,4¹⁹ vilket innebär att en ökning i internet med tio

¹⁹ Medelinkomstländernas Interaktionsvariabels koefficient + internetvariabelns koefficient = Den totala effekten för medelinkomstländer: $0,314+0,096 = 0,41$

procent ökar handeln med fyra procent. Koefficienten för höginkomstländernas interaktionsvariabel är signifikant positiv, den totala effekten för höginkomstländer är 1,2²⁰ vilket tolkas som att en ökning i internet med tio procent medför en ökning i handel på 12 procent.

Resultaten överensstämmer med hypotesen att internets påverkan på handel inte är konstant mellan inkomstgrupper. Däremot skiljer sig förhållandet mellan inkomstgrupperna från det förväntade. Höginkomstländer påverkas mest av internet, därefter medelinkomstländer och sist låginkomstländer. Resultatet stämmer överens med teorin att låginkomstländer saknar resurser för att fullt ut utnyttja internet i handelssyfte och med teorin kring e-handelns ökade betydelse men överensstämmer inte med tidigare forskning. Resultatet tyder på att hypotesen att medelinkomstländers effekt av internet på handel storleksmässigt faller mellan den för hög- och låginkomstländer stämmer.

²⁰ Höginkomstländernas Interaktionsvariabelns koefficient + internetvariabelns koefficient = Den totala effekten för höginkomstländer: $1,12 + 0,096 = 1,216$

Tabell 6 – Resultattabell: Skillnader mellan inkomstgrupper

| Beroende variabel | $\ln Import_{ijt}$ | $\ln Import_{ijt}$ | $Import_{ijt}$ |
|---------------------------------|----------------------------------|--|-------------------------------|
| Variabel | Koefficient <i>Pooled OLS</i> | Koefficient <i>OLS Fixed effect</i> | Koefficient <i>Poisson</i> |
| $\ln BNP_{it}$ | 1,509*** (0.000) | -0,1807 (0.853) | 0,853*** (0.000) |
| $\ln BNP_{jt}$ | 1,144*** (0.000) | -0,847 (0.516) | 0,867*** (0.000) |
| $\ln Dist_{ij}$ | -0,93*** (0.000) | | -0,756*** (0.000) |
| $\ln BNP_{pcit}$ | -0,411*** (0.000) | 0,747 (0,398) | 0,273*** (0.000) |
| $\ln BNP_{pcjt}$ | -0,062 (0.263) | 0,97 (0.468) | -0,222*** (0.000) |
| PTA_{ijt} | -0,37*** (0.000) | | -0,012 (0.831) |
| $Språk_{ij}$ | 0,612*** (0.000) | | 0,242*** (0.004) |
| $Gräns_{ij}$ | 1,84*** (0.000) | | 0,612*** (0.000) |
| $Inland_j$ | -0,868*** (0.000) | | -0,235* (0.07) |
| $Koloni_{ij}$ | 0,707*** (0.000) | | -0,092 (0.33) |
| $\ln Internet_{jt}$ | 0,096* (0.091) | 0,127 (0,108) | 0,035 (0.453) |
| $MBNI_{jt}$ | 0,517** (0.026) | 0,017 (0.936) | 1,184*** (0.000) |
| $HBNI_{jt}$ | 0,875*** (0.002) | Omitted | 0,713*** (0.003) |
| $\ln Internet_{jt} * MBNI_{jt}$ | 0,314*** (0.000) | 0,008 (0.942) | 0,407*** (0.000) |
| $\ln Internet_{jt} * HBNI_{jt}$ | 1,12*** (0.000) | -0,088 (0.684) | -0,131 (0.375) |
| $\text{År}2010$ | -0,211*** (0.001) | 0,085* (0.079) | 0,008 (0.926) |
| $\text{År}2011$ | -0,276*** (0.000) | 0,201*** (0.004) | 0,03 (0,66) |
| $\text{År}2012$ | -0,468*** (0.000) | 0,199** (0.036) | -0,054 (0.499) |
| Antal observationer | 10327 | 10327 | 10962 |
| R^2 | 0,647 | | 0,8427 |

***Signifikant vid 1 % signifikansnivå **Signifikant vid 5 % signifikansnivå *Signifikant vid 10 % signifikansnivå

Notera: P-värde presenteras i parantes. Standardfelen är Huber-White-korrigerade standardfel. Poissonmodellen skattas i stata12 med: *poisson handel_{ijt} ln(distans)_{ij} lnBNP_{it} lnBNP_{jt} (resterande variabler), robust* som föreslagits av Santo-Silva och Tenreyro (2006)

5.2.2 Robusthetskontroll via *Fixed effect OLS*-estimering

Vid *fixed effect*-regressionen är samtliga variabler, förutom dummyvariabler för år, insignifikanta, vilket gör att inga skilda effekter av internet för olika inkomstgrupper kan urskiljas. Orsaken till det är troligen att variationen över observationer är för liten vilket gör att effekten av internet fångas upp av den landparsspecifika effekten. Resultaten presenteras i tabell 6 i kolumn: Koefficient *OLS fixed effect*.

5.2.3 Robusthetskontroll via *Poisson*-estimering

Resultaten från *Poisson*-estimeringen återfinns i tabell 6 i kolumn: Koefficient *Poisson*. Koefficienterna för de traditionella gravitationsvariablerna överensstämmer med de som estimeras när internets påverkan på handel undersöks, resultaten kommer därför inte att behandlas vidare. Koefficienterna för internetvariabeln och för höginkomstländernas interaktionsvariabel är insignifikanta vilket gör att ingen effekt kan urskiljas för låg- och höginkomstländer. Interaktionsvariabeln för medelinkomstländer är signifikant positiv, när signifikansen av internetvariabeln och interaktionsvariabeln testas gemensamt²¹ är koefficienten fortsatt signifikant. Det innebär att en positiv effekt av internet på handel för medelinkomstländer estimeras men att ingen effekt identifieras för låg- och höginkomstländer. Resultatet innebär att den enda effekten vi kan urskilja ligger hos den tidigare utforskade gruppen medelinkomstländer.

5.2.4 Analys av skillnader mellan inkomstgrupper

Den andra hypotesen i studien är att effekten av internet skiljer sig beroende på exportlandets inkomstnivå. Med *Pooled OLS*-regressionen estimeras signifikanta positiva estimat för samtliga inkomstgrupper, höginkomstländer påverkas mest, därefter medelinkomstländer och minst påverkas låginkomstländer. *Fixed effect*-regressionen genererar inga signifikanta resultat och *Poisson*-metoden genererar endast signifikanta resultat för medelinkomstländer. Det betyder att resultaten inte är robusta och att läsaren bör iaktta försiktighet vid tolkning av dem.

Det resultat som estimeras indikerar att elasticiteten av internet skiljer sig mellan inkomstgrupper. Vilken grupp som påverkas mest är svårare att bedöma. Det resultat som är tydligast är att den tidigare utforskade inkomstgruppen, medelinkomstländer, påverkas

²¹ Stata12-kommando: test $\ln internet_{jt} + (\ln internet_{jt} * MBNI_{jt}) = 0$ genereras $\chi^2 = 34.3$ (0.000).

positivt och annorlunda än de andra två inkomstgrupperna. Det innebär att den tidigare ignorerade distinktionen mellan låg- och medelinkomstländer är viktig för att estimeras skilda effekter av internet på olika inkomstgrupper. De resultat som erhålls indikerar att medelinkomstländer påverkas mer än vad låginkomstländer gör av ökad internetutbredning. Teoretiskt kan resultatet förklaras med att medelinkomstländerna har mer utbyggd infrastruktur, humankapital och andra resurser som krävs för att utnyttja internet i handelssyfte. Ur ett policyperspektiv är det ett område som är viktigt att undersöka vidare. Det är möjligt att låginkomstländer inte har tillräckliga resurser för att effektivt utnyttja internet i handelssyfte. En policy som bygger på tidigare forskning, där låg- och medelinkomstländer behandlas som samma grupp, kan ge missvisande indikationer på vad låginkomstländer har att vinna på ökad internetutbredning.

Ur ett policyperspektiv bör det även noteras att tillväxten i internetutbredning skiljer sig mellan de olika inkomstgrupperna. Mellan år 2009 och år 2012 ökade internetutbredningen för låginkomstländerna med 82 % och för medelinkomstländerna med 65 %. Tillväxttakten för internetutbredning är högre för låginkomstländer än för medelinkomstländer. Det beror bland annat på att internetutbredningen för låginkomstländerna är mycket låg, vilket gör att det krävs en mindre absolut ökning för att öka utbredningen med en procent. Det innebär att även om elasticiteten är lägre för låginkomstländer kan den absoluta ökningen i handelsvolym tack vare ökad internetutbredning bli lika stor för låginkomstländer som för medelinkomstländer. Med andra ord, den lägre elasticiteten vägs upp av en högre tillväxttakt.

Två möjliga förklaringar till varför höginkomstländer med *pooled OLS* i denna studie, till skillnad från i tidigare studier, påverkas mest av ökad internetutbredning presenteras nedan. Den första förklaringen rör möjligheten att distans påverkar internets påverkan på handel och den andra rör det ökade användandet av nätbaserade marknader. I denna studie används EU-länderna som importörer och är inte inkluderade som exportörer. Eftersom att EU-länderna har utgjort cirka hälften av de höginkomstländer som inkluderats i tidigare studier skiljer sig dataurvalet i denna studie mycket från tidigare studier. De höginkomstländer som inkluderas i denna studie är ofta geografiskt distanserade från EU, exempelvis Hong Kong, Sydkorea och Chile. I studier där EU utgör en betydande del av studerade höginkomstländer ligger många av höginkomstländerna geografiskt centrerade kring Europa. Länder som ligger nära varandra har ofta etablerade handelskontakter, goda förbindelser och relativt låga kommunikationskostnader vilket gör att internet inte har lika stor potential att reducera

handelskostnader dem emellan. I denna studie är höginkomstländerna inte lika geografiskt centrerade utan många länder ligger långt bort från handelspartnern, EU, vilket gör att internet har större potential att reducera handelskostnader. Detta är en möjlig förklaring till att internet påverkar handel mellan höginkomstländer mer i denna studie än i tidigare forskning.

En annan förklaring till att resultatet skiljer sig från tidigare studier är att denna studie behandlar en senare tidsperiod. Det är möjligt att internets påverkan på handel har förändrats i takt med att internet blivit mer utbyggt och nya användningsområden har uppkommit. Exempelvis har utbredningen av organiserade mötesplatser, e-handel, utvidgats mycket sedan 2008, när den senaste studien gjordes. En ny trend hos framförallt höginkomstländer är att internet går från att endast vara ett hjälpmedel i handeln till att vara en förutsättning för att den ska kunna bedrivas. E-handel har framförallt vuxit för hög- och medelinkomstländer varför effekten bör vara störst för dem.

5.3 Skillnader mellan internetutbredningsnivåer

5.3.1 Pooled OLS-estimering

För att undersöka om internets påverkan på handel skiljer sig mellan länder med olika internetutbredningsnivåer inkluderas fem interaktionsvariabler för fem olika utbredningsnivåer. Interaktionsvariablerna konstrueras genom att multiplicera en dummy för internetutbredningsnivå med variabeln $\ln internet_{jt}$. Internetvariabeln exkluderas ur regressionen vilket gör att koefficienten för varje interaktionsvariabel tolkas som den totala effekten av internet på handel för den specifika utbredningsnivå som interaktionsvariabeln representerar.

Resultaten från *Pooled OLS*-estimeringen presenteras i tabell 7 i kolumn: Koefficient *Pooled OLS*. Eftersom att koefficienterna för de traditionella gravitationsvariablerna överensstämmer med tidigare beskrivna resultat behandlas de inte ytterligare. Fokus läggs istället på interaktionsvariablerna för de olika utbredningsnivåerna.

Resultaten överensstämmer med tesen att internets påverkan på handel inte är konstant. Nivå två, 10-20 internetanvändare per hundra, med en signifikant koefficienten på 0,484, är den utbredningsnivå som påverkas mest av internet. Därefter följer nivå tre och ett med signifikanta koefficienter på 0,224 och 0,198. Nivå fem, 60-100 internetanvändare per hundra,

påverkas signifikant negativt av internet vilket är ett oväntat resultat. Resultatet håller dock inte för robusthetskontroll vilket gör att trovärdigheten inte är hög. Nivå fyra estimeras en insignifikant koefficient vilket gör att inga slutsatser kan dras.

Resultatet är i enlighet med förväntningar såtillvida att elasticiteten inte tycks vara konstant. Eftersom att resultaten visar på en signifikant positiv påverkan av internet på handel för de länder med låg internetutbredning, nivå 1-3, överensstämmer det med teorin att länder med lägre internetutbredningsnivå påverkas positivt av ökad internetutbredning.

Tabell 7 – Resultattabell: Skillnader mellan internetutbredningsnivåer

| Beroende variabel | $\ln Import_{ijt}$ | $\ln Import_{ijt}$ | $Import_{ijt}$ |
|--------------------------------------|------------------------|------------------------------|-----------------------|
| Variabel | Koefficient Pooled OLS | Koefficient OLS Fixed effect | Koefficient Poisson |
| $\ln BNP_{it}$ | 1,508*** (0.000) | -0,184 (0.850) | 0,849 *** (0.000) |
| $\ln BNP_{jt}$ | 1,16*** (0.000) | 0,24 (0.846) | 0,881*** (0.000) |
| $\ln Dist_{ij}$ | -0,92*** (0.000) | | -0,719*** (0.000) |
| $\ln BNPpc_{it}$ | -0,411*** (0.000) | 0,752 (0.395) | 0,262*** (0.000) |
| $\ln BNPpc_{jt}$ | -0,119*** (0.001) | -0,021 (0.986) | -0,127 *** (0.002) |
| PTA_{ijt} | -0,319*** (0.000) | | -0,079 (0.131) |
| $Språk_{ij}$ | 0,585*** (0.000) | | 0,250 *** (0.002) |
| $Gräns_{ij}$ | 1,84*** (0.000) | | 0,546*** (0.000) |
| $Inland_j$ | -0,725*** (0.000) | | -0,16 (0.148) |
| $Koloni_{ij}$ | 0,71*** (0.000) | | 0,002 (0.980) |
| $\ln Internet_{jt} * Internet1_{jt}$ | 0,198*** (0.000) | 0,037 (0.428) | 0,260*** (0.000) |
| $\ln Internet_{jt} * Internet2_{jt}$ | 0,484*** (0.000) | 0,075 (0.113) | 0,374*** (0.000) |
| $\ln Internet_{jt} * Internet3_{jt}$ | 0,224** (0.014) | 0,105 (0.112) | 0,185 * (0.067) |
| $\ln Internet_{jt} * Internet4_{jt}$ | 0,029 (0.836) | 0,064 (0.490) | 0,293* (0.078) |
| $\ln Internet_{jt} * Internet5_{jt}$ | -1,79*** (0.000) | -0,027 (0.888) | 2,629*** (0.000) |
| $\text{År}2010$ | -0,159** (0.022) | 0,079* (0.095) | -0,028 (0.705) |
| $\text{År}2011$ | -0,18*** (0.008) | 0,19*** (0.004) | -0,022 (0.762) |
| $\text{År}2012$ | -0,397*** (0.000) | 0,166* (0.074) | -0,114 (0.122) |
| Antal observationer | 10327 | 10327 | 10962 |
| R^2 | 0.6474 | | 0,8477 |

***Signifikant vid 1 % signifikansnivå **Signifikant vid 5 % signifikansnivå *Signifikant vid 10 % signifikansnivå

Notera: P-värde presenteras i parantes. Standardfelen är Huber-White-korrigerade standardfel. Poissonmodellen skattas i stata12 med: *poisson handel_{ijt} ln(distans)_{ij} lnBNP_{it} lnBNP_{jt} (resterande variabler)*, *robust* som föreslagits av Santo-Silva och Tenreiro (2006)

5.3.2 Robusthetskontroll via *Fixed effect OLS*-estimering

Resultaten från *Fixed effect OLS*-estimeringen presenteras i tabell 7 i kolumn: Koefficient *OLS fixed effect*. Samtliga estimat, förutom dummyvariablerna för år, är insignifikanta vilket gör att ingen skillnad i elasticitet kan urskiljas mellan de olika internetutbredningsnivåerna. De insignifikanta resultaten beror troligen på att panelen behandlar för få år vilket gör att effekten av internet fångas upp av den landparsspecifika effekten.

5.3.3 Robusthetskontroll via *Poisson*-estimering

Resultaten från *Poisson*-estimeringen återfinns i tabell 7 i kolumn: Koefficient *Poisson*. Eftersom att koefficienterna för de traditionella gravitationsvariablerna överensstämmer med tidigare beskrivna resultat behandlas de inte ytterligare. I motsats till *Pooled OLS*-estimeringen estimeras nivå fem en signifikant positiv effekt av internet på handel. Resultaten för nivå fem är därmed inte robusta. Resultaten för de övriga nivåerna överensstämmer mer med de som estimeras med *Pooled OLS*. Nivå två har återigen högst signifikant elasticitet på handel, 0,374, därefter följer nivå fyra, ett och tre i tur och ordning. De estimerade koefficienterna är 0,293, 0,260 och 0,185. Resultaten innebär ytterligare bevis för att internets påverkan på handel skiljer sig mellan länder med olika nivåer av internetutbredning. Det är i enlighet med förväntat resultat.

5.3.4 Analys av skillnader mellan internetutbredningsnivåer

Den sista hypotesen i uppsatsen är att internets effekt på handel skiljer sig beroende på landets internetutbredningsnivå. Våra estimeringar tyder på att hypotesen stämmer och att elasticiteten inte är konstant. De starkaste resultaten är estimerade för de tre lägsta internetutbredningsnivåerna vilka tillsammans inkluderar utbredning mellan 0 och 40 användare per 100 invånare. Detta är i enlighet med teorin att länder med lägre internetutbredning bland företag påverkas mer av ökad internetutbredning än länder med hög andel företag med tillgång till internet. Koefficienterna för de tre lägsta internetutbredningsnivåerna är signifikant positiva och skilda från varandra vid *Pooled OLS*- och *Poisson*-estimering. Utifrån det kan slutsatsen dras att internets påverkan på handel inte är densamma för de tre lägsta utbredningsnivåerna. Vilken nivå som påverkas mest respektive minst är svårare att avgöra eftersom att resultaten inte håller vid jämförelse mellan resultaten från de två estimeringarna. Ett enhetligt estimat estimeras dock, nivå två, 10-20 användare per 100, har den högsta koefficienten vid båda estimeringarna. Detta ser vi som en indikation på

att de länder med lägst andel företagare med tillgång till internet inte behöver vara de vars handel påverkas mest av ökad internetutbredning. Det indikerar istället att de länder med lägst utbredning, som också är de länder med lägst inkomst, saknar resurser att fullt ut utnyttja internet i handelssyfte.

Kring de två högsta internetutbredningsnivåerna är det svårare att dra några slutsatser. För nivå fem estimeras signifikanta, men helt motsatta resultat, med de två olika metoderna. För nivå fyra estimeras endast ett signifikant resultat och då vid 10 % signifikansnivå. Faktumet att signifikanta skilda elasticiteter estimeras för samtliga utbredningsnivåer tyder på att ett icke-linjärt förhållande löper över hela spektrumet, från noll till hundra internetanvändare per hundra.

Vi kan konstatera att sambandet mellan internet och handel tycks vara icke-linjärt och bero på exportlandets nivå av internetutbredning. Hur det exakta sambandet ser ut är svårt att avgöra eftersom att resultaten inte är robusta. Troligen beror det på en felspecificering av modellen eller på estimeringsproblem som inte bemötts.

6. Sammanfattande slutsats

Slutligen presenteras en sammanfattning av resultatet tillsammans med policyimplikationer och tankar kring vidare forskning.

I studien undersöks tre frågeställningar. Den första hypotesen, att internet påverkar handel, har i tidigare forskning visat sig stämma. Med estimering av nyare data finner vi robusta resultat som styrker den tidigare forskningen. Enligt de estimeringarna som genomförs har ökad internetutbredning bidragit till nioprocents ökning av export till EU under perioden 2009-2012. Utifrån resultatet följer policyrekommendationen att länder som ämnar handla med EU bör satsa på ökad internetutbredning eftersom att det tycks vara en central faktor för att öka handel med unionen. Om det höga estimatet stämmer är det ett viktigt resultat att beakta när länder skapar tillväxt- och handelsstrategier. På grund av att resultatet kan tyckas högt är det av relevans att vidare undersöka frågan med hjälp av mer precisa estimeringsmetoder.

Ett metodologiskt bidrag som kan stärka resultaten är användandet av relativa

handelskostnader, *Multilateral trade resistance*, istället för absoluta handelskostnader. Benägenheten för två länder att bedriva handel beror på de bilaterala handelskostnaderna i förhållande till ländernas genomsnittliga handelskostnader och inte på bara de absoluta handelskostnaderna (Anderson & van Wincoop, 2004). Det är en faktor som inte inkluderas i den tidigare forskningen eller i denna uppsats, men som kan ge precisare estimat.

För att undvika icke-observerad heterogenitet och endogenitet i modellen bör fler år inkluderas i studien för att fullt ut kunna utnyttja *fixed effect*. Med för få år är variationen i de observerade variablerna för små, vilket gör att de fångas upp av den landparsspecifika effekten. Frågan kan förslagsvis estimeras med en större panel med fixade effekter i en *Poisson*-estimering.

Den andra hypotesen, om internets påverkan på handel skiljer sig mellan inkomstgrupper, undersöks i denna studie med mer precision än i tidigare studier eftersom att ytterligare en inkomstindelning, medelinkomstländer, inkluderas. Distinktionen genererar ur ett policyperspektiv intressanta resultat eftersom det indikerar att låginkomstländer påverkas mindre än medelinkomstländer av internet. En teoretisk förklaring till det kan vara att låginkomstländer inte har tillräckliga resurser för att fullt ut utnyttja internet i ett handelssyfte. Detta är viktigt att beakta vid policykonstruktion eftersom att en policy som bygger på tidigare forskning, där låg- och medelinkomstländer behandlas som samma grupp, kan ge missvisande indikationer på vad låginkomstländer har att vinna på ökad internetutbredning. Resultaten är inte robusta, vilket gör att frågan bör utredas ytterligare. Vilka resurser som krävs för att ett land effektivt ska kunna utnyttja internet i handelssyfte vore relevant att vidare undersöka.

De resultat som erhålls via OLS-estimering indikerar att höginkomstländer påverkas mer av internet än låg- och medelinkomstländer. Resultaten kan förklaras med att internet för höginkomstländer gått från att ha varit ett hjälpmedel i handel till att vara en nödvändig förutsättning för att handel höginkomstländer emellan ska kunna bedrivas. Den reella innebörden av resultaten kan ifrågasättas eftersom att internetutbredningen för höginkomstländer är hög vilket gör att det för många länder inte är möjligt att erhålla mycket högre internetutbredning. Därför är det relevant att konstruera en ny internetvariabel, som inte bara tar hänsyn till utbredning utan även fokuserar på hur internet används. Förslagsvis kan

variabler för att mäta bredbandshastighet, e-handelns utbredning eller utbredning av internet för företag användas.

Den tredje hypotesen, huruvida elasticiteten av internet på handel skiljer sig mellan länder med olika internetutbredningsnivå, har tidigare inte undersökts. Vi finner området intressant att studera eftersom att tidigare forskning förklarat den icke-linjära elasticiteten mellan inkomstgrupper med att inkomstgrupperna har olika nivåer av internetutbredning. Resultaten från studien visar att elasticiteten av internet på handel inte är konstant mellan länder med olika internetutbredningsnivå. De visar även att länder med internetutbredning mellan 10-20 användare per hundra påverkas mest av ökad utbredning. Utöver det är sambandet mellan olika nivåer av utbredning och handel svårt att urskilja eftersom resultaten inte är robusta. På grund av indikationer på ett icke-linjärt samband är frågan intressant att undersöka vidare. Det är relevant ur ett policyperspektiv eftersom att det ger indikationer på vilka länder som tjänar mest på att utöka internetutbredningen.

Slutligen kan det konstateras att vi i likhet med tidigare forskning finner att effekten av internet på handel är positiv. Våra resultat kring vilka länder som påverkas mest av internet skiljer sig däremot från tidigare forskning. Det kan ses som en indikation på att förhållandet, i takt med de kontinuerliga förändringar internet genomgår, förändras. Denna studie kan därför vara av intresse eftersom att den behandlar uppdaterad data. Den stora utvecklings- och utbredningspotential som finns för internet gör att stora förändringar troligen kommer ske under de kommande decennierna. Området är därför intressant att fortsatt undersöka.

7. Referenser

- Anderson, J.E. & van Wincoop, E. (2004). "Trade Costs," *Journal of Economic Literature*, American Economic Association, vol. 42(3), sid 691-751.
- Baldwin, R. & Wyplosz, C. (2012). *The Economics of European Integration*, fjärde upplagan, McGraw Hill Education, Berkshire
- Bachetta, M. Beverelli, C. Cadot, O. Fuyazza, M. Greter, J-M. Helbe, M. Nicita, A. Piermatini, R. (2012). *A Practical Guide to Trade Policy Analysis*, UNCTAD, WTO publikation
- Bergstrand J.H. (1985). "The Gravity Equation in International Trade: Some Microeconomic Foundations and Empirical Evidence" *The Review of Economics and Statistics* vol.67(3), sid 474-481.
- Burda, Michael och Charles Wyplosz (2012). *Macroeconomics*, sjätte upplagan, Oxford University Press.
- Cepii (2013a) Distances
<http://www.cepii.fr> (2013-11-27)
- Cepii (2013a) Geographical data
<http://www.cepii.fr> (2013-12-07)
- Chaney, T. (2008). "Distorted Gravity: The Intensive and Extensive Margins of International Trade," *American Economic Review*, *American Economic Association*, vol. 98(4), sid 1707-1721.
- Clarke, G.R.G. and Wallsten, S.J. (2006). "Has the internet increased trade? Developed and developing country evidence". *Economic Inquiry*, vol. 44(3), sid 465–484.
- Combes, P.P. Mayer, T. Thisse, J.F. (2008). *Economic Geography*, Första upplagan. Princeton University press. New Jersey
- Dougherty, C. (2011). *Introduction to Econometrics*. Fjärde upplagan. Oxford University

press. New York

EU (2013) –European Commission memo. 3 December 2013. The EU's bilateral trade and investment agreements – where are we? MEMO/13/1080 Bryssel
<http://europa.eu> (2013-12-10)

Eurostat (2013a) – EU Trade Since 1988 By CN8 [DS-016890]
<http://appsso.eurostat.ec.europa.eu> (2013-11-18)

Eurostat (2013b) – Euro/ECU exchange rates - annual data <http://appsso.eurostat.ec.europa.eu>
(2013-11-25)

Fredriksson, T. (2013) *E-commerce and Development Key Trends and Issues. Presentation vid Workshop för E-Commerce, Development och SMEs 8-9 April 2013 WTO, Genève, Schweiz*

Freund, C. and Weinhold, D. (2004). "The effect of the Internet on international trade". *Journal of International Economics*, vol. 62(1), sid 171–189.

Fink, C., Mattoo, A. And Neagu, I. (2005). "Assessing the impact of communication costs on international trade". *Journal of International Economics*, 67(2), sid 428-445.

Gómez-Herrera, E. (2013). "Comparing alternative methods to estimate gravity models of bilateral trade," *Empirical Economics, Springer*, vol. 44(3), sid 1087-1111.

Krugman, P. och Obstfeld, M. & Melitz, M. J.(2009). *International Economics. Theory and Policy*, åttonde upplagan, Addison & Wesley, Pearson,

Mayer, T. och Zignago, S. (2011). "Notes on CEPII's distances measures: The GeoDist database" *CEPII Working Paper*

Meijers, H. (2012). "Does the internet generate economic growth, international trade, or both?". *UNU-MERIT Working Paper*

Santos Silva, J. M. C. & Tenreyro, S. (2006). "The Log of Gravity" *The Review of Economics and Statistics*, MIT Press, vol. 88(4), sid 641-658.

Shepherd, B. (2013) *The Gravity Model of International Trade, A User Guide*, ESCAP, United Nations Publication

Terziaa, N. (2011). "The impact of e-commerce on international trade and employment" *Procedia Social and Behavioral Sciences*, vol. 24, sid 745–753

Van Marrewijk, C. (2012): *International Economics: Theory, Application and Policy*. Andra upplagan. Oxford University Press

Vemuri, V.K. and Siddiqi, S. (2009). "Impact of commercialization of the internet on international trade: A panel study using the extended gravity model". *The International Trade Journal*, vol. 23(4), 458–484.

Världsbanken (2013a) – World development indicators: internet users(per 100 people)
<http://data.worldbank.org> (2013-11-18)

Världsbanken (2013b) – Classification, Country and Lending groups
<http://data.worldbank.org> (2013-11-25)

Världsbanken (2013c) – World Development Indicators GDP(Current US\$)
<http://data.worldbank.org> (2013-11-18)

Världsbanken (2013d) – World Development Indicators Population(Total)
<http://data.worldbank.org> (2013-11-18)

Världsbanken (2013e) – World Development Indicators GNI per capita, PPP(Current international \$)
<http://data.worldbank.org> (2013-11-25)

8. Appendix

A.1 – Exportländer i studien²²

| | | |
|---------------------------|---------------|-------------------------|
| Höginkomstländer | Rep. Kongo | Papa Nya Guinea |
| Antigua och Barbuda | Colombia | Paraguay |
| Australien | Costa Rica | Sudan |
| Bahamas | Dominica | Senegal |
| Vitryssland | Algeriet | El Salvador |
| Kanada | Ecuador | Seychellerna |
| Schweiz | Egypten | Thailand |
| Chile | Georgien | Tunisien |
| Gabon | Ghana | Turkiet |
| Hong Kong | Guatemala | Ukraina |
| Kroatien | Honduras | Uzbekistan |
| Island | Indonesien | Venezuela |
| Japan | Indien | Vietnam |
| Sydkorea | Iraq | Yemen |
| Libanon | Jamaica | Sydafrika |
| Norge | Jordanien | Zambia |
| Nya Zeeland | Kazakstan | Låginkomstländer |
| Ryssland | Sri Lanka | Bangladesh |
| Saudiarabien | Marocko | Etiopien |
| Singapore | Moldavien | Haiti |
| Trinidad och Tobago | Maldiverna | Kenya |
| Uruguay | Mexiko | Kirgizistan |
| USA | Marshallöarna | Kambodja |
| Medelinkomstländer | Makedonien | Liberia |
| Angola | Mongoliet | Madagaskar |
| Albanien | Mauretanien | Mali |
| Argentina | Mauritius | Mocambique |
| Armenien | Malaysia | Malawi |
| Azerbajjan | Namibia | Niger |
| Bosnien och H. | Nigeria | Nepal |
| Bolivia | Nicaragua | Rwanda |
| Brasilien | Pakistan | Sierra Leone |
| Kina | Panama | Tanzania |
| Elfenbenskusten | Peru | Uganda |
| Kamerun | Filippinerna | Zimbabwe |

²² Inkomstindelningen i tabellen är baserad på indelningen för år 2012.

A.2 – Variabelförteckning

| Variabler | Källa | Notera |
|---|--|--|
| Bilaterala handelsflöden ($Import_{ijt}$) | (Eurostat, 2013a) | Aggregerad import i nominella euro. Variabeln har logaritmerats |
| BNP för respektive EU-land och exportland (BNP_{it} & BNP_{jt}) | BNP: (Världsbanken, 2013c) Växelkurs: Eurostat (2013b) | BNP i nominella USD. Eftersom handel är presenterat i euro har vi växelkursjusterat BNP med formeln: $(BNP_N^{Euro} = BNP_N^{USD} / (\frac{Euro}{USD})_N)$ Variabeln har logaritmerats. |
| Bilateral distans* ($Dist_{ij}$) | (CEPII, 2013a) | Färdig uträkning från databas. I databasen är beteckningen "Dist". Variabeln har logaritmerats |
| BNP per capita för respektive EU-land och exportland ($BNPpc_{it}$ & $BNPpc_{jt}$) | Befolkning: (Världsbanken, 2013d) | BNP har dividerats med befolkningsdata. Variabeln har logaritmerats |
| Preferenshandelsavtal (PTA_{ijt}) | (EU, 2013) | Dummy-variabeln har vi skapat manuellt |
| Gemensamt språk* ($Språk_{ij}$) | (CEPII, 2013a) | Färdig dummyvariabel från databas. I databasen är beteckningen "Comlang_off" |
| Gemensam gräns* ($Gräns_{ij}$) | (CEPII, 2013a) | Färdig dummyvariabel från databas. I databasen är beteckningen "Contig" |
| Endast inlandsgränser* ($Inland_{jt}$) | (CEPII, 2013b) | Färdig dummyvariabel från databas. I databasen är beteckningen "Landlocked" |
| Kolonial koppling* ($Koloni_{ij}$) | (CEPII, 2013a) | Färdig dummyvariabel från databas. I databasen är beteckningen "Colony" |
| Internetutbredning ($Internet_{jt}$) | (Världsbanken, 2013c) | Antal internetanvändare per 100 invånare för respektive exportland. Variabeln har logaritmerats |
| År, τ_t (2009, 2010, 2011 & 2012) | | Dummys för respektive år har vi skapat i Stata med kommandot: <i>xi, prefix(year) i.year</i> |
| Inkomstgrupper ($MBNI_{jt}$ & $HBNI_{jt}$) | BNI-siffror: (Världsbanken, 2013e) Indelningsgränser: (Världsbanken, 2013b) | BNI i nominella internationella dollar. Låginkomst är referens. Varsin dummy för medelinkomst respektive höginkomst har vi sedan skapat i Stata med kommandot: <i>gen XBNI_{jt} = (BNI < gräns)</i> |
| Interaktionsvariabler: ($\ln Internet_{jt} * MBNI_{jt}$ & $\ln Internet_{jt} * HBNI_{jt}$) | Kombination av internetutbredningsvariabeln och inkomstgruppsvariabeln | $Internet1_{jt}=0-10\%$ $Internet2_{jt}=10-20\%$ $Internet3_{jt}=20-40\%$ $Internet4_{jt}=40-60\%$ $Internet5_{jt}=40-60\%$ |
| Internetutbredningsnivåer $InternetN_{jt}$ | Dummyvariabel efter olika nivåer av internetutbredningsvariabeln | Dummyvariabel efter nivåerna: $Internet1_{jt}=0-10\%$ $Internet2_{jt}=10-20\%$ $Internet3_{jt}=20-40\%$ $Internet4_{jt}=40-60\%$ $Internet5_{jt}=40-60\%$ Statakomando: <i>gen internt > x & internet < y</i> |
| Interaktionsvariabler $\ln Internet_{jt} * InternetN_{jt}$ | Kombination av internetutbredningsvariabeln och internetutbredningsgrupp | |

*Variablerna är konstanta över tidsperioden

A.3 – Whites Heteroskedasticitets-test

H0: homoskedasticitet

Chi2(85) = 1460.48

Prob > Chi2 = 0.000

Stata/SE12.0 kommando: *imtest, white*

Nollhypotesen förnekas, datan är heteroskedastisk

A.4 – Korrelationsmatris

| | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 | 10 | 11 | 12 |
|---|-------|-------|-------|-------|-------|------|------|------|-------|-------|------|-------|
| 1 $\ln BNP_{it}$ | 1 | | | | | | | | | | | |
| 2 $\ln BNP_{jt}$ | 0 | 1 | | | | | | | | | | |
| 3 $\ln Dist_{ij}$ | 0,03 | 0,02 | 1 | | | | | | | | | |
| 4 $\ln BNP_{pc_{it}}$ | 0,46 | -0 | 0,05 | 1 | | | | | | | | |
| 5 $\ln BNP_{pc_{jt}}$ | 0 | 0,52 | -0,04 | 0 | 1 | | | | | | | |
| 6 FTA_{ijt} | 0 | -0,05 | -0,25 | 0 | 0,25 | 1 | | | | | | |
| 7 $Språk_{ij}$ | 0,04 | -0,04 | 0,02 | 0,16 | -0,01 | 0,04 | 1 | | | | | |
| 8 $Gräns_{ij}$ | -0,01 | 0,06 | -0,31 | -0,05 | 0,08 | 0,03 | 0,05 | 1 | | | | |
| 9 $Inland_j$ | -0 | -0,24 | -0,1 | -0 | -0,31 | -0,1 | 0,01 | 0,01 | 1 | | | |
| 10 $Koloni_{ij}$ | 0,22 | 0,02 | -0 | 0,08 | 0,01 | 0,01 | 0,46 | 0,11 | -0,04 | 1 | | |
| 11 $\ln Internet_{jt}$ | 0 | 0,45 | -0,13 | 0,01 | 0,79 | 0,25 | -0 | 0,07 | -0,19 | 0 | 1 | |
| 12 $MBNI_{jt}$ | 0 | 0,17 | -0,17 | 0 | 0,24 | 0,18 | -0,1 | 0,05 | -0,12 | -0 | 0,48 | 1 |
| 13 $HBNI_{jt}$ | 0 | 0,32 | 0,01 | 0 | 0,64 | 0,14 | 0,03 | 0,04 | -0,1 | 0 | 0,48 | -0,35 |
| 14 $\ln Internet_{jt} * MBNI_{jt}$ | 0 | 0,11 | -0,09 | 0,01 | 0,21 | 0,12 | 0,01 | 0,05 | 0,16 | 0 | 0,33 | 0,13 |
| 15 $\ln Internet_{jt} * HBNI_{jt}$ | 0 | -0,14 | 0,09 | -0 | -0,38 | -0 | -0 | -0,1 | 0,16 | -0,02 | -0,2 | -0,1 |
| 16 $\ln Internet_{jt} * Internet1_{jt}$ | -0 | -0,35 | 0,1 | -0,01 | -0,57 | -0,2 | 0,06 | -0,1 | 0,09 | 0 | -0,8 | -0,5 |
| 17 $\ln Internet_{jt} * Internet2_{jt}$ | 0 | -0,1 | 0,07 | 0 | -0,24 | -0,2 | -0 | -0 | 0,14 | -0 | -0,1 | -0,39 |
| 18 $\ln Internet_{jt} * Internet3_{jt}$ | -0 | 0,11 | -0,04 | -0,01 | 0,05 | 0,03 | -0 | 0,02 | -0,08 | -0,01 | 0,23 | 0,65 |
| 19 $\ln Internet_{jt} * Internet4_{jt}$ | 0 | 0,11 | -0,16 | 0,01 | 0,27 | 0,21 | -0 | 0,05 | -0,09 | 0,01 | 0,36 | 0,54 |
| 20 $\ln Internet_{jt} * Internet5_{jt}$ | 0 | 0,32 | 0,01 | 0 | 0,64 | 0,14 | 0,03 | 0,04 | -0,1 | 0 | 0,48 | -0,35 |
| 21 $\text{År}2010$ | -0,01 | -0,01 | 0 | -0,02 | -0,01 | 0 | 0 | -0 | -0 | 0 | -0 | 0,02 |
| 22 $\text{År}2011$ | 0,01 | 0,01 | 0 | 0,03 | 0,02 | 0 | 0 | -0 | -0 | 0 | 0,06 | 0,03 |
| 23 $\text{År}2012$ | 0,02 | 0,05 | 0 | 0,04 | 0,07 | 0 | 0 | -0 | -0 | 0 | 0,12 | 0 |

| | 13 | 14 | 15 | 16 | 17 | 18 | 19 | 20 | 21 | 22 | 23 |
|---|-------|-------|-------|-------|-------|------|------|------|-------|-------|----|
| 13 $HBNI_{jt}$ | 1 | | | | | | | | | | |
| 14 $\ln Internet_{jt} * MBNI_{jt}$ | 0,38 | 1 | | | | | | | | | |
| 15 $\ln Internet_{jt} * HBNI_{jt}$ | -0,17 | -0,34 | 1 | | | | | | | | |
| 16 $\ln Internet_{jt} * Internet1_{jt}$ | -0,23 | -0,24 | 0,1 | 1 | | | | | | | |
| 17 $\ln Internet_{jt} * Internet2_{jt}$ | -0,18 | -0,21 | 0,16 | -0,25 | 1 | | | | | | |
| 18 $\ln Internet_{jt} * Internet3_{jt}$ | -0,23 | -0,04 | 0,06 | -0,32 | -0,25 | 1 | | | | | |
| 19 $\ln Internet_{jt} * Internet4_{jt}$ | -0,19 | 0,21 | -0,21 | -0,27 | -0,21 | -0,3 | 1 | | | | |
| 20 $\ln Internet_{jt} * Internet5_{jt}$ | 1 | 0,38 | -0,17 | -0,23 | -0,18 | -0,2 | -0,2 | 1 | | | |
| 21 $\text{År}2010$ | -0,04 | -0,03 | 0 | -0,01 | 0 | 0,03 | -0 | -0 | 1 | | |
| 22 $\text{År}2011$ | -0,01 | 0,05 | -0,01 | -0,04 | 0,03 | 0,01 | 0,02 | -0 | -0,34 | 1 | |
| 23 $\text{År}2012$ | 0,08 | 0,1 | 0,01 | -0,08 | 0,03 | -0,1 | 0,13 | 0,08 | -0,34 | -0,34 | 1 |