

DOKTORI (PhD) ÉRTEKEZÉS

Márkus Ádám

Debrecen

2019

DEBRECENI EGYETEM
GAZDASÁGTUDOMÁNYI KAR
VILÁGGAZDASÁGI ÉS NEMZETKÖZI KAPCSOLATOK INTÉZET

IHRIG KÁROLY GAZDÁLKODÁS- ÉS SZERVEZÉSTUDOMÁNYOK
DOKTORI ISKOLA

Doktori iskola vezető: **Prof. Dr. Popp József** egyetemi tanár, DSc

ÁRUKERESKEDELMI INTEGRÁCIÓ A VISEGRÁDI
TÉRSÉGBEN – EGY KOMPLEX GRAVITÁCIÓS
ELEMZÉS TANULSÁGAI

Készítette:
Márkus Ádám

Témavezető:
Dr. habil. Czeglédi Pál
egyetemi docens

DEBRECEN

2019

TARTALOMJEGYZÉK

AZ ÉRTEKEZÉSBEN HASZNÁLT RÖVIDÍTÉSEK JEGYZÉKE	i
AZ ÉRTEKEZÉSBEN HASZNÁLT ÁBRÁK JEGYZÉKE	iii
AZ ÉRTEKEZÉSBEN HASZNÁLT TÁBLÁZATOK JEGYZÉKE	iv
KÖSZÖNETNYILVÁNÍTÁS	vi
BEVEZETÉS, TÉMAFELVETÉS, KUTATÁSI PROBLÉMA MEGFOGALMAZÁSA	1
I. A DISSZERTÁCIÓ ELMÉLETI ÉS MÓDSZERTANI KERETE – A GRAVITÁCIÓS	
MODELL	8
I.1. A GRAVITÁCIÓ MINT TÁRSADALMI TÖRVÉNYSZERŰSÉG?	8
I.1.1. Számos különböző áramlás vizsgálata egyetlen modellel	8
I.1.2. A gravitációs modell nemzetközi kereskedelemelméleti megközelítésből.....	11
I.2. A GRAVITÁCIÓS MODELL VÁLTOZÓI	16
I.2.1. Országspecifikus gazdasági jellemzők	16
I.2.1.1. Jövedelem.....	16
I.2.1.2. Népeség, terület	17
I.2.1.3. Egy főre jutó jövedelem.....	17
I.2.1.4. Tengertől való elzártság, sziget.....	18
I.2.1.5. Az országok relatív elhelyezkedése – multilaterális kereskedelmi akadályok	18
I.2.1.6. Egyéb változók	20
I.2.2. Az országpárok között felmerülő, a kereskedelem költségeire ható tényezők	21
I.2.2.1. Távolság	22
I.2.2.2. Szomszédság.....	25
I.2.2.3. Kulturális hasonlóság – a nyelvek és a történelem szerepe	26
I.2.2.4. Vámok és egyéb mesterséges kereskedelemkorlátozó eszközök hatása – Regionális kereskedelmi egyezmények szerepe	27
I.2.2.5. Monetáris unió	30
I.2.2.6. A migráció és a turizmus mint költségcsökkentő tényező	32
I.2.2.7. Külföldi közvetlen tőkebefektetések vs. export.....	33
I.2.2.8. A belföldi kereskedelem preferálása, azaz a határok kereskelemtorzító hatása	34
I.3. A HATÁRHATÁS ÉRTELMEZÉSE A BEFOLYÁSOLÓ TÉNYEZŐK ÉS AZ ALKALMAZOTT MÓDSZERTAN TÜKRÉBEN.....	36
I.3.1. A határhatás nagyságát befolyásoló tényezők – az egyéb magyarázó változók szerepe ...	37
I.3.2. Az ökonometria módszerek és a különböző modellspecifikációk szerepe	41
I.3.2.1. A határhatás alakulása időben – a különböző panelspecifikációk tanulságai	41
I.3.2.2. Endogén változók a gravitációs modellben	44
I.3.2.3. A zero kereskedelem mint függő változó	46
I.3.2.4. Nem lineáris becslési módszerek a „jó öreg” OLS-szel szemben	49
I.4. A LEGFRISSEBB GRAVITÁCIÓS ELEMZÉSEK GYAKORI HIÁNYOSSÁGAI	53

II. MENNYIT INTEGRÁLÓDTAK A VISEGRÁDI ORSZÁGOK 1995 ÓTA?

HATÁRHATÁS-ELEMZÉS KÜLÖNBÖZŐ MODELLSPECIFIKÁCIÓK ÉS

BECSLÉSI MÓDSZEREK ÖSSZEHASONLÍTÁSÁVAL 56

II.1. A DOLGOZAT EMPIRIKUS VIZSGÁLATÁNAK LOGIKAI MENETE56

II.2. AZ ELSŐ MODELLVÁLTOZAT BECSLÉSE58

II.2.1. Az első modellváltozat felépítése59

II.2.2. Az alapmodell mintájának jellemzői62

II.2.3. Az alapspecifikáció eredményei, és a becsléssel kapcsolatos problémák66

II.2.4. Az első modellváltozathoz levonható tanulságok70

II.3. A MÁSODIK MODELLVÁLTOZAT BECSLÉSE71

II.3.1. A második modellváltozat felépítése71

II.3.2. A második modellváltozathoz felépített minta jellemzői73

II.3.3. A második modellváltozat becsléseinek eredményei75

II.3.3.1. Az OLS/LSDV becslés eredményei75

II.3.3.2. Pseudo-maximum likelihood becslések és azok eredményei83

II.3.3.3. A PPML robosztusságának további vizsgálata90

II.3.3.4. Országszintű határhatások94

II.3.4 A második modellváltozat tanulságai96

III. KÖVETKEZTETÉSEK, JAVASLATOK ÉS TOVÁBBI KUTATÁSI

IRÁNYOK 98

III.1. KÖVETKEZTETÉSEK, JAVASLATOK98

III.2. TOVÁBBI KUTATÁSI IRÁNYOK100

IV. ÚJ ÉS ÚJSZERŰ TUDOMÁNYOS EREDMÉNYEK 102

ÖSSZEFOGLALÁS 105

SUMMARY 108

IRODALOMJEGYZÉK 110

MELLÉKLETEK 126

M.1. FIX VS VÉLETLEN HATÁS 126

M.2. AZ ELSŐ MODELLVÁLTOZAT EREDMÉNYEI 129

M.3. A MÁSODIK MODELLVÁLTOZAT EREDMÉNYEI 134

M.4. A ROBOSZTUSSÁGI BECSLÉS EREDMÉNYEI 136

AZ ÉRTEKEZÉSBEN HASZNÁLT RÖVIDÍTÉSEK JEGYZÉKE

Adj. R^2	Korrigált determinációs együttható
CEFTA	Central European Free Trade Agreement (Közép-Európai Szabadkereskedelmi Egyezmény)
CES	Constant Elasticity of Substitution (Állandó helyettesítési rugalmasság a fogyasztók preferenciájában)
CET	Constant Elasticity of Transformation (Állandó helyettesítési rugalmasság a vállalatok profitmaximalizáló magatartásában)
CIF	Cost, Insurance and Freight (Költség, biztosítás és fuvardíj fizetve)
CZE	Csehország
EFTA	European Free Trade Agreement (Európai Szabadkereskedelmi Egyezmény)
ENSZ	Egyesült Nemzetek Szervezete
EU	Európai Unió
EU15	Az Európai Unióba 1995-tel bezárólag csatlakozott országok
EU22	EU26 Belgium-Luxemburg, Hollandia, Ciprus és Málta kivételével
EU26	Az EU tagországai 2007 után és 2013 előtt, Belgium és Luxemburg egy országgént kezelve
EU28	Az Európai Unió tagállamai 2018-ban
FDI	Foreign Direct Investment (Külföldi közvetlen tőkebefektetés)
FGLS	Feasible Generalised Least Squares (Megvalósítható általánosított legkisebb négyzetek módszere)
FOB	Free On Board (Költségmenetesen a hajó fedélzetén)
GDP	Gross Domestic Product (Bruttó hazai termék)
GER	1990-ig Német Szövetségi Köztársaság, utána Németország
GPML	Gamma Pseudo-maximum Likelihood
HUN	Magyarország
KGST	Kölcsönös Gazdasági Segítség Tanácsa
LN	Természetes alapú logaritmus
LSDV	Least Squares Dummy Variables (Legkisebb négyzetek módszere dummy változókkal)

MAE	Mean Absolute Error (Átlagos abszolút hiba)
MPML	Multinomiális Pseudo-maximum Likelihood
MRT	Multilateral trade resistance terms (Multilaterális kereskedelmi akadályok)
N	Number of observations (Megfigyelések száma)
NBPML	Negative Binomial pseudo-maximum likelihood
NEG	New Economic Geography (Új gazdaságföldrajz)
NLS	Non-linear Least Squares (Nem-lineáris legkisebb négyzetek módszere)
OLS	Ordinary Least Squares (Hagyományos legkisebb négyzetek)
PML	Pseudo-maximum Likelihood
POL	Lengyelország
PPML	Poisson Pseudo-maximum Likelihood
RESET	Regression Specification Error Test (A regresszió specifikációs hibájának tesztje)
RMSE	Root Mean Squared Error (Átlagos négyzetes hibák gyöke)
SITC	Standard International Trade Classification
SVK	Szlovákia
TBT	Technical Barriers to Trade (A kereskedelem technikai jellegű akadályai)
UNComtrade	United Nations Commodity Trade Statistics Database (Az ENSZ árukereskedelmi adatbázisa)
USA	United States of America (Amerikai Egyesült Államok)
USSR	Szovjetunió
V4	A visegrádi végyek (Csehország, Magyarország, Lengyelország és Szlovákia)
WIOD	World Input-Output Database
WLS	Weightes Least Squares (Súlyozott legkisebb négyzetek módszere)
WTO	World Trade Organization (Kereskedelmi Világszervezet)
ZIPML	Zero-Inflated Poisson pseudo-maximum likelihood

AZ ÉRTEKEZÉSBEN HASZNÁLT ÁBRÁK JEGYZÉKE

1. ábra: A visegrádi országok áruexportjának alakulása az EU15 országaiba (a 2004-es év értéke = 100).....	4
2. ábra: Az EU15 országaival folytatott árucseré arányának alakulása a visegrádi országok teljes árukereskedelmében	5
3. ábra: Az empirikus kutatás algoritmus.....	57
4. ábra: A belföldi árukereskedelem értékének becslése	63
5. ábra: A heteroszkedaszticitás grafikus tesztelése	80
M1. ábra: Az irodalomfeltárás folyamatábrája a THE PRISMA GROUP (2009) alapján szerkesztve.	126

AZ ÉRTEKEZÉSBEN HASZNÁLT TÁBLÁZATOK JEGYZÉKE

1. táblázat: A visegrádi országok kereskedelmének átalakulása a legfőbb kereskedelmi partner viszonylatában (bilaterális kereskedelem a teljes kereskedelem százalékában kifejezve)	3
2. táblázat: Az alapspecifikáció becslésének eredményei	67
3. táblázat: A második modellváltozatban bemutatott eljárás becslésének eredményei a kiindulási módszerrel összehasonlítva	76
4. táblázat: A második modellváltozatban becsült határhatás együtthatók	78
5. táblázat: A homoszkedaszticitásra vonatkozó nullhipotézis tesztjei	82
6. táblázat: A négy potenciálisan működőképes módszer összehasonlítása	87
7. táblázat: A négy potenciálisan működőképes módszer határhatás-paraméterei	89
8. táblázat: PPML becslés az EU26 viszonylatában	91
9. táblázat: Határhatás-együtthatók az EU26 viszonylatában (PPML becslés)	93
10. táblázat: A határhatások alakulása az országok szintjén (PPML becslés)	94
M1. táblázat: Hausman-teszt: fix hatás vs. véletlen hatás	128
M2. táblázat: A túlidentifikálás tesztje a fix és véletlen hatású modell közötti választáshoz	129
M3. táblázat: Az első modellváltozat teljes mintájának leíró statisztikája	129
M4. táblázat: Az első modellváltozat csonka mintájának leíró statisztikája	130
M5. táblázat: A fix hatású OLS becslés eredményei a különböző alacsony értékekkel módosított exportokat tartalmazó mintákon	130
M6. táblázat: Határhatások becsült paraméterei az egy dollárral módosított exportértékekkel, valamint a csonkított mintával lefuttatott regressziókban (1. modellváltozat)	131
M7. táblázat: Határhatások becsült paraméterei az egytized, illetve tíz dollárral módosított exportértékekkel lefuttatott regressziókban (1. modellváltozat)	132
M8. táblázat: Határhatások becsült paraméterei a száz, ezer illetve egymillió dollárral módosított exportértékekkel lefuttatott regressziókban (1. modellváltozat)	133
M9. táblázat: A második modellváltozat mintájának leíró statisztikája	134
M10. táblázat: Átlagos határhatás-paraméterek a négy potenciálisan működő	

becslőfüggvénnyel	135
M11. táblázat: A második modellváltozat robosztussági PPML becsléséhez tartozó mintának leíró statisztikája	136
M12. táblázat: Határhatás-együtthatók az EU26 viszonylatában (PPML becslés, zéró export nélkül)	136
M13. táblázat: A Robosztussági PPML becslés eredményei	137

KÖSZÖNETNYILVÁNÍTÁS

Mindenekelőtt szeretném kifejezni köszönetemet Czeglédi Pálnak, hogy elvállalta és lekiismeretesen végigvitte témavezetésemet annak ellenére, hogy doktori tanulmányaim közepén – rajtam kívül álló okok miatt – kellett témavezetőt váltanom. Tudományos tapasztalataira és ökonometriai jártasságára épülő javaslatai elengedhetetlenek voltak ahhoz, hogy ez az értekezés jelen formájában létre jöhessen.

Külön szeretném megköszönni Erdey László intézetvezető úrnak, hogy doktori tanulmányaim kezdetétől fogva számított szakmai tudásomra, és tevékenyen bevont a Világgazdasági és Nemzetközi Kapcsolatok Intézet munkájába. Egyre komolyabb feladatokkal bízott meg jelezve, hogy egyenrangú félként kezel. Az a családi légkör, amit kialakított az intézetben nagyban hozzájárult ahhoz, hogy kibontakozhassam, és fejlődhessek úgy szakmai téren, mint emberi szempontból.

Hálás szívvel köszönöm továbbá Pásztor Szabolcsnak, hogy Tudományos Diákköri témavezetőként és jóbarátként megismertetett a határhatás témájával, megszerettette velem, és utamra indított jó tanácsaival.

Nagy hálával tölti el a szívem, amikor azokra a tartalmas beszélgetésekre, tudományos ötletelésekre, konzultációkra illetve vitákra gondolok, amiket munkatársaimmal éltünk át közösen. Köszönet ezekért az alkalmakért Szabó Andreának, Nádas Leventének, Hossam Haddadnak, Ishtiaq Ahmadnak és Sigér Fruzsínának.

Szeretném megköszönni továbbá Bíró Flóra Pannának, Földvári Péternek, Frankó Krisztinának, Gáll Józsefnek, Ilosvaj Boglárkának, Julius Horvathnak, Kapás Juditnak, Kónya Istvánnak, Muraközy Lászlónak, Láng Eszternek, Pertti Haaparantanak, Szalay Andrásnak, Szanyi Miklósnak, Thomas Wiesenek, Tóth Eszternek, Trón Zsuzsannának, Vladimir Bencnek, megjelent folyóiratcikkeim három névtelen bírálójának, hogy hozzászólásaikkal, megjegyzéseikkel, iránymutatásaikkal hozzájárultak a tudományos ismereteim bővítéséhez és a disszertáció színvonalának emeléséhez.

Végezetül legmélyebb hálámat a családomnak szeretném kifejezni, közülük is elsősorban a feleségemnek, aki a legnehezebb pillanatokban is támaszt nyújtott és bátorított, ezenfelül –

egészen más területen elért – tudományos eredményeivel, doktori munkájával szakmai inspirációt és követendő példát adott.

BEVEZETÉS, TÉMAFELVETÉS, KUTATÁSI PROBLÉMA MEGFOGALMAZÁSA

A XX. század második felében egyre rohamosabban felgyorsuló és mélyebbre ható gazdasági, társadalmi, kulturális és politikai globalizáció jelentősen átformálta a nemzetközi kapcsolatok jellegét a világgazdaságban. Az országok – multilaterális és regionális szintű kereskedelemi megállapodások keretein belül – folyamatos erőfeszítéseket tettek/tesznek annak érdekében, hogy leépítsék az áruk, szolgáltatások, és a termelési tényezők áramlása előtt álló akadályokat, ami az országhatárok gazdasági jelentőségének erőteljes visszaesését eredményezte/eredményezi, sőt REICH (2010) véleménye szerint hamarosan akár a nemzetgazdaságok megszűnéséhez is vezethet.

A gazdasági teret megosztó határok, határ menti térségek kérdésköre már évszázadok óta központi szerepet tölt be a világgazdasági folyamatokkal kapcsolatos tudományos kutatásokban. Már ADAM SMITH (1776) klasszikus műve rámutatott arra, hogy a természetes és az ember alkotta akadályok nagymértékben csökkenthetik a távolsági kereskedelemnek – a nemzeti jólét növekedésére kifejtett – kedvező hatásait. A klasszikus gondolkodó a vízi kereskedelem példájával élve demonstrálta azt, hogy egy folyón sokkal gördülékenyebb és nagyobb volumenű áruszállítás jön létre abban az esetben, ha az eredetétől a torkolatáig csak egyetlen országot érint. Érdekes tehát a világkereskedelmi globalizáció ütemét, mértékét, jellegét az országokat elválasztó határvonalak jelentőségének alakulásával értékelni.

A határkutatás meglehetősen széles körben vizsgált és interdiszciplináris jellegű területnek számít. A közgazdaságtan, a politikatudomány, a gazdaságföldrajz és a regionális gazdaságtan kutatói rendre felhívják a figyelmet a határvonalak területi struktúrákat elválasztó, gazdasági kapcsolatokat akadályozó, egyes régiók fejlődési pályáit meghatározó voltára (SAMUELSON, 1954; MCCALLUM, 1995; RECHNITZER, 1999; VAN HOUTUM, 1998). A nemzetközi integrációs folyamatok az egyik legmarkánsabb lenyomatot kétségkívül az európai kontinens országainak – határokon átnyúló – gazdasági kapcsolataiban hagyták a világon. A térség sikeres együttműködése – az Európai Gazdasági Közösség, majd az Európai Unió keretén belül – az 1960-as évektől folyamatosan példaként, viszonyítási alapként szolgált a hasonló jellegű regionális kezdeményezéseknek. Európai kontextusban ebből kifolyólag – köszönhetően az Egységes Belső Piac programjának, valamint a különböző regionális együttműködéseknek – a határ menti térségeket gyakran szűrőzónaként és nemzetközi

együttműködésre alkalmas területegységként is definiálják (NEMES NAGY, 2009). VAN HOUTUM et al. (2005) tanulmánya pedig még tovább árnyalja a képet a határokról, miszerint azoknak jelentős szerepe marad a területi fejlődésben még abban az esetben is, amikor már megszűntek klasszikus funkcióikat betölteni. A határvonalak tudniillik nemcsak adminisztratív jellegű vagy földrajzi természetű akadályokként jelentkeznek a nemzetközi interakciók során, hanem példának okáért kulturális különbözőséget kiváltva gyengíthetik a gazdasági kapcsolatokat még egy integrált piacon is, ahogy azt SCHULZE – WOLF (2009) az egykori Osztrák-Magyar Monarchia kapcsán kiemelte.

A határok szerepének kutatása ma az Európai Unió belső piacán lehet a legkézenfekvőbb. Egyrészt az európai integráció meglehetősen dinamikus és mélyreható változásokat hozott a kontinens életébe már az 1960-as 1970-es és 1980-as években, mellyel párhuzamosan az államhatárok büntető jellege számottevően lecsökkent. Másrészt azonban az 1990-es évekre – az Egységes Belső Piac programjának kiteljesedésével – a regionális együttműködés új szakaszba lépett, és korábban még nem látott kihívásokkal szembesült, amikor a volt szocialista országok világgazdasági reintegrálódása valamint az Európai Unióhoz történő csatlakozásának előkészítése egyre inkább a tagországok első számú prioritásává vált. A minél zökkenőmentesebb gazdasági kapcsolatok előmozdítása a fejlett uniós tagországok stratégiai/piacbővítési, valamint a rendszerváltó országok reorientációs elképzeléseivel egybeesett. Az Unió keleti bővítése azonban nemcsak egy egyszerű esemény volt, ami 2004-ben egyik pillanatról a másikra megnövelte az EU piacméretét és világgazdasági súlyát, hanem egy – több évtizeden át a mai napig is tartó – szerves integrációs folyamat, melynek során az országhatárokkal megtestesülő akadályok fokozatos megszűnése az egyre hatékonyabb nemzetközi munkamegosztás felé mutat.

Az elmúlt szűk három évtized eseményei Kelet-Közép-Európa szemszögéből nézve – ismerve az országok történelmét és gazdaságaik színvonalát – számos kérdést vetettek fel a nemzetközi kereskedelemmel foglalkozók körében. A kelet-közép-európai országok ugyanis a II. világháborút követő évtizedekben a dél-amerikai országok importhelyettesítő iparosításához hasonló gazdaság- és kereskedelempolitikát követtek, melyet a Szovjetunióval történő túlzottan egyoldalú illetve a Kölcsönös Gazdasági Segítség Tanácsa (KGST) keretében tervszerűen programozott kereskedelem jellemzett. Az 1970-es és mind inkább az 1980-as években azonban egyre nyilvánvalóbbá vált a térségben, hogy a szocialista rendszer fenntarthatatlan, ezért lassan mindenhol megkezdődött a gazdasági és társadalmi átalakulás, ami az 1990-es évek első felének

radikális rendszerváltozásában csúcsosodott ki. A nemzetközi gazdasági kapcsolatok elmélyítéséhez szükséges intézményrendszer kiépítésével párhuzamosan a régió – EU-hoz történő – kereskedelmi integrációja szinte azonnal megkezdődött, ami a sorra kötött, kétoldalú Európai megállapodásokban öltött testet. A keleti blokk országainak legfőbb kereskedelmi partnere szinte egyik pillanatról a másikra Németország lett, a Szovjetunió utódállamai pedig már csak egészen marginális szerephez jutottak (KÖVES, 2003).

Magyarország, Lengyelország, Szlovákia és Csehország szempontjából nemcsak a rendszerváltozással járó gazdasági átalakulás és az Európai Unióhoz történő csatlakozás, hanem az újjászerveződő Visegrádi Együttműködés is jelentős eseménynek bizonyult az elmúlt évtizedekben. Annak ellenére, hogy sokan úgy vélték, a térség EU-csatlakozása jelentéktelenné teheti az együttműködést, több fronton is sikereket könyvelhetett el. A megvalósuló közös belső programok, valamint az együttes politikai-gazdasági érdekérvényesítés az európai döntéshozásban jelzik a négy ország közös útjának relevanciáját és eredményeit (KISS, 2015). Nem véletlen, hogy a régió négy országának teljesítményét gyakran együtt, egymás mellett vagy éppen egymáshoz viszonyítva elemzik.

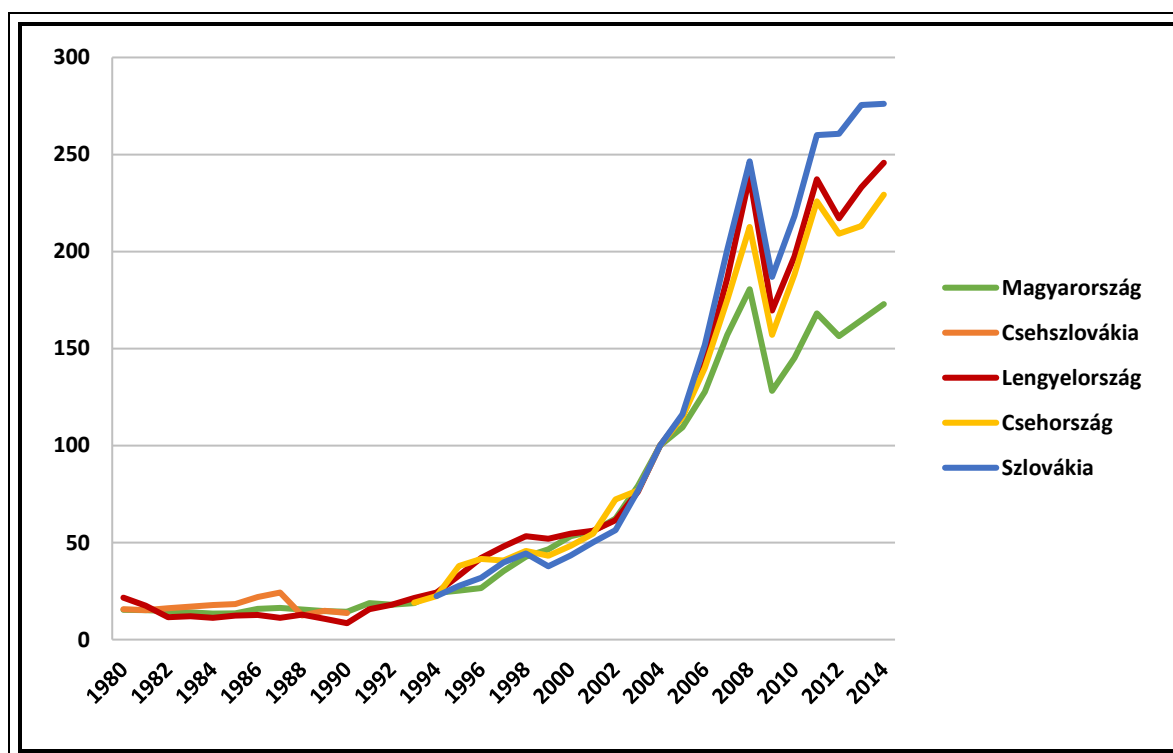
1. táblázat: A visegrádi országok kereskedelmének átalakulása a legfőbb kereskedelmi partner viszonylatában (bilaterális kereskedelem a teljes kereskedelem százalékában kifejezve)

Ország	Partner	1965	1970	1975	1980	1985	1990	1995	2000	2005	2010	2015
HUN	USSR	35,6	34	36,8	28,5	31,9	19,7	12,9	4,1	6,8	7,8	4,9
	GER	5,2	5,9	6,3	10,8	9,7	17,2	26,2	30,9	27,5	22,6	26,8
CZE-SVK	USSR	-	32,5	32,5	35,8	44,8	23,3	8	7,3	5,9	6,8	4,5
	GER	-	5,6	6	6,1	4,5	13,3	29,9	33,2	28,8	24,6	25,9
POL	USSR	-	-	-	29,6	29,2	20,3	10,4	10,7	11,8	11,8	9,4
	GER	-	-	-	10,3	8,9	16,9	31,8	28,7	25,6	23,8	24,7

Megjegyzés: USSR 1990-ig a Szovjetuniót, utána a szovjet utódállamok kereskedelmének összességét testesíti meg. GER 1990-ig a Német Szövetségi Köztársaságot, utána az újraegyesült Németországot takarja. CZE-SVK értékei 1990-ig Csehszlovákia, utána Csehország és Szlovákia együttes kereskedelmeként értelmezendők. Csehszlovákiára 1965-ben, Lengyelországra (POL) 1965, 1975 és 1985-ben nem álltak rendelkezésre árufogalmi értékek az adatbázisban.

Forrás: Az UNComtrade adatok alapján szerkesztve.

Az 1. táblázatban nyomon követhetjük azt a drasztikus átalakulást a visegrádi országok nemzetközi kereskedelmében, ami a fentebb említett rendszerváltozás következménye. Míg a térség kereskedelmének egyharmada 1990 előtt a Szovjetunióval zajlott, addig a rendszerváltozások után legfőbb partnerre Németország lépett elő 25-30%-os részesedéssel az országok teljes kereskedelméből.



1. ábra: A visegrádi országok áruexportjának alakulása az EU15 országaiba (a 2004-es év értéke = 100)

Forrás: UN Comtrade adatok alapján szerkesztve.

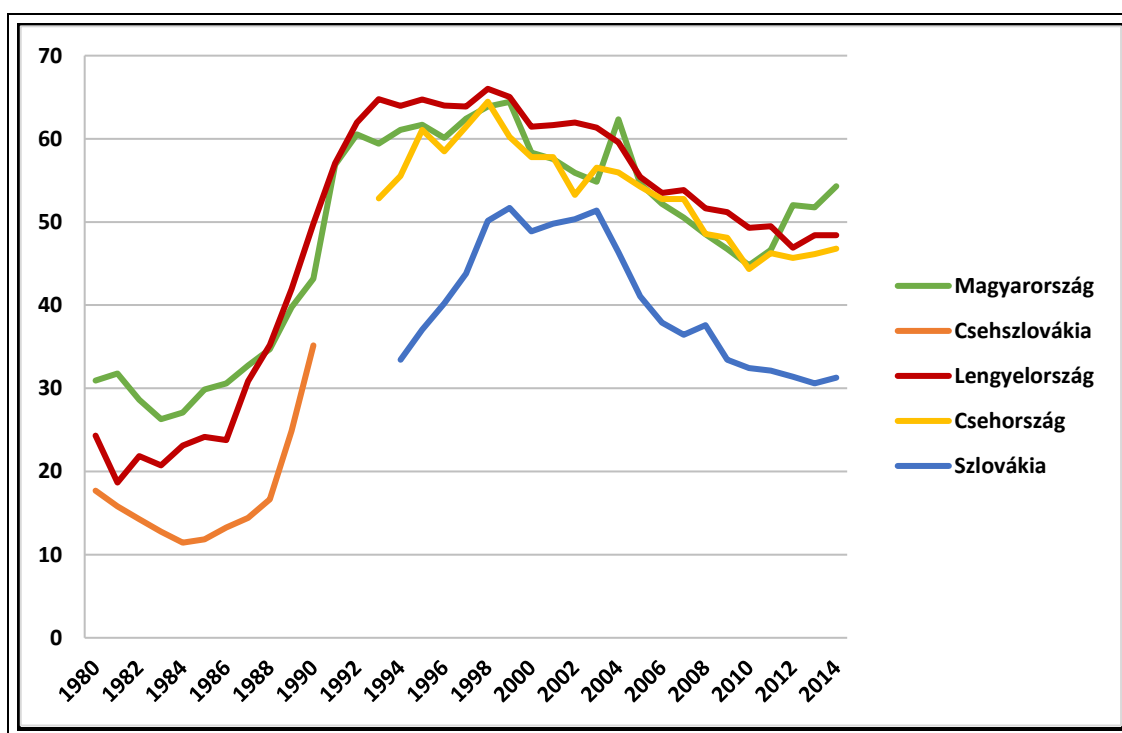
A további preferenciális kereskedelmi megállapodásoknak¹ köszönhetően az 1990-es években fokozatosan mélyült a gazdasági együttműködés az EU, az Európai Szabadkereskedelmi Övezet (EFTA) és Kelet-Közép-Európa országai között, ami 1997-re az úgynevezett páneurópai kumuláció bevezetésével egy egységes szabadkereskedelmi övezetté nötte ki magát² (PALÁNKAI et al., 2011). A kelet-közép-európai térség – köztük a visegrádi országok – kereskedelmi integrációja az Európai Unióba tehát már jóval a csatlakozás előtt megkezdődött és bizonyos értelemben a csatlakozás környékén

¹ Közép-Európai Szabadkereskedelmi Egyezmény (CEFTA), Balti Szabadkereskedelmi Megállapodás, kétoldalú megállapodások az EFTA országokkal.

² Megjegyzendő ugyanakkor, hogy az agrártermékek kereskedelmére nem vonatkozott vámmentesség.

már meglehetősen mélynek tűnt. Jól jelzik mindezt a számadatok is, melyek szerint már a 2004-et megelőző időszakban dinamikus – évente átlagosan 12-13%-kal – növekedett az árukereskedelem volumene a visegrádi négyek és az EU15 között (1. ábra).

A 2. ábra adatai pedig azt is alátámasztják, hogy az 1990-es évek közepére az EU tagországok együttesen 60% körüli részesedést értek el a Visegrádiak teljes kereskedelmében, és ez az arány már nem is emelkedett tovább a 2000-es években, sőt inkább a csökkenés irányába mozdult. A közel kétharmados integráción belüli kereskedelmi arány egyébként arról árulkodik, hogy a többi EU tagországhoz hasonló súlya lett a belső piacon realizálódó kereskedelemnek a V4 számára is.



2. ábra: Az EU15 országaival folytatott árucsera arányának alakulása a visegrádi országok teljes árukereskedelmében

Forrás: UN Comtrade adatok alapján szerkesztve.

A számadatok már önmagukban is sokat mondóak, és ilyen jellegű adatelemzésekkel bizonyos szempontból jól meg lehet ragadni a V4-ek kereskedelmének sajátosságait. Sokan vizsgálták például hasonló statisztikák segítségével a térség EU-n belül zajló kereskedelmének dinamikáját, ágazati szerkezetét (MOLNÁR, 2012) vagy éppen annak koncentráltóságát (SOÓS, 2016). Az országok integrációjának tartalmát, mélységét, vagy akár szimmetriáját meg lehet ragadni az ágazaton belüli kereskedelem

boncolgatásával is, mint ahogy azt például JÁMBOR (2014) munkájában látjuk. Az ágazaton belüli kereskedelem – teljes kereskedelemben betöltött – aránya ugyanis a nemzetközi munkamegosztás szintjére, a termelési integráció minőségére, vagy esetlegesen az alkatrészek beszállításának egyoldalú voltára utalhat. A nemzetközi árupiacok egyre mélyebb integrációjával párhuzamosan pedig olyan kérdések is előtérbe kerülhetnek, amik a szolgáltatások és a munkaerő mobilitásával, valamint a pénzpiacok egyre intenzívebb összefonódásával, vagy éppen az országokban kibontakozó kapitalizmus specifikumaival (FARKAS, 2011) kapcsolatosak. Ezek az elemzések egyrészt meglehetősen messzire vezethetnek minket, másrészt egy valamit mellőznek a vizsgálatból, ami nélkül a nemzetközi piac vizsgálata csak egymagában – megfelelő viszonyítási pont nélkül – történik, mégpedig a *belföldi árupiac viszonyait*.

A disszertáció ezért egy másfajta, meglehetősen speciális irányból közelíti meg a nemzetközi árupiacok töredezettségének témakörét, ahol az integráció belső piacát nem önmagában elemzi, hanem a – valóságban egyedül szinte tökéletesen integráltnak titulálható – belföldi piachoz viszonyítja. Az úgynevezett *határhatás (border effect)* módszerével ugyanis – az országhatárok büntető hatásának számszerűsítésén keresztül – rámutathatunk arra, hogy mennyire áll messze a közös piacon zajló árukereskedelmi tranzakciók jellege az „optimálistól”, vagyis a hazaiakétól. A koncepció egyaránt lehetőséget ad mikro- és makroszintű kutatás elvégzésére. Előbbi ENGEL – ROGERS (1996) tanulmánya nyomán az egy ár törvényének érvényesülését vizsgálja különböző termékek esetén nemzetközi viszonylatban, míg utóbbi – MCCALLUM (1995) úttörő munkájától inspirálva – a belföldi kereskedelem preferálásának mértékét méri fel az országokban. Ebben a dolgozatban a McCallum-féle módszer kerül adaptálásra és továbbgondolásra, amihez a nemzetközi kereskedelem gravitációs modelljének kimerítő elemzésére és körültekintő gyakorlati alkalmazására van szükség. Ez a doktori munka ugyanis a következő kutatási probléma megoldására/megválaszolására törekszik:

KUTATÁSI PROBLÉMA:

Hogyan értékelhető – kereskedelemelméleti és ökonometriai szempontból hitelesen – a visegrádi országok kereskedelmi integrációja az Európai Unió belső piacán?

A határhatás módszerének specifikuma lehetővé teszi, hogy a kérdést egy egészen különleges szemszögből közelítsük meg. Elemzésem valójában az alábbi konkrét

kérdésekre fókuszál: *Vajon a visegrádi térség szemszögéből nézve az EU belső piaca mennyit közeledett a „tökéletesen” integrált piachoz az elmúlt évtizedek során? Milyen ütemben tudtak a V4-ek beilleszkedni az Egységes Belső Piac folyamataiba? Jellemző-e a régióra, hogy a vállalatok – minden egyéb tényezőt adottnak feltételezve – előnyben részesítik a belföldi kereskedelmi partnereket a külföldiekkel szemben? Hogyan alakult az évek múlásával ennek a – belföldi piacok iránt megnyilvánuló – torzulásnak a mértéke?*

Fontosnak tartom továbbá – amint azt a kutatási kérdésben is kiemelem –, hogy olyan eredményeket prezentáljak, melyek nemcsak közgazdaság-, és kereskedelemelméleti szempontból állják meg a helyüket, hanem a statisztikai/ökonometriai elvárásoknak is megfelelnek. Éppen ebből kifolyólag ez a PhD disszertáció meglehetősen módszertani jellegű, és többek között az is a célok között szerepel, hogy az ökonometria világában is nyújtson új eredményeket, megállapításokat, amik az alábbi kérdések köré összpontosulnak. *Milyen torzításnak és egyéb pontatlanságnak van kitéve a hagyományos legkisebb négyzetek (OLS) módszerével végrehajtott becslés? Milyen alternatív becslőfüggvények állnak rendelkezésre a dolgozatban felépített modellspecifikációkhoz? Melyik becslési módszer adja a legjobb – azaz torzítatlan, konzisztens és leghatásosabb – eredményt?*

A vezető – nemzetközi közgazdaságtannal foglalkozó – elméleti és empirikus írások ugyanis rendre rámutatnak az OLS eljárás gyengeségeire, és számos egyéb – potenciálisan jól működő – módszert vonultatnak fel (HEAD – MAYER, 2014). A kihagyott változók okozta torzítás, a heteroszkedaszticitás miatt bekövetkező hatástalanság, vagy a zéró exportok beemelésének problematikái csak a legfontosabbak azok között a veszélyek között, melyekkel egy mai modern – a nemzetközi kereskedelemmel foglalkozó – tanulmánynak számolnia kell. *Ez a disszertáció egy komplex empirikus kutatást kíván adni, túlmutatva a témában íródott tanulmányokon, amik csak részben vagy egyáltalán nem tudnak megfelelni ezeknek a kihívásoknak. A dolgozat főbb megállapításai egy átfogó, kritikai irodalomfeltáráson alapulnak, aminek a menetét az M1. ábra szemlélteti.*

I. A DISSZERTÁCIÓ ELMÉLETI ÉS MÓDSZERTANI KERETE – A GRAVITÁCIÓS MODELL

A dolgozat vázát mind elméleti mind módszertani szempontból a nemzetközi gazdaságtannal foglalkozó kutatások egyik leggyakrabban használt koncepciója, a gravitációs modell adja. Az elméleti és empirikus irodalom szintetizálásával és kritikai összevetésével a szerző nemcsak egy összefoglalást kíván adni a témában íródott tanulmányokról, hanem részletesen fel kívánja tárni azoknak az elemeknek és módszereknek a tárházát, amiket az empirikus fejezet sorra beépít és hasznosít a végső következtetések levonásához.

I.1. A GRAVITÁCIÓ MINT TÁRSADALMI TÖRVÉNYSZERŰSÉG?

A gravitáció szó láttán egy átlagos olvasónak nem a társadalomtudományok jutnak eszébe, hanem SIR ISAAC NEWTON (1686) és a fizika egyik legalapvetőbb összefüggése, az általános tömegvonzás törvénye. Az elmélet szerint bármely két test között fellépő tömegvonzás nagysága egyenesen arányos a testek tömegével és fordítottan arányos a testek közötti egyenes vonalú távolság négyzetével. A testek tömegéből eredő erő, azaz a gravitációs erő nagysága az alábbi képlet alapján adható meg:

$$F_{ij} = \frac{GM_iM_j}{d_{ij}^2}, \quad (1)$$

ahol F_{ij} a gravitációs erő nagyságát, M_i az i test tömegét, M_j a j test tömegét, d_{ij} a két test közötti távolságot, míg G a gravitációs állandót jelenti.

I.1.1. Számos különböző áramlás vizsgálata egyetlen modellel

NEWTON (1686) koncepciója azonban nemcsak a természettudomány fejlődésére gyakorolt rendkívüli hatást, hanem – a XIX. század második felétől – a társadalomtudósokat is megihlette, ami STEWART (1948) szerint egyfajta „társadalomfizikához” vezetett. A kutatók ugyanis előszeretettel adaptálták az eredeti összefüggést társadalmi folyamatok vizsgálatához. CAREY (1858) és RAVENSTEIN (1885) alkalmazták elsőként a newtoni keretet az *emberek vándorlásának*,

letelepedésének elemzéséhez. Utóbbi 1871-es és 1881-es brit népszámlálási adatok segítségével erősítette meg előbbinek azon felvetését, miszerint a nagyobb városok több embert vonzanak, sőt a migrációs hatás erősödik a távolság csökkenésével is. STEWART (1948) szerint is tetten érhető a gravitáció a demográfiai folyamatokban, amit az amerikai városok népességének potenciális vonzási erejének meghatározásával demonstrált. Szemléletes ábrája egy meglehetősen New York-központú képet fest az 1940-es évek Amerikájáról (STEWART, 1948, p. 38). Bár a korai gravitációs vizsgálatok döntően Észak-Amerikára illetve Nyugat-Európára fókuszáltak, BEALS et al. (1967) a ghánai férfi munkaerő mobilitását is ebben a keretben vizsgálták a szülőváros és a munkahely viszonylatában.

A XX. század elején – a kommunikáció és a közlekedés terén – lezajló fejlődés további, egyre változatosabb gravitációs elemzésekhez vezetett az emberek közötti interakciókkal kapcsolatban. ZIPF (1946) valamint ALCALY (1967) például a gépkocsival, vonattal és repülőgéppel történő *utazást* hasonlította össze a gravitációs összefüggés segítségével néhány amerikai város vonatkozásában. Utóbbi szerző regressziós vizsgálatában szinte egy az egyben visszakapta a newtoni gravitációs törvény paramétereit. A területi folyamatok leképezésére alkalmazott fizikai analógiát NIEDERCORN – BECHDOLT (1969) elméleti levezetése teszi hitelesebbé, akik az utazási döntéseket egy hasznossági függvényből kiindulva, az egyének racionális gazdasági döntéseként modellezték, és így jutottak el egy gravitációs összefüggéshez. A társadalomtudományok felől érkező elméleti alapokat TOBLER (1970) írása is erősíti, aki szimulációs modelljében bizonyította a demográfiai folyamatokban megbúvó gravitációs rendezőelvet, ami szerinte a földrajz első törvényének tekinthető. A legkülönlegesebb tanulmányok a témában HAMMER – IKLE (1957) valamint CLARKE (1952) nevéhez köthetők, akik még a *városközi telefonhívások* gyakoriságát valamint a *párválasztás* mibenlétét is a távolságokra és a városok lélekszámára vezették vissza.

A *kereskedelemmel* kapcsolatos első gravitációs analízisek REILLY (1929) és ZIPF (1946) nevéhez fűződnek. REILLY (1929) a fogyasztók vásárlási szokásait boncolgatta, pontosabban a kiskereskedelmi egységek vonzáskörzetét hozta összefüggésbe a városok lakosságával és a távolságokkal, míg ZIPF (1946) elsőként tanulmányozta az árumozgásokat regressziós módszerrel az USA belső piacán. A modern gravitációs irodalom mégis a holland TINBERGEN (1962) és a finn PÖYHÖNEN (1963) nevéhez köti a newtoni módszer *kereskedelemre* történő ökonometriai átültetését, hiszen ők

gondolkodtak először *nemzetközi keretben*. Elképzeléseik szerint két ország között az árumozgásoknak – korlátozások hiányában – az alábbi szabályszerűséget kell követniük:

$$T_{ij} = AY_i^\gamma Y_j^\delta D_{ij}^\theta, \quad (2)$$

azaz a bilaterális kereskedelem volumenének (T_{ij}) az országok jövedelmétől (Y_i és Y_j), a közöttük lévő földrajzi távolságtól (D_{ij}) és egy konstanstól (A) kell függnie. A „tömeget” tehát a termelés nagyságával (általában a bruttó hazai termék) lehet megragadni, amelynek pozitív függvénye a kereskedelem. A távolság viszont – mint országpárokra vonatkozó változó – a kereskedelem költségeit hivatott kontrollálni, aminek növekedése természetesen negatívan hat az árucserre intenzitására. SAMUELSON (1954) egyszerű modellje remekül szemlélteti a szállítási költségek hatását a kereskedelem volumenére vonatkozóan. E szerint egy áru – a rárakódó költségek révén – a szállítás során veszít az értékéből. Minél távolabbi célállomásra kell eljuttatni azt, annál kevesebbet fog érni mire odaér, azaz tulajdonképpen úgy viselkedik, mint a tengeren sodródó jéghegy, ami folyamatosan olvad, ahogy egyre messzebb kerül a sarkvidéktől. A (2) egyenlet paramétere³ (γ , δ , θ) a kereskedelem rugalmasságát mutatják az egyes változókra vonatkozóan, azaz az árumozgás nagyságának százalékos megváltozását az adott tényező 1 százalékos megváltozásának hatására. Érdeemes megjegyezni, hogy a témával foglalkozó korai kutatók – köztük Tinbergen és Pöyhönen – nem nevesítik a módszertant, SANDBERG (2010) szerint HEWETT (1974) használta elsőként a gravitációs modell kifejezést a nemzetközi kereskedelem irodalmában.

A modell – kezdetben a meglehetősen jó illeszkedésének, később pedig a széleskörűen bizonyított mikroökonómiai háttérének (ANDERSON, 1979; KRUGMAN, 1980; BERGSTRAND, 1985, 1989; EATON – KORTUM, 2002) köszönhetően – a nemzetközi cserefolyamatok kutatásának elsődleges módszerévé vált, sőt idővel utat mutatott a *multinacionális vállalatok nemzetközi befektetéseinek* tanulmányozásához is. BRACONIER et al. (2005) például a bérkülönbségek, MACDERMOTT (2007) a kereskedelmi egyezmények, míg SUBASAT – BELLOS (2013) a kormányzás minőségének hatását értékelték a közvetlen külföldi tőkebefektetésekre vonatkozóan. KLEINERT – TOUBAL (2010) ráadásul elméletileg is alátámasztotta a gravitáció

³ Az együtthatók – mivel nem természeti törvényről van szó – nem pontosan 1-gyel (a jövedelmek esetén) illetve -2-vel (a távolság esetén) egyenlők. Mivel a legtöbb tanulmány a jövedelmekre egységnyihez közeli rugalmasságot becsül, a távolság paramétere általában inkább a -1-hez közelít (HEAD – MAYER, 2014).

érvényesülését a tőke nemzetközi áramlásában. PORTES – REY (2005) ezenkívül *nemzetközi portfólió tranzakciókra* is ráültette a modellt, bár nekik számos olyan speciális tényezőt is be kellett vonniuk a magyarázó változók közé, ami az eszközáramlások sajátja, úgymint telefonforgalom, bankfiókok száma, bennfentes kereskedelem mértéke vagy a pénzügyi piac fejlettsége.

A fizikából átvett modell tehát mind a mai napig az egyik legnépszerűbb és leghatékonyabb eszköznek bizonyul szinte bármilyen nemzetközi áramlás elemzésekor. VENABLES (2001) valamint HEAD – MAYER (2014) alapján alábbi képlettel definiálható az általános alakja:

$$X_{ij} = GS_i^{\gamma} M_j^{\delta} t_{ij}^{\theta}, \quad (3)$$

ahol X_{ij} a bilaterális áramlást, G pedig a konstans tagot jelenti. S_i a kiinduló ország gazdasági jellemzőit, M_j pedig a célország gazdasági jellemzőit takarja. Végül t_{ij} foglalja magába azokat a tényezőket, amik a két ország között jelentkeznek és a tranzakciós költségeket alakítják, úgymint távolság, közös szárazföldi határ, nyelv, valuta, vagy például kereskedelmi megállapodások. A módszer gazdaságpolitikai ajánlásoknak nyújthat keretet – a nemzetközi kereskedelemen kívül – a tőkeáramlások, szolgáltatás kiszervezés (HEAD et al., 2009), a migráció (KAREMERA et al., 2000; SIMINI et al., 2012) vagy akár a turizmus (SANTANA-GALLEGO et al., 2016) területén is.

I.1.2. A gravitációs modell nemzetközi kereskedelemelméleti megközelítésből

A nemzetközi kereskedelemmel kapcsolatos kutatásokban eleinte alkalmazott gravitációs modellek nem voltak mások, mint fizikai analógiák. HEAD – MAYER (2014) mesterkélten vagy naiv gravitációs modelleknek nevezi ezeket a próbálkozásokat. Bár PULLIAINEN (1963), LINNEMANN (1966), és AITKEN (1973) kiegészítették és továbbfejlesztették TINBERGEN (1962) és PÖYHÖNEN (1963) alapmodelljét, közgazdaságilag még az ő struktúrájuknak sem volt létjogosultságuk. A meglehetősen nagy magyarázó erejük miatt mégis meghatározták az akkori irodalmat.

A nemzetközi kereskedelem gravitációs megközelítése legegyszerűbben egy – mindenféle költségektől és súrlódásoktól mentes – világpiac feltételezéséből vezethető le, intuitív módon. Egy frikciók nélküli és homogén országokat tartalmazó nemzetközi piacon az alábbi egyenlőség teljesül:

$$X_{ij}/E_j = Y_i/Y^w, \quad (4)$$

azaz egy adott „j” ország pontosan olyan arányban költ (E_j) az „i” országból származó termékekre (X_{ij}), mint amekkora az „i” ország termelésének (Y_i) részesedése a világ termeléséből (Y^w). Azaz nincs olyan reláció a világpiacon, ahol valamilyen - pozitív vagy negatív irányú – diszkrimináció történne. Ha a (4) *egyenlet* mindkét oldalát megszorozzuk E_j -vel, megkapjuk a bilaterális kereskedelem becsült nagyságát az idealizált világban. Ekkor a valóságban megfigyelt kereskedelem és a megbecsült frikciómentes kereskedelem aránya a költségek és egyéb tényezők, valamint a véletlen hatását tükrözi (ANDERSON, 2011).

A gravitációs megközelítés első komplett *mikroökonómiai* levezetését ANDERSON (1979) adta, aki egy nemzetközi fogyasztási keretrendszerben gondolkodott. Modellje – tökéletes versenyt, identikus és homotetikus preferenciákat, valamint származási ország szerint differenciált termékeket⁴ feltételez. Egy ország fogyasztóinak kereslete egy másik ország kereskedelemben kerülő termékei iránt a jövedelmek és a népesség függvényeként definiálható. A nemzetközi kereskedelmi mérleget fogyasztási korlátként feltételezve, valamint a távolsággal növekvő tranzakciós költségeket bevezetve ANDERSON (1979) szerint egy – a (2) *egyenlethez* hasonló, népességgel kiegészített – gravitációs összefüggés adódik.

Andersont követően több elméleti levezetés is született bizonyítva a modell közgazdasági hitelességét. KRUGMAN (1980) és BERGSTRAND (1985, 1989) – az új kereskedelemelmélet fő képviselői – a növekvő skálahozadéokra, a monopóliumokra helyezték a hangsúlyt. A gravitációs modellt egy – a monopolisztikus versenyen alapuló – általános egyensúlyból vezették le, kapcsolatot teremtve a külföldi és belföldi áruk relatív fogyasztása, valamint a szállítási költségek között. BERGSTRAND (1985, 1989) a fogyasztók hasznosságát egy adott költségvetési korlát mellett maximalizálta, mégpedig úgy, hogy – állandó (pozitív) helyettesítési rugalmasság (CES) mellett – választást feltételez a hazai és a külföldi termékek között. A vállalatok profitmaximalizáló magatartását pedig állandó (negatív) helyettesítési rugalmasság (CET) jellemzi a belföldi és a külföldi értékesítés tekintetében. A maximalizálási problémákat N országra és N^2

⁴ A nemzetenkénti termékdifferenciálódást, mely szerint két ugyanolyan fajta, de nem egy országban gyártott termék nem tökéletes helyettesítője egymásnak, egyébként Armington-feltételként jegyzi az irodalom ARMINGTON (1969) alapján.

egyensúlyi feltételre megoldva juthatunk el egy becsülhető gravitációs modellhez BERGSTRAND (1985, 1989) alapján.

DEARDORFF (1998) valamint EATON – KORTUM (2002) tanulmányai azt is megmutatják, hogy némi módosítással a klasszikus kereskedelemelméletek is bizonyíthatják a gravitáció közgazdasági relevanciáját. Előbbi a Heckscher-Ohlin modellt alapul véve, utóbbi pedig a soktermékes ricardói modell – több országra történő – kiterjesztésével jutott el egy gravitációs egyenlethez. EATON – KORTUM (2002) elismert elméletét BERNARD et al. (2003) egy Bertrand-féle oligopolisztikus keretben fejlesztette tovább, YI (2010) pedig a nemzetközi szinten jelentkező vertikális iparági specializációval egészítette ki.

A gravitációs modell alapvetően tehát egy kétoldalú árukereskedelmi egyenlet, ahol két adott országra vonatkozó tényezők magyarázzák a kereskedelem alakulását. A kutatók (WEI, 1996; HELLIWELL, 1998; ROSE, 2000; WOLF, 2000; többek között) azonban felismerték, hogy két ország között a kereskedelem nagysága nemcsak bilaterális tényezőktől függ, hanem attól is, hogy ezek az országok más kereskedelmi partnereket milyen feltételekkel tudnak elérni. Minél költségesebb más országokkal kereskedelmi kapcsolatba lépni relatíve, annál nagyobb volumenű lesz az adott viszonylatban realizálódó árukereskedelem nagysága. Gondoljuk végig: Ausztrália és Új-Zéland között a cserefolyamatok például sokkal intenzívebbek annál, mint amelyet a két gazdaság mérete, a közöttük lévő távolság és egyéb bilaterális tényezők indokolnának. Mindez annak köszönhető, hogy a két – földrajzilag meglehetősen elszigetelt – ország jóval nehezebben tud elérni más, magas kereskedelmi potenciállal rendelkező partnereket. A probléma megoldása érdekében bevezetett új változót (remoteness) relatív távolságként is felfoghatjuk, ami az alternatív kereskedelmi partnerektől mért – jövedelemmel súlyozott – átlagos távolságot mutatja.

A gravitációs irodalom legnagyobb hatást kiváltó elméleti tanulmánya kétségkívül ANDERSON – VAN WINCOOP (2003) nevéhez fűződik, akik szintén a relatív költségekre hívták fel a figyelmet, ugyanakkor elméleti levezetésük egy-egy sokkal összetettebb tényezőt eredményez, amik – a távolságon kívül még – megfigyelhető költségelemek egyenletrendszereként írhatók fel. A multilaterális kereskedelmi akadályokként (multilateral trade resistance) definiált változók – hasonlóan a világ többi részétől vett átlagos távolságokhoz (remotess) – pozitív kapcsolatban állnak a bilaterális

kereskedelem volumenének alakulásával, hiszen minél nagyobbak a költségek más országok felé relatíve, annál kifizetődőbb lehet a bilaterális viszonylatban gondolkodni. A gravitációs modellel kapcsolatos legújabb írások szinte kivétel nélkül ANDERSON – VAN WINCOOP (2003) – elmélettel konzisztens – egyenletéből indulnak ki⁵, ami az alábbi képlettel írható fel:

$$X_{ij} = \frac{Y_i Y_j}{Y^w} \left(\frac{t_{ij}}{P_i P_j} \right)^{1-\sigma}, \quad (5)$$

ahol x_{ij} az i országból j országba tartó áruexport nagysága. Y_i , Y_j és Y^w rendre i ország, j ország és a világ nominális jövedelmét jelentik. t_{ij} foglalja magába az adott országpár között felmerülő tranzakciós költségeket, P_i és P_j pedig azokat a multilaterális kereskedelmi akadályokat, komplex ártényezőket jelöli, melyekkel i -nek és j -nek szembe kell néznie. $\sigma > 1$ az áruk közötti helyettesítési rugalmasságot takarja. Minél alacsonyabb az értéke, annál kevésbé éreztetik hatásukat a relatív (bilaterális vs. multilaterális) költségek, ami a termékek nagyfokú differenciálódására utal.

Vegyük észre, hogy az (5) egyenletben a jövedelmek rugalmassága egységnyi, ami ANDERSON – VAN WINCOOP (2003) elméleti feltételeiből és levezetéséből következik. Azok az empirikus kutatók, akik ennek a modellváltozatnak maradéktalanul eleget akarnak tenni (FEENSTRA, 2002; MELITZ, 2008; BAIER et al. 2008) a kibocsátásra vonatkozó változókat átviszik a regressziós egyenlet bal oldalára, azaz függő változóként a GDP-k szorzatával osztott bilaterális kereskedelmet használják.

A gravitációs modell elméleti irodalmának következő nagy mérföldköve CHANEY (2008), HELPMAN et al. (2008) és MELITZ – OTTAVIANO (2008) munkáihoz köthető. A kutatók a heterogén vállalatok fontosságára hívják fel a figyelmet a nemzetközi kereskedelemben. Tény ugyanis, hogy egy ország vállalatainak kis része tud csak termékeivel megjeleni a külpiacon. Azok a szereplők ugyanis, akik nem képesek elegendő profitot elérni az export fix költségeinek fedezéséhez, nem fognak külföldre árut szállítani. Érdekes tehát lemodellezni azt, hogyan függ a kereskedelemben résztvevő termékek köre az újonnan megjelenő vagy a versenyből kieső vállalatok számától és termelékenységétől (extenzív határ). A csökkenő kereskedelmi költségek CHANEY (2008) szerint nemcsak – a korábban is a nemzetközi piacon tevékenykedő – vállalatok

⁵ Strukturális gravitációs modelleknek nevezzük azokat a modelleket, amik figyelembe veszik és kontrollálják a multilaterális kereskedelmi akadályokat.

exportteljesítményére (intenzív határ) hatnak, hanem új vállalatok belépését is lehetővé teszik. Az újonnan belépők pedig – az áruk közötti helyettesítési rugalmasságtól függően – kisebb vagy nagyobb mértékben módosíthatják az aggregált export szerkezetét és volumenét. Az importáló ország fogyasztói ára és az import mennyisége ebből adódóan nemcsak a változó kereskedelmi költségektől, hanem a – fix költségek által meghatározott – termékválaszték alakulásától is függ. Az elmélet arra is rávilágít, hogy ha két ország között elég magasak a fix költségek, illetve nem elég termelékenyek a vállalatok, előfordulhat, hogy egyáltalán nem alakul ki kereskedelem az adott viszonylatban⁶. BAO – CHEN (2013) szerint ez ahhoz vezet, hogy megemelkednek az importáramlások más országokból, ezért mindenképpen figyelembe kell venni ezeket az eseteket is egy vizsgálatban. Ha mindettől eltekintünk, és kihagyjuk a nulla exportáramlást a modellünkben, akkor a becsült paraméterek nem a valós elaszticitást fogják mutatni, hiszen a pozitív áramlásokat ugyanazok a költségtényezők befolyásolják, mint amik azt eredményezik, hogy egy adott termelékenységgel működő vállalat ne legyen exportképes (HELPMAN et al., 2008). MELITZ – OTTAVIANO (2008) azt is megmutatta, hogy nagyobb piacokon keményebb verseny alakul ki a cégek között, ami alacsony haszonkulcsokhoz, viszont nagyobb termelékenységhez vezet. Nagyméretű gazdaságok tehát nagyobb eséllyel adnak exportképes vállalatokat. Összességében a – heterogén vállalatok elméletén alapuló – gravitációs összefüggés szerint a bilaterális kereskedelem volumene továbbra is a gazdaságok nagyságától, a multilaterális kereskedelmi akadályoktól, valamint a fix és változó kétoldalú költségektől függ.

Érdemes továbbá megjegyezni, hogy a gravitációs modellt magyarázó elméletek egytől egyig egyirányú áramlást magyaráznak az országokra jellemző gazdasági valamint az országpárokat érintő költségtényezők függvényeként. Így az empiria döntő része export vagy import volument szerepeltet az egyenlet bal oldalán. Ehhez képest FRANKEL et al. (1998) szerint a teljes kétoldalú kereskedelem lehet a megfelelő eredményváltozó. Gyakorlatban ez annyit jelent, hogy összeadjuk az i országból j országba és a j országból i országba tartó exportot egymással. Ekkor azonban egy-egy megfigyelésben nem azonosítható küldő és fogadó ország, ezért a jövedelem mint magyarázó tényező a két ország GDP-jének szorzataként jelenik meg. Ezzel a szorzással mellesleg azt is kontroll alatt tarthatjuk, hogy két közepes gazdasággal rendelkező ország

⁶ A 0 kereskedelem témaköre igen komplex, a későbbiekben részletesen is kifejtem a vele kapcsolatos problémákat.

többet kereskedik egymással, mint egy nagy- és egy kisméretű ország (ANDERSON – SMITH, 1999a).

Egy további megközelítés szerint függő változóként az átlagos bilaterális kereskedelem is értelmezhető (FRANKEL et al., 1997; ROSE, 2000; FRANKEL – ROSE, 2002). BALDWIN – TAGLIONI (2007) azonban rávilágított arra, hogy a kézenfekvőnek tűnő számtani átlag használatakor – a logaritmizálás tulajdonságai miatt – nagy torzításnak lehet kitéve a regressziós becslés, különösképpen abban az esetben, ha a kétoldalú kereskedelem nincs egyensúlyban. Az elmélettel akkor lehet összhangban maradni, ha az áramlások mértani közepével dolgozunk.

Összegzett és átlagos kétoldalú kereskedelmi értékek azonban csak elvétve fordulnak elő a nemzetközi gravitációs irodalomban, ezért jelen dolgozat empirikus része is egyirányú árumozgásokon alapul, vagyis eredményváltozóként bilaterális exportvolumen szerepeltet.

I.2. A GRAVITÁCIÓS MODELL VÁLTOZÓI

A nemzetközi kereskedelem gravitációs modelljének több mint fél évszázados története során a számtalan elméleti és empirikus tanulmány jó néhány olyan tényezőt felvonultatott, melyek befolyással lehetnek két ország között a termékek áramlására. Ezeket szeretném most rendszerezve bemutatni, hogy teljes képet kapjunk a módszerről és annak alkalmazhatóságáról.

I.2.1. Országspecifikus gazdasági jellemzők

I.2.1.1. Jövedelem

A gravitációs modell egyik lételemének, a „tömegnek” megragadásához kezdettől fogva az országok jövedelmét, azaz leggyakrabban a bruttó hazai terméket (GDP) használják. Ez egyfelől jelentheti az ország termelési, másfelől viszont az abszorpciók képességét vagy fogyasztási kapacitását (SANDBERG, 2010). Minél nagyobb egy ország jövedelme, annál több árut képes exportra termelni, valamint annál többet képes importálni, tehát ennek a változónak a paramétere, természeténél fogva pozitív kell, hogy legyen. Az empirikus vizsgálatok egységnyihez meglehetősen közeli rugalmasságot becsülnek átlagosan mind az exportáló mind az importáló ország GDP-jére vonatkozóan, amit

HEAD – MAYER (2014) meta-analízise is remekül példáz. Ha tehát 1%-kal megnöveljük az exportáló vagy az importáló fél jövedelmét, akkor várhatóan, átlagosan 1%-kal növekedik a bilaterális export volumene kettejük között.

I.2.1.2. Népeség, terület

Egy ország gazdasági méretét nemcsak a jövedelem, hanem a fizikai kiterjedés is meghatározza, amit a területtel vagy a népességgel lehet leginkább megragadni. ANDERSON (1979) elméleti levezetésében már megjelent a népesség mint befolyásoló tényező, de LINNEMANN (1966) korai empirikus vizsgálata is azt feltételezte, hogy a populáció nagysága hatással lehet a kereskedelmi áramlásokra. A hatás iránya azonban nem olyan egyértelmű. BRADA – MENDEZ (1983) is kiemeli, hogy a kereskedelmi forgalom és a lélekszám között pozitív és negatív kapcsolat is elképzelhető, *ceteris paribus*. A nagy népességű országok jelentős belső piaccal rendelkeznek, ezért nagyobb eséllyel lehetnek önellátóak, ami csökkentheti az export- és importhajlandóságot. Ugyanakkor több ember nagyobb termelési bázist jelent, ahol számos új vállalkozás alakulhat, melyek közül nagy eséllyel többen is elérhetik azt az üzemméretet, ami lehetővé teszi az exportra történő termelést, valamint növelheti a behozandó nyersanyagigényeket. Az elméleti feltételezést az empiria is alátámasztja, nem egyszer fordul elő, hogy az exportáló és az importáló ország népessége ellentétesen hat a bilaterális árumozgásokra (WESTERLUND – WILHELMSSON, 2011; MÁRKUS, 2018a). ROSE – VAN WINCOOP (2001) állítása szerint egyébként az önellátásra való hajlamnak illetve a méretgazdaságosság kialakulásának jó proxija lehet az ország területe is.

I.2.1.3. Egy főre jutó jövedelem

A HELPMAN – KRUGMAN (1985) fémjelezte kereskedelemelméleti irány, miszerint hasonló fejlettségi színvonalú országok között hasonló termékek kétirányú forgalma, azaz ágazaton belüli kereskedelem jellemző, felhívta a figyelmet az egy főre jutó GDP fontosságára. BERGSTRAND (1985, 1989) elméleti levezetései is olyan gravitációs modellt adnak eredményül, ahol az egy főre eső jövedelem – mint a relatív tényezőellátottság egy proxija – befolyással van a bilaterális árukereskedelmre. FRANKEL et al. (1998) olvasatában minél fejlettebb egy ország gazdasága, annál inkább

specializálódik bizonyos termékcsoportokra, így annál többet fog kereskedni is. SANDBERG (2010) szerint pedig azért is érdemes bevezetni – akár a nominális jövedelem helyett is - az egy főre jutó GDP-t a modellbe, mert problémát okozhat a GDP és a népesség együtt szerepeltetése a közöttük fennálló multikollinearitás miatt.

I.2.1.4. Tengertől való elzárttság, sziget

Országspecifikus – inkább a költségekre ható mintsem a termelési kapacitást meghatározó – tényezőként szokás még szerepeltetni a tengertől való elzárttságot, illetve a sziget változót. Ezt a két kvalitatív tényezőt dummy változókként lehet beemelni a modellbe, melyeknek az értéke akkor lesz 1, ha az adott országnak nincs tengeri kikötője, illetve ha szigetország, és 0 minden más esetben. Mindkét tényező meglehetősen negatívan érinti a kereskedelem volumenét, hiszen nehezíti a partnerek elérését a szállítási költségek növelése révén. A tengertől való elzárttság ráadásul sokkal több információt rejt magában, mint gondolnánk, ezért bevezetése a gravitációs egyenletbe meglehetősen indokolt lehet. Egy ország részvételét a nemzetközi kereskedelemben ugyanis nagyban megnehezíthetik az olyan földrajzi akadályok, mint hegységek, sivatagok vagy a tengeri kikötőktől való nagy távolság. DOUMENGE (1986) pedig rávilágít arra, hogy a világ – tengertől elzárt – országai egytől egyig vagy magashegységekkel vannak körülvéve, vagy félsivatagos, sivatagos, lefolyástalan vidékek jellemzik. Egyetlen dummyval jól megragadhatók tehát a nemzetközi árumozgások előtt tornyosuló természeti akadályok. RABALLAND (2003) is a tengertől való elzárttság negatív hatásait vizsgálta. Becslései szerint, ha egy országnak nincs tengeri kijárata, akkor több mint 80%-kal kevesebbet kereskedik, mint egy tengerparti ország, *ceteris paribus*. Ráadásul a szerző vizsgálata még azt is figyelembe veszi, hogy mekkora a távolság az adott ország fővárosa és a legközelebbi jelentős tengerparti kikötő között, valamint milyenek az ország infrastrukturális viszonyai, hiszen ezek a tényezők szintén meghatározzák a kereskedelmi lehetőségeket, valamint alapvetően megkülönböztetik az európai, ázsiai vagy akár az afrikai tengertől elzárt országokat egymástól.

I.2.1.5. Az országok relatív elhelyezkedése – multilaterális kereskedelmi akadályok

A gravitációs modell történetének legnagyobb port kavart változója kétség kívül az ANDERSON – VAN WINCOOP (2003) által definiált multilaterális kereskedelmi

akadály, ami voltaképpen az átlagos kereskedelmi költségeket reprezentálja a világ összes országa felé. A változó mögött megbúvó elméletnek az a lényege, hogy mivel egy adott bilaterális kapcsolatot a világgazdasági rendszer részeként – nem pedig egy elszigetelt esetként – kell értelmezni, a kétoldalú kereskedelem volumene attól függ, hogy a két ország között felmerülő költségek hogyan viszonyulnak a két országnak más országokkal szemben fennálló költségeihez. Minél olcsóbb az adott partnerrel kereskedni más viszonylatokhoz képest, annál nagyobb lesz a bilaterális árucseré mértéke. Tegyük fel példának okáért, hogy Oroszország embargót hirdet az EU-ból – és így Magyarországról – érkező mezőgazdasági termékekre. Ebben az esetben az orosz piacra szánt magyar almaszállítmány számára más alternatív célpiacot – mondjuk Ukrajnát – kell keresni. Ekkor egy másik ország kereskedelempolitikai intézkedésének hatására, azaz egy – a bilaterális költségtényezőkön kívüli – esemény következtében, megnövekszik a magyar almaexport Ukrajna irányába, tehát a két gazdaság között realizálódó kereskedelem nagyobb lesz, mint az orosz zárlat nélküli állapotban lenne, *ceteris paribus*.

A multilaterális kereskedelmi akadályok nehezen számszerűsíthetőek, ANDERSON – VAN WINCOOP (2003) például csak egy-egy egyenletrendszerrel tudta őket megragadni, ami viszont bonyolult nem-lineáris regresszióhoz vezetett. A harmadik országok befolyásoló hatásának egyszerűbb proxijaként szokás ezért a „Remotness” változót szerepeltetni a regressziós egyenlet jobb oldalán (WOLF, 2000; HELLIWELL – VERDIER, 2001; SUVANKULOV, 2016; többek között), ami viszont elméletileg kevésbé állja meg a helyét, hiszen tulajdonképpen csak – GDP-vel súlyozott – átlagos távolságokat takar a világ többi országától. FEENSTRA (2002) valamint HILBERRY – HUMMELS (2003) viszont az elmélettel konzisztens alternatívát javasolnak a multilaterális kereskedelmi akadályok kontrollálására, mégpedig az exportőrré és az importőrré értelmezett bináris változók személyében. Igaz, hogy az országdummyk minden olyan tényezőt magukba foglalnak, ami egyénspecifikus, és így többek között a jövedelemre vonatkozó rugalmasság becslését nem teszik lehetővé, viszont a párjellegű változók koefficiensei torzításmentesek lesznek. BALDWIN – TAGLIONI (2007) szerint is országdummykra van szükség ahhoz, hogy elkerüljük a gravitációs modellekkel foglalkozó írárok egyik leggyakoribb hibáját (gold medal error)⁷, viszont ők – lévén, hogy paneladatokat vizsgáltak – az évenként értelmezett fix hatások mellett tették le voksukat.

⁷ A szerzőpáros a kihagyott változók okozta torzításra gondol, ami azért következik be abban az esetben, ha a multilaterális kereskedelmi akadályokat figyelmen kívül hagyjuk, mert azok korrelálnak a többi költségtényezővel.

ANDERSON – YOTOV (2012) ezen kívül még ökonometriai számításokkal is alátámasztotta, hogy a fix hatások kiváló alternatívát jelentenek a multilaterális kereskedelmi akadályok beemelésére. FALLY (2015) viszont arra mutatott rá, hogy csak egyetlen – a későbbiekben részletesen elemzett Poisson Pseudo-Maximum Likelihood (PPML) – becslőfüggvény esetén funkcionálhatnak kifogástalanul az országspecifikus fix hatások, OLS és egyéb módszerek használatakor nem képesek torzításmentesen megragadni a relatív költségek hatását.

I.2.1.6. Egyéb változók

Speciális fókuszú gravitációs vizsgálatok során több olyan különleges változó is bevezetésre került az egyes modellekbe, amit nem általános elméleti megfontolás indokolt, hanem sokkal inkább az adott gyakorlati probléma ihlette. Igaz az esetek döntő többségében a szerzők megpróbálták nyomatékosítani az adott változó elméleti vonatkozásait is, hiszen anélkül csak statisztikai játszadozásokról lett volna szó.

HELBLE (2007) például az *üzleti infrastruktúrának*, azaz a minél *zökkenőmentesebb nemzetközi tárgyalásoknak* a fontosságát emelte ki a költségek egyik fontos tényezőjeként. Meglehetősen önkényes megközelítése szerint Franciaország nemzetközi kereskedelmében szignifikáns pozitív hatása van annak, ha a kiszemelt partnertérség vállalkozói 1 napos üzleti út során – azaz maximum 4 órás autó- vagy vonatúttal, illetve 2 órás repülőúttal – elérhetőek.

WILSON et al. (2003) is a nemzetközi kereskedelmi kapcsolatok megkönnyítésének problematikáját boncolgatta. A szerzők álláspontja szerint a nemzetközi árucseré sikerét nagyban meghatározza a *tengeri és légikikötők infrastrukturális állapota*, a határátlépéskor jelentkező *adminisztrációs terhek*, a *gazdaság szabályozási környezete*, valamint az elektronikus kereskedelmet lehetővé tevő *telekommunikációs és pénzügyi rendszer fejlettsége*.

Az infrastrukturális fejlettség igen egyszerű – az afrikai országok esetében mégis nagy információtartalommal bíró – jelzőszámának LONGO – SEKKAT (2004) az *egy főre jutó országutak hosszát és telefonok számát* adta. A szerzőpáros arra is rámutatott, hogy az afrikai országok nemzetközi kapcsolatainak alakulását és gazdasági fejlődését sok esetben a *belpolitikai viszályok* is meghatározhatják, azok hiánya ezért önmagában is pozitívan befolyásolhatja kereskedelmi forgalmukat. A régió országainak nemzetközi megítélését a gazdaságpolitika megbízhatósága, a stabil makrogazdasági környezet is

javíthatják. A szerzőpáros szerint ehhez az országokban megvalósuló *közvetlen külföldi tőkebefektetések* volumenéből, az *illegális kereskedelem* mértékéből és az úgynevezett *Strukturális Kiigazító Programok* hatékonyságából kell kiindulni.

FILIPPINI – MOLINI (2003) a délkelet-ázsiai országok dinamikus gazdaságfejlődését igyekezett többek között a *technológiai szakadékok* alakulásával magyarázni. Újonnan bevezetett dumyváltozójuk (1) a közepes és csúcstechnológiát igénylő szektorokban jellemző komparatív előnyökön, (2) az infokommunikációs technológia elterjedtségén és (3) az emberi erőforrás fejlettségén alapult.

I.2.2 Az országpárok között felmerülő, a kereskedelem költségeire ható tényezők

A nemzetközi kereskedelemmel foglalkozó szakemberek már a kezdetek kezdetén ráéreztek arra, hogy a távolság növekedése erőteljesen csökkenti az árucseré folyamatok intenzitását. Sokáig az a vélekedés volt meghatározó, hogy önmagában a távolsággal elég jól meg lehet ragadni az áruszállítás során felmerülő összes akadályt. SAMUELSON (1954) jéghegy modellje is a – távolsággal arányos – szállítási költségek negatív hatását bizonyítja a kereskedelemre vonatkozóan. A mai „*mainstream*” álláspont szerint azonban számos olyan költségtényezőt lehet felsorakoztatni, ami nem hozható feltétlenül kapcsolatba az országok közötti földrajzi távolsággal. ANDERSON – VAN WINCOOP (2003) például a bilaterális kereskedelmi költségeket a távolság valamint a határok miatt felmerülő költségek függvényeként modellezte. BALDWIN – TAGLIONI (2007) három csoportba osztotta a nemzetközi árumozgásokat befolyásoló bilaterális tényezőket: (1) természetes akadályok, úgymint távolság, szomszédság; (2) ember alkotta, költségcsökkentő tényezők, azaz gazdasági integrációra irányuló megállapodások (szabad kereskedelmi egyezmény, vámunió megkötése, közös valuta bevezetése); (3) kulturális akadályok: vallás, nyelv, gyarmati múlt. OLPER – RAIMONDI (2008) pedig az alábbiak szerint csoportosította az országhatár átlépésével felmerülő költségeket: (1) kereskedelem-politikai eszközök, úgymint vámok és nem vámjellegű korlátozások, (2) kereskedelem-politikához nem köthető akadályok, úgymint fogyasztói preferenciákban meglévő torzulás, vagy információszerzéssel kapcsolatos költségek, valamint (3) az import és a hazai előállítású termékek közötti helyettesíthetőség mértéke.

I.2.2.1 Távolság

Az első és legfontosabb költségtényező tehát, ami a gravitációs modellekből – már csak a fizikai analógia miatt is – kihagyhatatlan, a földrajzi *távolság*. Legelőször azt érdemes tisztázni, mit értünk két ország fizikai távolságán, mert az irodalom rámutatott arra, hogy nem is olyan egyértelmű erre vonatkozóan a kutatók álláspontja. A legnépszerűbb és legkézenfekvőbb módszer a *két főváros* – vagy gazdasági központ⁸ – légvonalbeli *távolságát* érti bilaterális távolság alatt. Érdemes egyébként megjegyezni, hogy a Földön – feltételezve, hogy teljesen gömb alakú – két pont légvonalbeli távolságát az úgynevezett „great circle distance” formula segítségével lehet meghatározni, amihez a pontok (városok) szélességi és hosszúsági koordinátáira, valamint a Föld sugarára (6372 km) van szükség. Az új gazdaságföldrajzban (NEG) járatos olvasó fejében rögtön szöveget üthet és kritikára adhat okot ez a módszer, hiszen figyelmen kívül hagyja a gazdaság térbeliségét, azt feltételezi ugyanis, hogy a gazdasági interakciók egyetlen nagyvároshoz köthetők. Könnyen támadható például az elmélet Németország vagy az Amerikai Egyesült Államok esetével, ahol több – egymástól meglehetősen messze lévő – gazdasági központ is működik, melyek közül egyetlen egyet kiválasztani nem feltétlenül célravezető. WOLF (2000), CHEN (2004), valamint HELLIWELL – VERDIER (2001) éppen ezért több gazdaságilag befolyásos várost is bevont vizsgálatába, és bilaterális távolságon azok *népességgel súlyozott átlagos távolságát* értette. HEAD – MAYER (2002) ezenfelül algebrai és geometria bizonyítékot is adott arra vonatkozóan, hogy két ország földrajzi távolságát legjobban a gazdaságilag legjelentősebb városok – népességgel súlyozott – *harmonikus átlagos távolsága* reprezentálja.

A MCCALLUM (1995) nyomán kialakuló határhatás-irodalom⁹ pedig megkövetelte a közgazdászoktól azt is, hogy definiálják az országon belüli kereskedelmi távolságokat, azaz megbecsüljék, milyen messze helyezkednek el egymástól átlagosan a belföldi termelők és a belföldi fogyasztók. A próbálkozásokat három csoportba érdemes osztani. Az *első csoportot* a „legközelebbi szomszéd” módszerével lehet jellemezni. WEI (1996) a belföldi kereskedelmi távolság megállapításánál abból indult ki, hogy – a

⁸ Ha egy országban nem a főváros a gazdaságilag legjelentősebb város, akkor a központi várost veszik alapul.

⁹ Bár a határkutatás egy meglehetősen nagy múltra visszatekintő és interdiszciplináris terület, a szerző határhatás alatt az egész disszertáció során azt érti, hogy egy ország mennyivel többet kereskedik saját határain belül annál a mennyiségnél, amit egy – minden egyéb befolyásoló tényezőt tartalmazó – gravitációs modellel becsülnénk.

gazdasági tevékenységek egyenletes térbeli eloszlását feltételezve – a központ határtól mért távolságának fele jól leírja a belföldi távolságokat. A gyakorlatban ezt a főváros és a legközelebbi szárazföldi ország fővárosa közti távolság egynegyede jelentette. WOLF (1997) hasonló megközelítést használt azzal a különbséggel, hogy ő az összes környező ország fővárosától vett átlagos távolság felével dolgozott. NITSCH (2000), WOLF (2000) valamint HEAD – MAYER (2002) azonban joggal kritizálták ezt a módszert, hiszen a valóságtól meglehetősen elrugaskodott feltételezéseken nyugszik. Portugáliára – példának okáért – jóval nagyobb értéket aposztrofál a belföldi kereskedelmi távolságra vonatkozóan, mint a hozzávetőlegesen hétszer nagyobb kiterjedésű Franciaországra¹⁰. WOLF (2000) ezenfelül rávilágított arra is, hogy amennyiben egyetlen város dominálja a gazdaságot, akkor a tényleges belföldi kereskedelmi távolság 0-hoz közelít. Alternatív mérési módszerében a két legnagyobb város közötti távolságot szorozza meg egy mérőszámmal, ami a két város népességének egymáshoz viszonyított arányát tükrözi¹¹.

A második – és talán leginkább kedvelt – módszer a területalapú becslések csoportja. Itt a kutatók egy hipotetikus körrel azonosítják az országokat, aminek területe megegyezik az országok szárazföldi kiterjedésével. A gazdasági szereplők a kör területén helyezkednek el, és az eloszlásuk rendezőelvé hatással van a becsült átlagos távolság alakulására termelők és fogyasztók között. LEAMER (1997) és NITSCH (2000) azzal a feltételezéssel élt, hogy a népesség egyenletesen oszlik el az ország területén, ezért a hipotetikus kör sugara jó közelítése lehet a belföldi távolságnak¹². RICH (1980) érvei azonban amellet szólnak, hogy a valóságban jellemzően egy nagy, központi városban koncentrálódik a termelés. Így – feltéve, hogy a fogyasztók egyenletesen helyezkednek el a központ és az országhatár között – a belföldre jellemző átlagos távolság RICH (1980) szerint az ország területével megegyező kör sugarának a felével, HEAD – MAYER (2000) szerint annak kétharmadával egyenlő. KRUGMAN (1991) – a NEG-et megalapozó munkája - azonban nyilvánvalóvá teszi azt a tényt is, hogy a nagy termelési központok kialakulása együtt jár a fogyasztók koncentrációjával is. REDDING – VENABLES (2000) éppen ezért úgy gondolják, hogy a legtöbb fogyasztó a gazdasági központhoz közel fog letelepedni, ezért a belföldi kereskedelmi távolságot az elképzelt

¹⁰ Lisszabon és a legközelebbi szomszéd fővárosa (Madrid) közötti távolság 503km, miközben Párizstól a legközelebbi lévő ország központja (Brüsszel) csak 264km-re található.

¹¹ Amennyiben 1 nagyváros uralja az ország gazdaságát, a belföldi távolság 0 lesz, ha két egyforma nagyságú város jellemzi az országot, akkor a közöttük lévő távolság adja a belföldre jellemző átlagos távolságot.

¹² HEAD – MAYER (2002) számításai szerint egyébként egy egységnyi sugarú körön egyenletesen elhelyezkedő pontok átlagos távolsága 0,9.

kör sugarának egyharmadaként érdemes megadni. HELLIWELL – VERDIER (2001) módszertana változtat a kör alapú megközelítésen és négyzetekre tér át. A szerzőpáros számításaiba bekerültek a városokon belüli, a városok közötti, a városok és vidéki régiók közötti és a vidékre jellemző távolságok is. A részletesen kidolgozott módszer szerint a belföldi kereskedelmi távolság úgy adható meg, hogy az ország területének négyzetgyökét megszorozzuk 0,52-dal. A valóságban azonban az országok alakja általában nem szabályos, valamint a termelés és a fogyasztás nemcsak egy központi térséghez köthető, ezért az idáig felsorolt módszerek csak a kisebb országoknál adhatnak kellően jó közelítő értékeket.

A harmadik csoporthoz tartozó – leginkább realisztikus – távolságbecslések viszont teljes mértékben igyekeznek figyelembe venni a gazdaság térbeliségét. Az összes jelentősebb várost fókusz alatt tartják és azok – népességgel – súlyozott átlagos távolságát értik belföldi kereskedelmi távolságon. Míg WOLF (2000) és CHEN (2004) olvasatában egyszerű számtani átlagként, addig HEAD – MAYER (2002) szerint a várospárok közötti távolságok *harmonikus átlag*ként kell megadni a tényleges belföldi távolságokat. Utóbbi szerzőpáros érzékenységi vizsgálatában azt is megmutatta, hogy a távolság félreértelmezése, azaz helytelen módszerrel történő megadása, jelentős torzítást okoz egyéb költségtényezők – mint például a határhatás – paramétereinek becslésében.

A távolság tehát mint magyarázó változó gyakorlatilag minden gravitációs modellen alapuló kutatásban szerephez jutott eddig, sokáig mégsem állt a vizsgálatok fókuszában, megelégedtek annyival a kutatók, hogy – az esetek túlnyomó részében – az elmélettel összecsengő, erőteljes negatív hatást becsültek rá vonatkozóan. DISDIER – HEAD (2008) átfogó meta-analízise azonban ad egy átlagos értéket az export – távolság szerinti – rugalmasságára vonatkozóan. A szerzők – a legmagasabban jegyzett akadémiai folyóiratokból gyűjtött 103 cikk 1467 regressziós becslésén alapuló – számításai szerint a távolság átlagos együtthatója a nemzetközi kereskedelemmel kapcsolatos gravitációs modellek esetén 0,9 köré tehető¹³. Azaz 1%-kal nagyobb távolságon két ország átlagosan 0,9%-kal kevesebbet kereskedik, *ceteris paribus*. Az 1870 és 2001 közötti időszakot átölelő cikkek eredményeivel DISDIER – HEAD (2008) ráadásul azt is alátámasztotta, hogy a távolság – kereskedelmet gyengítő – hatása nemhogy csökkent volna az idő és a globalizáció előrehaladtával, hanem az 1980-as évekig folyamatosan növekedett, és az

¹³ A szerzők különféle súlyozásokkal és különleges dummykkal korrigálják a mintavételekkor vagy éppen a különböző módszerek esetén felmerülő torzításokat.

ezredforduló friss adatai sem mutatnak a mérséklődés irányába. A távolságok „haláláról” szóló érveléseket cáfolja CARRÉRE – SCHIFF (2005) tanulmánya is, miszerint – az elmélyülő globalizáció ellenére – a nemzetközi árumozgások átlagos távolsága csökkent a XX. század második felében, azaz a távolságok valamint az azokkal felmerülő költségek továbbra is komoly, akadályozó tényezőként jelentkeznek a világ országainak kereskedelmében. HEAD – MAYER (2014) szerint is 0,9-es átlagos paraméter értéket becsül az empiria a távolság változójára vonatkozóan, bár a – csak strukturális gravitációs modelleket tartalmazó részmintájukból kapott – 1,1-es értékkel a szerzőpáros alátámasztotta ANDERSON – VAN WINCOOP (2003) azon elméleti állítását is, miszerint a multilaterális kereskedelmi akadályok mellőzése lefelé torzítja a távolság együttthatóját. Érdeemes továbbá azt is megjegyezni, hogy azok a legújabb, nem-lineáris módszertani megközelítések, amelyek a Poisson pseudo-maximum likelihood becslést alkalmazzák, rendre nagyságrendileg alacsonyabb értéket számítanak a távolság paraméterére vonatkozóan, ami HEAD – MAYER (2014) szerint a bilaterális távolság és a kereskedelem közötti nem-lineáris kapcsolatot támaszthatja alá. Az OLS becslések esetén megszokott egységnyi vagy annál nagyobb koefficiensek helyett SANTOS SILVA – TENREYRO (2006) 0,75-os, SUN – REED (2014) valamint MÁRKUS (2018a, b) pedig 0,5-0,6 körüli rugalmasságot kaptak a távolságra vonatkozóan.

I.2.2.2 Szomszédság

A távolság meghatározásakor tehát könnyen mérési hibával szembesülhetünk, ami torzításokat okozhat a paraméterbecslésekben. EICHER et al. (2012) szerint többen azért vezették be a *szomszédságra* vonatkozó bináris változót egyenletükbe, hogy korrigálják a – nem tökéletesen definiált (központ és központ közötti) – távolságok okozta problémát. A határ menti régiók közötti intenzívebb interakcióknak köszönhetően például két szomszédos ország között nagyobb kereskedelmet figyelhetünk meg annál, mint amit a fővárosok közötti távolság indokolna (BRÖCKER – ROHWEDER (1990). A közös szárazföldi határ dummy bevezetését motiválhatja az a tény is, hogy közeli, szomszédos országok általában sűrű vasúti és közúti hálózatokon keresztül vannak egymással összeköttetésben, ami megkönnyítheti a közöttük lévő kereskedelmi szálak erősödését. Ezenkívül létezik még egy egészen triviális indok, ami alátámaszthatja a közös határ változójának relevanciáját, mégpedig az, hogy a szállítási folyamat során nem kell többször határt átlépni az áruval, és elvégezni az azzal járó költséges és időigényes

procedúrát. HEAD – MAYER (2002) azonban kiemeli, hogy a szomszédság dummy létjogosultsága és jelentősége számottevően lecsökken abban az esetben, ha két ország kereskedelmi távolságát az általuk javasolt harmonikus átlagos távolságokkal adjuk meg.

I.2.2.3. Kulturális hasonlóság – a nyelvek és a történelem szerepe

A nemzetközi kereskedelem költségeit megnövelhetik a *kulturális különbségek* miatt jelentkező kommunikációs akadályok is. Más kultúrákban más jellegű intézmények alakultak ki, eltérőek a szokások, az életszínvonal, különböznek a jogi és szerződéses viszonyok (EICHER et al. 2012). Ezek a tényezők mind a kölcsönös bizalom csökkenésének irányába hathatnak a partnerek között. A kultúrához köthető költségtényezők legegyszerűbben a *közös nyelv*re vagy a *gyarmati múlt*ra bevezetett dummykkal kontrollálhatók. A közös nyelv lehetősége – legyen az közvetlen kommunikáció vagy fordítás által megvalósítható – MELITZ (2008) olvasatában 134%-kal, míg FRANKEL – ROSE (2002) számításai szerint 80%-kal növeli a bilaterális kereskedelmet, *ceteris paribus*. MELITZ (2008) egyedülként arra is nagy hangsúlyt fektetett, hogy nem elég a hivatalosan elfogadott nyelveket figyelembe venni, hanem a – jelentős számú kisebbség által beszélt – *de facto* nyelveket is be kell vonni a vizsgálatba. A szerző szerint, ha azon emberek száma, akik képesek közvetlenül kommunikálni a partnerország lakosságával, meghaladja az országpár együttes lakosságának 4%-át, az már szignifikánsan hozzájárulhat a bilaterális árukereskedelem megnövekedéséhez.

Sok országpár esetén a közös nyelv a gyarmati múlt következménye. A több évtizedes vagy akár évszázados gyarmattartás komoly lenyomatot hagyott mind a mai napig a nemzetközi gazdasági kapcsolatokban. Minden más tényező változatlanságát feltételezve, egy volt gyarmattartó és gyarmata között intenzívebb áru- és tőkeáramlás van manapság. SANDBERG (2010) ezenfelül arra is rámutat, hogy a Karib-tenger országainak kereskedelme rendkívüli mértékben függ Nagy-Britanniától, miközben az egykori spanyol gyarmatok, valamint Brazília nemzetközi kapcsolatainak alakulásában jóval kisebb szerepet játszik a történelem.

A kultúra és a nyelv szerepe felértékelődhet egy olyan térségben, ahol meglehetősen heterogén országok már leépítették egymás között a határokkal megtestesülő formális akadályok nagy részét. SCHULZE – WOLF (2009) például már az egykori Osztrák-Magyar Monarchia esetével bemutatta, hogy a gazdasági kapcsolódások legnagyobb gátját a birodalom egyes részeinek eltérő etnolingvisztikai összetétele

jelentette. Az EU28 országaiban pedig a 24 különböző – hivatalosként számon tartott – nyelv jelentkezhethet komoly akadályként¹⁴. Közös múlt és azonos anyanyelv hiányában azonban egy közvetítőnyelv is hozzájárulhat a tranzakciós költségek csökkenéséhez és az üzleti kapcsolatok kibontakozásához. FIDRMUC – FIDRMUC (2014) becslései szerint például az EU15 két tetszőleges országa között átlagosan 20%-kal intenzívebb a kereskedelem abban az esetben, ha vállalkozóik képesek angol nyelven tárgyalni egymással¹⁵. A kereskedelem – ilyen értelemben vett – bővülésének lehetősége a kelet-közép-európai térségben ráadásul még ennél is jelentősebb, hiszen ott a szakmai szintű idegennyelvtudás jócskán elmarad Nyugat-Európától.

I.2.2.4. Vámok és egyéb mesterséges kereskedelemkorlátozó eszközök hatása – Regionális kereskedelmi egyezmények szerepe

A közgazdasági modellek megalkotásának elsődleges célja az, hogy megérthessük a valóságban zajló események gazdasági hatásait, és segítségükkel a közgazdászok előrejelzéseket vagy gazdaságpolitikai ajánlásokat fogalmazzanak meg. A gravitációs modell alapvetően ex post jellegű, ezért nem prognosztizálásra, hanem sokkal inkább – bizonyos tényezők hangsúlyozásával – gazdaságpolitikai iránymutatásra alkalmas. Sokakat foglalkoztat például, hogy milyen hatással lehet a vámok és egyéb kereskedelemtorzító intézkedések enyhítése a nemzetközi kereskedelem fellendítésére. Ezek az eszközök ugyanis nagymértékben vissza tudják fogni az importáramlásokat és komoly jövedelem-elosztó hatásokkal bírnak. Bár a II. világháború óta – köszönhetően a GATT, majd WTO keretein belül lezajló nemzetközi tárgyalásoknak – folyamatosan csökkent a protekcionista intézkedések szerepe a világon, LEE – PARK (2007) szerint az ezredforduló idején Kelet-Ázsiában még mindig jelentős negatív hatás tulajdonítható a vámoknak, ceteris paribus. Mindez azt sugallhatja, hogy amennyiben két ország csökkenti egymás között a vámokat, számszerűsíthetően intenzívebbé válnak a kereskedelmi kapcsolatok közöttük. Konkrétan a szerzőpáros számítása szerint, egy tíz százalékos vámcsökkenés átlagosan 49 százalékkal nagyobb bilaterális árukereskedelmet

¹⁴ Egy olyan sokszínű kontinensen, mint Európa, felértékelődhet a közös kultúra, vagy nyelv szerepe. Az Európai Unió 28 tagországában például 24 hivatalos nyelv van. Csak az angol, német, francia, holland, görög és svéd nyelv funkcionál egynél több országban hivatalos nyelvként (FIDRMUC – FIDRMUC, 2014). Ez azt jelenti, hogy egy – a tagországok egymással folytatott kereskedelméből álló – keresztszeti mintában az interakciók 3%-át teszi különlegessé a közös anyanyelv használata.

¹⁵ A cseh szerzőpáros szerint egyébként 2005-ben két véletlenszerűen kiválasztott Európai Unió polgár 17%-os valószínűséggel lett volna képes angolul szakmai szinten kommunikálni egymással

vonhat maga után. Egy ilyen kereskedelempolitikai ajánlás azonban nehezen képzelhető el a valóságban, hiszen a Kereskedelmi Világszervezet¹⁶ legnagyobb kedvezmény elve szerint egy ország nem alkalmazhat különböző vámokat az egyes tagországokkal szemben. Így egy vámcsökkentésnek nem lehet önálló hatása a bilaterális áruforgalom vonatkozásában.

Sokkal inkább közgazdasági jelentőséggel bírhat a preferenciális vagy regionális kereskedelmi megállapodások kereskedelemre gyakorolt hatásának elemzése, hiszen ezek kivételt képeznek a Legnagyobb Kedvezmény elve alól. Ha ugyanis a két vagy több ország közötti vámcsökkentés a teljes szabadkereskedelem irányába mutat, engedélyezi a WTO a tagországok közötti diszkriminációt. Az 1990-es évektől kezdve – a lelassuló multilaterális liberalizáció egyfajta alternatívájaként – ugrásszerűen kezdtek el növekedni az ilyen jellegű megállapodások a világon¹⁷, ami felkeltette az igényt a kereskedelemnövelő hatásukat kimutató empirikus kutatások iránt. Egy dummy változó bevezetése, aminek az értéke 1, ha a két fél az adott preferenciális egyezmény keretein belül kereskedik egymással, és 0 minden más esetben, lehetőséget ad a megállapodások – ceteris paribus – kereskedelemnövelő hatásának számszerűsítésére.

Mivel azonban a legtöbb esetben egyértelmű pozitív hatás tulajdonítható az egyezményeknek¹⁸, az irodalom némiképp szofisztikáltabb vizsgálatok irányába mozdult el a regionális integrációk hatásaival kapcsolatban. A hangsúly AITKEN (1973) korai kísérlete óta a VINER (1950) fémjelezte vámunió-elmélet kereskedelemterelő és kereskedelemteremtő mivoltának kimutatására tevődött. A regionális kereskedelmi egyezmények hatásainak tényleges megértéséhez ugyanis meg kell vizsgálni, hogyan módosultak azok a kapcsolatok, amelyek a megállapodáson kívül eső országok irányába mutatnak (BAYOUMI – EICHENGREEN, 1997). FUKAO et al. (2003) mindezt egy parciális egyensúlyi keretben viszi véghez. Iparági szintű vizsgálatukban a kulcsváltozókat a folyamatosan változó vámszintek jelentik, melyeknek együtthatói – bizonyos ágazatok esetén – bizonyítják a NAFTA kereskedelemterelő jellegét. A

¹⁶ A szervezetnek jelenleg 164 ország tagja, és további 23 ország megfigyelői státuszban van, azaz szándékozik a közeljövőben csatlakozni. A világ kereskedelmének 98%-a a szervezet tagországai között zajlik (WTO, 2019).

¹⁷ Jelenleg a 685 bejelentett megállapodás van a WTO-nál, amelyből 471 lépett eddig hatályba. Ha nem számoljuk külön azokat a megállapodásokat, amelyeket az országok – a korábbi árukereskedelemmel kapcsolatos szerződésük szolgáltatásokra történő kiterjesztésére – kötöttek, akkor is 293 aktív egyezményről beszélünk világszerte (WTO, 2019).

¹⁸ Ugyanakkor az endogenitás problémáját, amit később részletesebben is kifejték, mindenképpen figyelembe kell venni: gazdasági és politikai tényezők határozzák meg, hogy köt-e kereskedelmi megállapodást két ország egymással.

klasszikus gravitációs keretben KRUEGER (1999) két integrációs dummy¹⁹ bevonásával bizonyította azt, hogy a NAFTA bizonyos esetekben csak más országok kárára tudta elősegíteni az észak-amerikai országok közötti kereskedelem bővülését. DEE – GALI (2005) valamint CARRÉRE (2006) specifikációi pedig arra mutatnak rá, hogy három bináris változó²⁰ szükséges ahhoz, hogy ne csak az övezetbe irányuló import, hanem az onnan kiinduló export kapcsolatok alakulása terén is ki lehessen értékelni egy preferenciális megállapodás kereskedelemterelő vagy kereskedelemteremtő mivoltát.

A vámok és a hasonló jellegű protekcionista eszközök visszaszorulásával párhuzamosan a kormányzatok az úgynevezett nem vámjellegű vagy paratarifális eszközök felé fordultak²¹. Ezek a sokszor nehezen azonosítható és kifinomult egészségügyi, technikai jellegű vagy adminisztratív szabályozások, bonyolult vámeljárások, belföldi piacra irányuló előírások szintén alkalmasak lehetnek a nemzetközi kereskedelem visszafogására. Természetesen az ilyen jellegű kereskedelemkorlátozó eszközök megfékezésére is törekednek az országok a multilaterális tárgyalások során, a WTO keretein belül kisebb, a preferenciális megállapodások esetén nagyobb sikerrel. Ennek ellenére napjainkban is jelentős a nem vámjellegű akadályok gyakorisága, melynek szignifikáns negatív hatás tulajdonítható a bilaterális kereskedelemre vonatkozóan (SUVANKULOV, 2016). Az Európai Unióba érkező élelmiszer-szállítmányoknak például igen szigorú egészségügyi előírásoknak kell megfelelniük, amik – annak ellenére, hogy KAREEM et al. (2016) szerint nem túlzóak és az afrikai országokra nézve sem diszkriminatívak – jelentős mértékben vissza tudják vetni az áruimport volumenét, ha az exportáló vállalatok csak nagy költségek árán tudnak eleget tenni a feltételeknek. MOSER – GRUNDKE (2014) tanulmánya hasonló

¹⁹ Az egyik dummy az egyezményt aláíró országok közötti kereskedelem alakulásáért felelős, és csak abban az esetben kap 1-es értéket, ha mind az exportáló, mind pedig az importáló fél aláírta az adott megállapodást. A másik dummy a harmadik országok felé mutató kapcsolatok alakulását kontrollálja, és kizárólag olyan esetekben kap 1-es értéket, ha csak az importáló fél tagja az adott egyezménynek, az exportáló nem. Így, ha az integrációs dummy együttthatója pozitív, míg a másik dummyé negatív, akkor kereskedelemterelés történt. Ekkor ugyanis a megállapodást megkötő országok között úgy növekedett a kereskedelem, hogy mindeközben csökkent a behozatal a szerződésből kimaradó országokból.

²⁰ A szerzők szerint KRUEGER (1999) hibásan specifikálta a modelljét, és így csak importterelést tudott kimutatni. A teljes hatás kimutatásához nemcsak a világ többi országából beérkező áruimport, hanem az azokba irányuló áruexport változását is figyelembe kell venni. Az általuk bevezetett harmadik bináris változónak akkor kell 1-es értéket kapnia, ha az exportáló ország tagja az adott egyezmények, az importáló viszont nem. CARRÉRE (2006) egyébként a NAFTA kapcsán az importterelés mellett exportteremtést mutatott ki.

²¹ BALDWIN et al. (2000) BALDWIN (1970) évtizedekkel ezelőtti kijelentéséhez hasonlóan egy lecsapolt mocsárhoz hasonlítja a világkereskedelem helyzetét, ahol a probléma korántsem lett megoldva, mert a víz elvezetése csak előhozta a sok kiálló fatuskót, amiket szintén el kell távolítani, különben újra kinőnek.

nehézségekről számol be az Egyesült Államok kapcsán. Az USA piacára szánt áruk bevitelének megghiúsulása is számos esetben az amerikai egészségügyi és egyéb – a termék minőségére vonatkozó – szabályok megszegése miatt történik. Az import-visszautasítások, amik olykor ráadásul még megalapozatlanok is lehetnek, nemcsak a jelenben fejtik ki hatásukat, hanem aláaknázzák a jövőbeli kereskedelmet is, kiváltképp a fejlődő országokból érkező áruk importját. NEUMANNE (2014) szerint pedig még az Európai Unión belül is maradtak fenn olyan technikai jellegű akadályok (technical barriers to trade), melyeknek szignifikáns negatív hatásuk van egyes iparágak esetén a tagországok közötti kereskedelemben. BAO – CHEN (2005) ugyanakkor arra tudott rámutatni, hogy a nemzetközi árupiacon jelentkező technikai jellegű akadályok régóta kereskedelmi kapcsolatban lévő országok között akár segíthetik is az árufogalom növekedését, hiszen a vetélytársakat elriaszthatják a piacra lépéstől.

1.2.2.5. Monetáris unió

Az eltérő valuták – elsősorban az árfolyamkockázatok révén – akadályként jelennek meg a nemzetközi kereskedelemben. Az országok valutái között lévő reálárfolyam időbeli alakulása a versenyképesség változását jelezheti, így egy hosszú távot átölelő adatsoron érdemes figyelembe venni mint az országok nemzetközi tevékenységét befolyásoló tényezőt (CARRÉRE, 2006). Az időben stabil árfolyamoknak – ahogy EGGER – PFAFFERMAYR (2003) is kiemelte – pozitív hatása van a kétoldalú kereskedelemre²².

Még a fix vagy kiszámítható árfolyampolitikánál is jobban segítheti az árukapcsolatok kibontakozását az, ha két ország azonos fizetőeszközt használ, hiszen egyáltalán nem kell tartani az árfolyamkockázattól, az átváltáskor jelentkező tranzakciós költségektől és számos egyéb tehertől. ROSE (2000) nevezetes tanulmánya arról tanúskodik, hogy két ország 3-szor többet kereskedik egymással abban az esetben, ha – minden egyéb tényezőt adottnak véve – közös valutát használnak. Ráadásul egy monetáris unióba történő belépés jobban növeli a kereskedelmet, mint az árfolyamvolatilitás lecsökkenése.

ROSE (2000) túlzónak ható eredménye nagy port kavart az – akkor frissen bevezetett euró hatásaira izgatottan váró – közgazdászok és gazdaságpolitikusok körében. Rövidesen azonban többen is rámutattak arra, hogy a vizsgálat módszere sok sebből

²² A szerzőpáros az árfolyam-stabilitás proxyjaként a nemzetközi devizatartalékok alakulását használta.

vérzik. PERSSON (2001) és FRANKEL (2010) például azt kifogásolta, hogy ROSE (2000) mintájában a közös valutát használó országok szinte egytől egyig kicsik, szegények, egymás szomszédjaik, közös a gyarmati múltjuk, és teljesen másképp hatnak rájuk a kereskedelem költségtényezői, mint azokra az országpárokra, ahol nem jellemző a közös pénz használata. Ilyen értelemben a mintavétel nem mondható véletlennek. Ráadásul az országok nem alapítottak monetáris uniót, és nem is hagytak fel a közös pénz használatával a vizsgált időszak alatt, ezért csak keresztmetszeti hatás tulajdonítható a közös valutának. GLICK – ROSE (2002) valamint PAKKO – WALL (2001) szintén a dinamikus megközelítés fontosságát hangsúlyozták. Igazi gazdaságpolitikai mondanivalója ugyanis csak annak a vizsgálatnak lehet, ami egy közös valuta bevezetésének vagy egy ország – monetáris unióból való – kilépésének hatásait számszerűsíti. Míg az előbbi szerzőpáros továbbra is jelentős – nagyjából kétszeres – kereskedelemnövelő hatást tulajdonított a monetáris unióhoz való csatlakozásnak, utóbbiak szerint a közös valuta szignifikáns pozitív hatása a kihagyott változók által okozott torzítás következménye, és teljes mértékben eltűnik, ha a meg nem figyelhető, országpárspecifikus tényezőket fix hatásokkal kontrolláljuk.

ROSE – STANLEY (2005) meta-analízise mindenesetre arról tanúskodik, hogy a monetáris uniók egyértelműen pozitív hatással vannak a bilaterális kereskedelem volumenének alakulására, mégpedig átlagosan 47%-kal növelik meg a kereskedelmet a két fél között, *ceteris paribus*.

ROSE (2000) úttörő munkája és az őt követő írások a témában elsősorban az európai politikusok és közgazdászok azon kérdésére szeretnének választ adni, hogy az euró bevezetésének – a mikrogazdaságban jelentkező - pozitív hatásai képesek-e túlkompenzálni a makrogazdasági (független monetáris és árfolyampolitika feladása) költségeket. A „Rose-hatás” megvalósulása azonban – a fentebb ismertetett okok miatt – nehezen elképzelhető az európai országok viszonylatában. Ezt bizonyítja BUN – KLAASSEN (2002) ex post tanulmánya is, ami mindösszesen 4%-os kereskedelembővülést tud bizonyítani az európai közös valuta bevezetésének első évében, míg – a szerzők számításai szerint – hosszútávon 40%-kal bővíülhet az európai árukereskedelem tisztán az eurónak köszönhetően. FLAM – NORDSTRÖM (2006) már valamivel hosszabb időtávból indult ki ugyan, amikor a bevezetést megelőző és az azt követő néhány évet hasonlította össze, mégis csak 26%-os exportnövekedést tulajdonított a közös pénz használatának, *ceteris paribus*.

Úgy tűnhet, hogy az - empirikus irodalmakban leggyakrabban elkövetett – hibákat korrigálva a közös pénz bevezetésének pozitív hatása minimális, ahogy azt BALDWIN – TAGLIONI (2007) módszertanilag meglehetősen részletes tanulmánya is demonstrálja. SADEH (2014) – holott a jól bevált fix hatású modellspecifikáción nem módosított – mégis ennek az ellenkezőjét állította. Vizsgálatában egy egészen speciális mintavételt javasolt. A 11 eurózona tagország mellé 11 másik olyan országot emelt még be a mintájába, amelyek feltételezései szerint az eurót használó országokhoz hasonlóan kereskednének (intenzitásban, szerkezetileg) akkor, ha közöttük is monetáris unió állna fenn. Ezzel próbálta hangsúlyozni a szerző, hogy nem elég minden egyéb befolyásoló tényezőt kontrollálni regressziókban, ha maga a kulcsváltozó nem egyformán fejt ki hatását kis és nagy ország, fejlett és fejlődő gazdaság viszonylatában. BAYOUMI – EICHENGREEN (1997) is valami hasonló problémára hívta fel a figyelmet, amikor amellet érvelt, hogy a kereskedelem – jövedelem szerinti – rugalmassága jelentősen eltérhet gazdag és szegény országok esetén. A gravitációs modell értelmezhetősége nagyban függ tehát a mintavételtől. Bármennyire is szeretnénk egy – az egész világra szóló – vizsgálatot folytatni, célszerű lehet a fejlett és fejlődő világ szétválasztása, azaz egy viszonylag homogén országcsoport kiválasztása.

I.2.2.6. A migráció és a turizmus mint költségcsökkentő tényező

Ahogy azt az elméleti bevezetőben már említettem, a migráció és a nemzetközi turizmus vizsgálatára – lévén, hogy áramlásokról van szó – szintén előszeretettel használják a gravitációs modellt. Az viszont talán kevésbé magától értetődő – holott többen alátámasztották már –, hogy az emberek országok közötti mozgása hozzájárulhat a bilaterális árukereskedelem költségeinek csökkentéséhez, és ezen keresztül a kereskedett volumen növeléséhez.

A bevándorlás – a múltbeli gyarmati kapcsolatokhoz és a közös kulturális gyökerekhez hasonlóan – a donor országok irányába jelentkező speciális ismereteken vagy kedvező piaci hozzáféréseken keresztül különlegessé teszi az adott bilaterális relációt. HEAD – RIES (1998) konkrét számokkal is alátámasztotta a pozitív kapcsolatot Kanada nemzetközi kereskedelmében. Eredményeik szerint, ha 10 százalékkal megnövekszik a bevándorlók száma, akkor a donor országba irányuló áruexport átlagosan 1 százalékkal, az onnan érkező áruimport 3 százalékkal növekedhet, *ceteris paribus*. PERI – REQUENA-SILVENTE (2010) arra is rámutatott, hogy a bevándorlás elsősorban újabb

vállalatok külpiacon lépését (extenzív határ) segíti elő az állandó költségek csökkentése révén, és ennek köszönhetően az – alacsony helyettesítési rugalmassággal jellemezhető – differenciált termékek exportja növekedhet meg.

A népességvándorlás szerteágazó következményeit RAUCH – TRINDADE (2003) tanulmánya is alátámasztja, miszerint a kínai bevándorolt etnikum még akkor is pozitívan hat egy ország exporttevékenységére, ha nem az anyaországgal, hanem egy másik olyan partnerrel kereskedik, ahol szintén jelentős a kínai kisebbség.

Az emberek mozgásának speciális – rövidtávra szóló, és nem feltétlenül gazdasági, üzleti célokkal motivált – formája a turizmus. Ez az ágazat – amellett, hogy önállóan is nagy hozzáadott értékkel bírhat – elősegítheti a tudás és információ áramlását a vállalatok felé, aminek köszönhetően azok hatékonyabb, a nemzetközi keresleti trendeknek megfelelő termelésre lehetnek képesek (MARROCU – PACI, 2011). A turizmus továbbá megváltoztathatja a fogyasztókban kialakult sztereotípiákat az adott országról vagy annak kultúrájáról, új keresletet indukálva az ottani termékei iránt (BRAU – PINNA, 2013).

SANTANA-GALLEGO et al. (2016) – a heterogén vállalatokon alapuló elméleti keretet felhasználva – modellezték ezen kívül azt is, hogy a nemzetközi turistaérkezések hozzájárulhatnak az áruexport fix és változó költségeinek csökkentéséhez, növelve ezzel annak az esélyét, hogy több vállalat kiléphessen termékével a nemzetközi piacra (extenzív határ), valamint hogy a – már korábban is nemzetközi tevékenységgel bíró – vállalatoknak növekedjen az exportteljesítménye (intenzív határ).

QUINN (2009) emellett azt is bizonyította, hogy a külföldi turisták érkezésének, sőt a hollywood-i filmipar tevékenységének egyaránt pozitív jövőbeli hatása van arra, hogy az amerikai termékek keresettebbek világszerte. BRAU – PINNA (2013) szerint azonban ez a kapcsolat elsősorban a végső felhasználásra szánt javaknál érvényesül, vagyis olyan termékeknél, amikkel közvetlenül érintkezhetnek a turisták. A turizmus tehát, illetve annak fejlesztésére irányuló gazdaságpolitika, nemcsak az ágazatban nyújtott szolgáltatásokon keresztül, hanem a nemzetközi árukereskedelem fellendítése által is képes lehet gazdasági növekedést generálni.

1.2.2.7. Külföldi közvetlen tőkebefektetések vs. export

Az ágazaton belüli kereskedelmen (HELPMAN – KRUGMAN, 1985) és a heterogén vállalatokon (HELPMAN et al., 2008; CHANEY, 2008) alapuló kereskedelemelméleti irányok alapján felvetődhet a kérdés, hogy a multinacionális cégek külföldi befektetései

milyen hatással vannak a bilaterális kereskedelem szerkezetére és volumenére. Ha egy vállalat el szeretné látni termékével egy adott ország fogyasztóit, akkor alapvetően két lehetőség közül választhat: exportál vagy leányvállalatán keresztül helyben termel. Ha magasak a szállítási és egyéb változó költségek a tőkebefektetés fix költségeihez viszonyítva, akkor megérheti a termelést áthelyezni a célországba (horizontális tőkebefektetés). Ezt azonban csak a leginkább termelékeny cégek engedhetik meg maguknak. Alacsony változó költségek esetén az export kifizetődőbb, amire még a kevésbé termelékeny cégek is képesek lehetnek. Ugyanakkor a nemzetközi vertikális termelismegosztás a félkész termékek, alapanyagok vállalategységek közötti transzferét követeli meg, azaz a vertikális típusú tőkebefektetések nem helyettesítőként, hanem sokkal inkább kiegészítő vagy felerősítő tényezőként jelennek meg a nemzetközi kereskedelemben (EGGER – PFAFFERMAYR, 2004; OBERHOFER – PFAFFERMAYR, 2012).

Köszönhetően a tőkebefektetések eltérő céljainak az empiria sem bizonyít egyértelmű kapcsolatot az FDI és az export alakulása között. HEAD – RIES (2001) szerint például a XX. század második felében a japán cégek külföldi tőkebefektetései hozzájárultak az ország exportteljesítményének javulásához²³. Másfelől SUVANKULOV (2016) negatív és szignifikáns FDI paraméterbecslései arra engednek következtetni, hogy Kanada nemzetközi interakciói során a külföldi tőkebefektetések inkább horizontális, azaz exporthelyettesítő jellegűek. EGGER – PFAFFERAMYR (2004) az USA külpiazi tevékenységében ezzel szemben a vertikális multinacionális vállalati jelenlét dominanciáját emelte ki, míg – MITZE et al. (2008) tanulmányához hasonlóan – Németország esetében a horizontális jelleget hangsúlyozta, aminek elsődleges okát a hasonló fejlettségű, európai partnerországokban látta.

I.2.2.8. A belföldi kereskedelem preferálása, azaz a határok kereskedelemtorzító hatása

A disszertáció alapvetően egyetlen magyarázó változó szerepe, interpretálása köré épül, ami nem más, mint egy – az úgynevezett *határhatást*, vagyis a *belföldi kereskedelem preferálását* kifejező – dummy. Ennek a tényezőnek, illetve maguknak az országon belüli áramlásoknak azonban még akkor is helye van a gravitációs modellben, ha a kutatás egy

²³ A szerzőpáros ugyanakkor kiemelte, hogy néhány nagy vállalatcsoport (keiretsu) esetén inkább a horizontális jelleg dominált, főként az USA-ba irányuló befektetéseknél.

másik változóra fókuszál, dacára annak, hogy a modellel az országok közti árucserék jellemzőit vizsgálják. A bilaterális interakciók ugyanis nemcsak a kétoldalú költségektől függenek, hanem hatással van rájuk az is, hogy a két fél milyen feltételek mellett tud más országokkal kereskedelmi kapcsolatba lépni (ANDERSON – VAN WINCOOP, 2003). ARKOLAKIS et al. (2012) szerint ilyen megfontolásokból a belföldi kereskedelem volumene és az azt meghatározó tényezők szintén hatást gyakorolnak a bilaterális áramlások alakulására, ezért a belföldi árumozgásoknak elméleti megfontolásokból is helyük van a gravitációs modellben. TREFLER (1995) is arra a megállapításra jutott, hogy a belföldi piac felé kialakult torzulás adhat magyarázatot arra, hogy a valóságban megfigyelt kereskedelmi áramlások miért térnek el az elmélet által prognosztizált szerkezettől és értékektől.

Elsőként MCCALLUM (1995) emelte be az országon belüli árukereskedelmet a gravitációs keretbe, mégpedig azzal a céllal, hogy rámutasson a nemzetközi árupiacok töredezettségére. Egy tökéletesen integrált nemzetközi piac legfőbb ismertető jegye ugyanis az lenne, hogy az országok gazdasági szereplőinek a belföldi partnerekkel folytatott kereskedelme megegyezik azzal a mennyiséggel, amennyit ezek az aktorok egy hasonló gazdasági méretű ország, ugyanolyan távolságban lévő gazdasági szereplőivel kereskednek (BALTA – DELGADO, 2007). Ehhez képest például az ezredfordulóhoz közeledve a Kanadában értékesített feldolgozóipari termékek közel kétharmad része belföldi termelőtől származott, holott az ország GDP-je csak 2,5 százalékát tette ki a világ termelésének (HEAD – RIES, 1998). Ez a szám még a távolságok figyelembe vétele után is preferenciális bánásmódra utal a határokon belüli kereskedelmet illetően. A fogyasztók ugyanis alapvetően bizonytalanságkerülők, minél kevesebb információval rendelkeznek egy adott termékről, annál inkább ódzkodnak a vásárlástól. A belföldi árukról általában bőségesebb információ áll rendelkezésre, ami egyfajta torz fogyasztási mintához vezethet, ahol a hazai termékek előnyt élveznek a külföldiekkel szemben (QUINN, 2009).

$$\ln X_{ij} = \beta_0 + \beta_1 \ln Y_i + \beta_2 \ln Y_j + \beta_3 \ln D_{ij} + \beta_4 \text{Home}_{ij} + \varepsilon_{ij} \quad (6)$$

A nemzetközi árupiac – ilyen értelemben vett – tökéletlenségének, vagyis a belföldi kereskedelem preferálásának mértékére egy dummy változó szerepeltetésével rá lehet mutatni ((6) *egyenlet*). Ennek a bináris változónak (Home_{ij}) az értéke akkor 1, ha az interakció belföldön zajlott le, és 0, ha az adott térség, ország vagy provincia külföldi partnerekkel, azaz határon túl kereskedett.

MCCALLUM (1995) számításai szerint egy kanadai provincia 1988-ban 22-szer többet kereskedett egy másik kanadai provinciával, mint egy ugyanolyan jövedelemmel rendelkező és távolságban lévő amerikai állammal. A két ország gazdasága által megtestesített nemzetközi piac tehát – annak ellenére, hogy a közöttük húzódó országhatár a kevésbé korlátozók között volt számon tartva világszerte – messze állt akkor a „tökéletestől”. A szerző a jelenséget határhatásnak (border effect) nevezte, amivel demonstrálni kívánta az országok között mesterségesen megállapított határvonal kereskedelmet korlátozó szerepét.

A megdöbbentő eredmény egy részirodalmat indított útjára, amelyben a szerzők azóta is magyarázni, cáfolni igyekeznek MCCALLUM (1995) túlzásnak tűnő értékét. OBSTFELD – ROGOFF (2001) a nemzetközi makroökonómiával foglalkozó szakemberek előtt álló 6 legnagyobb kihívás egyikeként azonosította a „határhatás puzzle” megfejtését. A következőkben ez a mutató illetve annak értelmezése, interpretálása kerül kifejtésre.

I.3. A HATÁRHATÁS ÉRTELMEZÉSE A BEFOLYÁSOLÓ TÉNYEZŐK ÉS AZ ALKALMAZOTT MÓDSZERTAN TÜKRÉBEN

Vegyük észre, hogy MCCALLUM (1995) – a jövedelmeken és a távolságon kívül – nem használt más magyarázó változót, csak a határdummyt. Ez annyit jelent, hogy az általa meghatározott határhatás azt mutatja meg, hogy egy ország vagy területi egység mennyivel kereskedik többet saját határain belül annál, mint amennyit az ország jövedelme és a gazdasági szereplők között meglévő távolság indokoltá tenne (HEAD – MAYER, 2002). Ebben az értelemben a határhatás SOLOW (1957) teljes tényező termelékenységéhez hasonlítható, hiszen a nemzetközi árukapcsolatok tökéletlenségének arra a részére mutat rá, ami a jövedelemkülönbségekkel és a távolsággal felmerülő költségekkel nem magyarázható. Sokkal szofisztikáltabb megállapítások tehetők azonban a belföldi és a nemzetközi árupiacok jellemzésére vonatkozóan, ha a határokkal felmerülő költségtényezőket egyenként kontrolláljuk a gravitációs egyenletben. Ez az alfejezet rendszerezetten mutatja be a határhatás irodalom legfontosabb eredményeit, mindvégig fókusz alatt tartva, hogy a határdummy együttthatójának értelmezése miképpen függ az egyes modellspecifikációktól, a becslés módszerétől, valamint a modellbe bevont további magyarázó változóktól.

I.3.1. A határhatás nagyságát befolyásoló tényezők – az egyéb magyarázó változók szerepe

SUVANKULOV (2016) olvasatában a McCallum-i értelemben vett határhatás a tranzakciós költségek, a vám és nem vámjellegű kereskedelemkorlátozó eszközök, valamint egy meg nem magyarázott komponens eredőjeként értelmezhető. Különböző jelentése lehet tehát a határdummy paraméterének attól függően, hogy milyen egyéb tényezőket kontrollálunk modellünkben.

ANDERSON – SMITH (1999a, 1999b) például a közös szárazföldi határral és az egy főre jutó GDP-vel egészítette ki a magyarázó változók körét, és így 1988-ra már csak 15,2-szeres, 1990-re pedig 14,3-szeres átlagos határhatást becsült a kanadai provinciák vonatkozásában.

ANDERSON – VAN WINCOOP (2003) újítása még tovább árnyalja MCCALLUM (1995) – sokakat megbotránkoztató - becslését. Eredményeik empirikusan is igazolják a multilaterális kereskedelmi akadályok fontosságát, hiszen ezeknek a változóknak a kihagyása – lévén, hogy a távolsággal és az országhatárokkal felmerülő tranzakciós költségekkel korrelálnak – nagymértékben torzítja a határhatás paraméterét felfelé. A szerzőpáros szerint 1993-ra – a harmadik országok felé mutató költségeket is kontrollálva – már csak fele akkora határhatás bizonyítható Kanada és az USA között. Tanulmányuk továbbá arra is rámutat, hogy a határok jelentette költségek nagyobb mértékben emelik meg a multilaterális kereskedelmi akadályokat kis nyitott gazdaságok esetén, mint nagy országoknál, ezért a határhatás szükségszerűen nagyobb értéket mutat Kanada felől, mint ha a regressziót az USA szemszögéből futtatjuk.

A harmadik országok irányába fennálló kereskedelmi költségek tehát a gravitációs modellből nélkülözhetetlennek bizonyulnak, viszont ANDERSON – VAN WINCOOP (2003) specifikációja csak bonyolult nem-lineáris programozással becsülhető. FEENSTRA (2002) éppen ezért egy egyszerűbb alternatívát szorgalmazott, ami – a remoteness szerepeltetésével szemben – továbbra is az elmélettel összeférő OLS becslést tesz lehetővé. Javaslatára szerint a multilaterális kereskedelmi akadályok hatása teljes mértékben lefedhető a kiinduló és célországra definiált dummy változókkal. 4,7-es átlagos határhatás-értéke szintén arról árulkodik, hogy az amerikai államok alapvetően kisebb határhatással szembesülnek Kanada irányába, mint a kanadai provinciák az USA felé.

Az észak-amerikai árukereskedelemnek jelentős hányada – évtizedek óta – valamilyen formában az autóiparhoz köthető, ahol jellemző a nemzetközi szintű vertikális termelésmegosztás. YI (2010) szerint, ha mindezt figyelembe vesszük a modell becslése során, tovább csökken a határhatás Kanada és az USA között. EVANS (2003) mellett ugyanis ő is amellett érvelt, hogy az alacsonyabb feldolgozottsági fokú áruk helyettesítési rugalmassága különbözik a végső feldolgozottsági fokú termékekétől, és amennyiben ezt valaki figyelmen kívül hagyja, a valósnál nagyobb határhatást becsül modelljével. Ha egy termék kevésbé differenciált, azaz nagy a helyettesítési rugalmassága, akkor vélhetően kisebb akadályokkal szembesül a határon átváló szállítás során. EVANS (2003) ezzel arra kívánt rámutatni, hogy a határok kereskedelmet befolyásoló hatása sokkal kisebb részben magyarázható a – jólét és jövedelem-eloszlás befolyásolását célzó – kereskedelem-politikai intézkedésekkel, mint azt az irodalom nagy része állítja. SUVANKULOV (2016) számításai szerint is a határhatásnak csak körülbelül 30%-a köszönhető a vámoknak és a nem vámjellegű eszközöknek. Így ANDERSON – VAN WINCOOP (2003), valamint MCCALLUM (1995) határhatásának egy része a – valóságtól kissé elrugaszkodott – egyfázisú termelési feltételből is fakadhat.

Miként azt fentebb említettem, a – túlzottan leegyszerűsített feltételezéseken alapuló – távolságadatok komoly torzításokat okozhatnak egyes magyarázóváltozók, így például a határhatás, együttthatóinak becslésében. HILBERRY – HUMMELS (2003) a részletesen számon tartott fuvarozási távolságok, HEAD – MAYER (2002) pedig az – általuk elméletileg is alátámasztott – súlyozott harmonikus átlagos távolságok használatával nyomatékosította, hogy a tényleges kereskedelmi távolságok kisebb határhatásról tanúskodnak az alternatív módszerekkel megadott távolság-értékekhez képest.

A meglehetősen részletes államszintű statisztikák egy érdekes kutatási irány előtt nyitottak teret a közgazdászok számára az Amerikai Egyesült Államok belső piacának vonatkozásában²⁴. Egy olyan piacon, ami – sok szempontból – homogén egységek gazdasági és politikai szövetségéből áll, jól tesztelhető ugyanis, hogy a belföldi kereskedelem preferálása indokolt vagy túlzott. Vám és nem vámjellegű korlátozások, valutaátváltással, nyelvvel és kultúrával kapcsolatos akadályok hiányában azt várnánk,

²⁴ Az amerikai Commodity Flow Survey 1993-ban, 1997-ben, 2002-ben, 2007-ben és 2012-ben közölt eddig megfelelően részletes, államszintű árukereskedelmi adatokat, melyek segítségével megbecsülhető a határhatás nagysága az USA belső piacán is.

hogy egy átlagos amerikai állam nem részesíti előnyben az államhatárokon belüli kereskedelmet a más államokkal folytatott kereskedelemmel szemben, *ceteris paribus*. Az empiria azonban ellentmond a feltételezéseknek. WOLF (2000), HEAD – MAYER (2002), valamint MILLIMET – OSANG (2007) is azt igazolták, hogy az amerikai államok között is megfigyelhető a határhatás jelensége. Számításaik szerint egy átlagos amerikai állam 1993-ban 3-5-ször annyit, 1997-ben viszont majdnem 6-szor annyit kereskedett saját határain belül, mint egy másik állammal, figyelembe véve a távolságokat, a jövedelmeket és a közös, szárazföldi államhatárokat. Az okokat újfent az államok közötti vertikális munkamegosztásra próbálták visszavezetni a kutatók, hiszen sok más – a nemzetközi áramlások esetén a határátlépésekkel felmerülő – tényező nem jöhetett szóba. COUGHLIN – NOVY (2009) ráadásul még arra is rá tudott mutatni, hogy a belföldi határhatás nagyobb a nemzetközínél, vagyis az amerikai cégek az államon belüli kereskedelmet nagyobb előnyben részesítik az államok közötti kereskedelemmel szemben, mint az államok közöttit a nemzetközivel szemben. 1993-ban az államok közötti határhatás 7,7-szeres, míg a nemzetközi határhatás csak 3,5-szeres értéket mutatott. HILLBERRY – HUMMELS (2003) további három fontos tényezőre hívta fel a figyelmet, ami magyarázatul szolgálhat a túlzottnak látszó államközi határhatásokra. Egyrészt kiemelték azt, hogy a nagykereskedelmi áruforgalom nagy része nem jár együtt az államhatárok átlépésével, ezért érdemes kiszűrni őket a vizsgált adatok sorából. Másrészt az államspecifikus fix hatásokkal és a precíz fuvarozási távolságokkal demonstrálták, hogy az elmélettel – több szempontból is – konzisztens modellspecifikáció jóval kisebb határhatást aposztrofál.

MCCALLUM (1995) módszerének átültetése az európai kontinens meglehetősen mélyreható integrációjának vizsgálatába újabb érdekes kérdéseket vet fel. MCCALLUM (1995) kutatása az országnál kisebb megfigyelési egységeken (kanadai provinciák, amerikai államok) alapul, amihez kellően részletes statisztikákra van szükség. A világ országainak többségében (kivéve Japán, Kína, Spanyolország) azonban nem állnak rendelkezésre régiószintű kereskedelmi adatok, vagyis a módszer átültetése problémákba ütközik²⁵. A megoldást WEI (1996) módszertani újítása jelenti, miszerint a vizsgálat

²⁵ OKUBO (2003), FUKAO – OKUBO (2011), GIL-PAREJA et al. (2005), valamint LLANO-VERDURAS et al. (2011) – az eredeti módszerhez hasonlóan – regionális kereskedelmi adatok segítségével becsülik meg a Japánra illetve Spanyolországra jellemző határhatás nagyságát. XING – LI (2011) szintén egyedi áruforgalmi statisztikák segítségével mutatnak rá egy meglehetősen nagymértékű nemzetközi integráltságra a kínai provinciák vonatkozásában.

alapegysége az ország, a belföldi kereskedelem volumene pedig – konkrét adatok hiányában – egy négylépcsős eljárással becsülhető meg. Módszerének alapfeltevése szerint egy ország az adott évben megtermelt áruinak egy részét belföldön, a fennmaradó hányadát pedig a világ többi országában értékesíti. Ekkor a belföldön elosztott javak összértékének jó közelítése lehet, ha kivonjuk a – világ összes országába tartó – áruexport értékét a teljes árutermelésből. Ehhez előbb ki kell szűrni a szolgáltatásokat és egyéb összetevőket a GDP-ből, majd át kell alakítani a hozzáadott érték alapon számított termelési értéket bruttó vagy szállítási értékévé. Így az átszámított árutermelés és a teljes áruexport különbsége jelenti a hiányzó belföldi kereskedelem értékeit.

Egyedülálló alternatívaként mutatkozik ezen a téren HELBLE (2007) Németországra és Franciaországra vonatkozó megközelítése, mely szerint a tonnában mért regionális szállítási adatokból megbecsülhető egy ország határokon belüli kereskedelmének – euróban számított – volumene. A szerző előbb megvizsgálta, miképpen változik 1 tonna exportált áru értéke a távolság növekedésével. Ezt követően a távolság szerinti rugalmasságot használta fel a tonnában mért régiók közti áruszállítás átalakítására, figyelembe véve azt a tényt is, hogy 1 tonna előállított áru értéke nem egyezik meg egy fejlettebb és egy elmaradottabb régió esetén²⁶.

Elrugaszkodva az USA-Kanada relációtól, ahol nyelvi és kulturális akadályok kevésbé jelentkezhetnek a kereskedelemben, WEI (1996), NITSCH (2000) valamint HEAD – MAYER (2000, 2002) alapján a közös nyelvre bevezetett dummy jelentőségére is figyelhetünk. Ezek a regressziós becslések ugyanis az OECD, valamint az Európai Közösség országainak esetében MCCALLUM (1995) nevezetes 22-es értékénél nagyságrendileg kisebb torzulást jeleznek a belföldi piacok felé.

A határok átlépésével felmerülő tranzakciós költségeknek nagy részéért a valuták átváltásakor jelentkező többletkiadások, bizonytalanságok, kockázatok felelősek. Az árfolyamok, illetve a közös fizetőeszközök kontrollálásával tovább csökkenhet tehát a határdummy paramétere, ahogy azt HELBLE (2007) – a francia régiók határhatására vonatkozó - vizsgálata is sugallja. SUVANKULOV (2016) vizsgálatában is 5-10%-kal kisebb határhatás adódik abban az esetben, ha a reálárfolyam és a bilaterális FDI is szerepel a magyarázó változók között.

²⁶ A francia regionális és német tartományi statisztikai hivatalok arra vonatkozóan közölnek adatokat, hogy mennyi volt egy adott évben az egyes régiók exportja az Európai Unió országaiba, viszont országon belül csak tonnában mért szállítási adatokkal tudnak szolgálni.

Minél több magyarázó változóval sikerül megragadni a kereskedelmi költségeket, annál inkább azt várjuk, hogy a határdummy együttthatója nem lesz statisztikailag szignifikáns. SUVNAKUOV (2016) kutatása alapján azonban arra a megállapításra juthatunk, hogy még az árfolyamok, közvetlen külföldi tőkebefektetések, közös nyelvek, szomszédság, gyarmati múlt, vámok, WTO tagság, nem vámjellegű eszközök, valamint a relatív távolság (remoteness) kontrollálása után is jelentős határhatás mutatható ki a nemzetközi árupiacon. A határok által megtestesített akadályok egy része tehát megmagyarázatlanul marad, vagy akár úgy is fogalmazhatnánk, hogy a belföldi kereskedelem preferálása túlzottnak tűnik.

I.3.2. Az ökonometriai módszerek és a különböző modellspecifikációk szerepe

Az előző alfejezetben láthattuk, milyen következményei vannak, ha nem a legújabb kereskedelemelméletekkel összhangban építjük fel modellünket, valamint azt is, hogyan lehet árnyalni a határhatás jelentését, jelentőségét azzal, ha pontosabban modellezzük a kereskedelem költségeit. Ebből az alfejezetből az is kiderül, milyen gazdasági összefüggések levonására alkalmas még a határhatás módszere panel regressziós elemzésekkel, valamint hogyan lehet nemcsak közgazdaságilag, hanem statisztikailag is pontos, azaz torzításmentes, konzisztens és hatásos becslést végrehajtani.

I.3.2.1. A határhatás alakulása időben – a különböző panelspecifikációk tanulságai

A határdummy paramétere alapvetően egy keresztmetszeti kapcsolatra utal, konkrétan azt mutatja meg, hogy egy adott időpontban milyen mértékű torzulás figyelhető meg egy ország kereskedelmében a belföldi piac felé. Ha megvizsgáljuk azonban, hogyan alakul az együtttható egy adott országcsoportból álló minta különböző keresztmetszetein, azaz egymás utáni időpontokban, akkor egy integrációs folyamatot tudunk értékelni, mégpedig a modellben kontrollált összes költségtényező alakulásán felül, azaz *ceteris paribus*. HELLIWELL (1996, 1998) például arra tudott rámutatni, hogy az USA és Kanada között húzódozó határ kereskedelemkorlátozó szerepe – többnyire a két fél által megkötött szabadkereskedelmi megállapodásnak köszönhetően – csökkenni tudott az 1990-es évek elején. 1996-ra a McCallum-i torzulásnak már csak a felét tudta bizonyítani a szerző a kanadai provinciák vonatkozásában. Igaz, hogy az általa értelmezett határhatásba – a távolsággal valamint az alternatív kereskedelmi partnerek megközelíthetőségével

(remoteness) összefüggő költségeken kívül – sok minden beletartozik (így például a protekcionista eszközök hatása is), az időben csökkenő határparaméterek mégis az árupiaci integráció mélyülésére utalnak. Szintén keresztmetszeti, de több évet átölelő határhatás-vizsgálatával HEAD – MAYER (2000) az Európai Közösségen belül is rá tudott világítani arra, hogy a nemzetközi kereskedelmi szálak egyre szorosabbá váltak az 1980-as évek folyamán. CHEN (2004) egyetlen évre fókuszáló kutatása is azt sugallja, hogy a határhatás alakulásában az idő előrehaladtának is nagy szerepe van. 1996-os pillanatképében a szerző azt emelte ki, hogy – a kevéssel azelőtt csatlakozott – Finnország jóval nagyobb torzulást mutat a hazai piac felé, mint Németország vagy éppen az Egyesült Királyság. Ezekkel az eredményekkel összezsengenek MÁRKUS (2018a, b) meglátásai is, miszerint az Európai Unió tagországainak külpiacra lépő vállalatai az uniós tagságot megelőzően, illetve annak kezdetén még jelentős határhatással szembesültek, ami azonban az évek folyamán, a mélyülő integráció jeleként fokozatosan csökkenni tudott.

Az idődimenzió bevezetése megköveteli, hogy ne csak a keresztmetszeti, hanem az időbeli korrelációt is figyelembe vegyük a tényezők között. Két alapvető lehetőség közül lehet választani panel regressziós vizsgálat során. A véletlen hatású becslés esetén azzal a feltételezéssel élünk, hogy a meg nem figyelhető, random hatások egyáltalán nem korrelálnak a magyarázó változókkal (BAIER – BERGSTRAND, 2007). Ez a feltételezés gyakran sérül a gravitációs modellek során, ezért a kutatók többsége a fix hatású becslés mellett tette le voksát, ahol idő- és egyénspecifikus²⁷ dummy változók szerepelnek a magyarázó változók között²⁸. EGGER (2000) szerint a Hausman teszt is rendre a fix hatású specifikációt javasolja a véletlen hatások alkalmazása helyett gravitációs panel regressziók során.

A rögzített hatású regressziós modellben az *időegységre vonatkozó bináris változó* magába foglal minden olyan – nehezen mérhető, a kereskedelmi kapcsolatokat mégis befolyásoló – tényezőt, ami időben változik, de az egyéneket hasonlóan érinti (például: világgazdasági sokkok). Az egyénspecifikus fix hatások azonban többféle megközelítést is indokolhatnak. MÁTYÁS (1997) szerint az *exportőrré* és *importőrré* értelmezett *dummyk*kal kontrollálhatóak az országokra jellemző – mérhető vagy nem megfigyelhető – időben állandó tényezők. Rövid időtávot átfogó paneladatok esetén ezek a bináris változók magukba foglalják a multilaterális kereskedelmi akadályok hatását is. Ilyen

²⁷ országra vagy országpárra bevezetett dummy

²⁸ GIL-PAREJA et al. (2005) és COUGHLIN – NOVY (2009) azon kevesek közé tartozik, akik véletlen hatásokkal becsültek határhatást paneladatokon.

típusú fix hatások mellett az egyéb magyarázó változók által kifejtett hatás egy tipikus exportőr és egy tipikus importőr közötti kereskedelemre értendő. A módszer előnye, hogy átlagos határhatásokat lehet becsülni egy adott periódusra, ahogy azt PACCHIOLI (2011) is tette az amerikai államok és az Európai Unió országok vonatkozásában. Eredményei szerint egy tipikus amerikai állam 2,6-szer, míg egy átlagos EU tagország 7,5-szer többet kereskedett belföldön annál, mint amit a gravitációs modell indokolt volna. A specifikáció nagy hátránya viszont az, hogy a fix hatások és a mellettük szerepeltetett magyarázó változók nem fogják át a teljes vektorteret, és így a becslés nagy eséllyel – az országpárok heterogenitását megragadó kihagyott változók miatt – torzított lesz (EGGER – PFAFFERMAYR, 2003).

CHENG – WALL (2005) is amellett érvelt, hogy MÁTYÁS (1997) specifikációja egy hiányos modell. Empirikus példájukban megerősítették EGGER – PFAFFERMAYR (2003) azon felvetését, mely szerint az idődummyk mellett *országpárokra értelmezett rögzített hatások* bevezetésére van szükség, amik képesek lefedni minden olyan történelmi, földrajzi, kulturális, politikai és egyéb bilaterális tényezőt, ami nehezen mérhető, mégis befolyásolja a kétoldalú kereskedelmet. Az általuk javasolt specifikáció nemcsak a kereskedelemelméleti megfontolásokat követi, hanem statisztikailag is jobban teljesít, mert nagyobb illeszkedést és kisebb sztenderd hibákat tesz lehetővé. A magyarázó változók paramétereinek értelmezése is megváltozik a fenti specifikációhoz képest, hiszen az adott tényező megváltozása egy tipikus országpár kereskedelmét befolyásolja. A módszer hátránya, hogy átlagos határhatások becslését nem teszi lehetővé, tudniillik a párokra definiált fix hatások magukba foglalnak a határokkal felmerülő minden olyan bilaterális tényezőt, ami időben állandó. Kivételt jelentenek ANDRESEN (2010), BERGSTRAND et al. (2015) valamint MÁRKUS (2018a, b) tanulmányai, akik évenként értelmezett határdummykat szerepeltettek az országpár hatások mellett, és ezzel rá tudtak mutatni a határhatás időbeli trendjére. Igaz ugyanakkor, hogy a határok keresztmetszeti hatása továbbra is a fix hatásokban ütközik ki, ezért az eredmények interpretálása némiképp szokatlan megközelítést igényel. Ezekben a specifikációkban a határhatás paraméterek – a korábbiaktól eltérően – azt mutatják meg, hogy a belföldi kereskedelem preferálása mennyivel változott az adott évre a minta kiinduló évéhez viszonyítva²⁹.

²⁹ A speciális interpretálást BALDWIN – TAGLIONI (2007) is hangsúlyozta, bár ők az euró bevezetésének hatását vizsgálták.

A fix hatású gravitációs panelspecifikáció tökéletesítése BALDWIN – TAGLIONI (2007) nevéhez fűződik, akik *évenként értelmezett exportőr és importőr*, valamint *időben állandó országpár dummykkal* számolnak modelljükben. A szerzőpáros kiemeli ugyanis, hogy – a gravitációs modellek kritikus pontjának tekinthető – multilaterális kereskedelmi akadályok időben változó tényezők, ezért az időben állandó országdummykkal nem lehet a teljes hatásukat megragadni. Hangsúlyozni kell azonban, hogy ezzel a megközelítéssel csak olyan tényezők *ceteris paribus* hatásának becslése lehetséges, ami országpárspecifikus és időben változik, az összes többi meghatározó elemet ugyanis a fix hatások valamelyike tartalmazza.

1.3.2.2. Endogén változók a gravitációs modellben

Egy torzítatlan és konzisztens OLS becslés egyik legalapvetőbb feltétele az endogenitás hiánya, azaz hogy ne legyen olyan változó az egyenlet jobb oldalán, amelyik korrelál a becslés hibatagjával. Az endogenitást alapvetően három tényező okozhatja: mérési hiba, kihagyott változó vagy szimultaneitás (WOOLDRIDGE, 2013). Már pedig TREFLER (1995), majd BAIER – BERGSTRAND (2001, 2002, 2004) egyértelműen kijelentette, hogy a kereskedelempolitikai lépések – melyeknek a hatásvizsgálata a gravitációs empiria egyik központi kérdése – nem exogén változók. Mérési hiba merülhet fel a szabadkereskedelmi egyezményt megtestesítő dummy esetén, ha az adott megállapodás nem csak a vámok leépítését foglalja magába, hanem további nem vámjellegű, akár a belföldi piacra irányuló politika liberalizálására is kitér. Egy szabadkereskedelmi egyezmény megkötésének kereskedelemnövelő hatását annak tudatában kell kiértékelni, hogy a kereskedelempolitikai döntéseket a jövedelem, a távolság, vagy akár a már meglévő kereskedelmi kapcsolat is befolyásolja. Két ország nagyobb eséllyel köt preferenciális megállapodást, ha már eleve intenzív az áruforgalom közöttük, gazdaságaik hasonló fejlettségi színvonalon működnek, és viszonylag közel fekszenek egymáshoz. Ha figyelmen kívül hagyjuk a gazdasági kapcsolatok e tulajdonságát, szisztematikusan alulbecsüljük a kereskedelempolitika hatását.

Az endogenitás gyanúja – a szimultaneitás miatt – erősen fennáll a gravitációs modell fő változója, a GDP esetén is. A bruttó hazai termék ugyanis magába foglalja a kereskedelmi mérleg egyenlegét is. SANDBERG (2010) pontosan emiatt nem is szerepelteti azt a magyarázó változók között, helyette inkább az egy főre eső jövedelemmel és a népességgel ragadja meg a termelési és fogyasztási kapacitásokat.

Meg kell jegyezni azonban, hogy általában egy ország nettó exportja jövedelmének legfeljebb 5%-át teszi ki, ezért túlzottan nagy függésről nem beszélhetünk. Ráadásul egy adott viszonylat áruforgalma kis hányadát adja csak egy ország teljes exportjának és jövedelmének (BAIER – BERGSTRAND, 2002, 2007). A GDP potenciális endogenitása tehát minden bizonnyal nem okoz nagy problémát, ahogy azt FRANKEL et al. (1997) ökonometriai vizsgálata is bizonyítja, ahol a szerző nem talált szignifikáns különbségeket a gravitációs koefficiensekben az endogenitás kontrollálása után. Ráadásul az exportőrré és importőrré bevezetett rögzített hatások esetén fel sem merül ez a dilemma a jövedelmekkel kapcsolatban.

Az endogén változók okozta probléma legnépszerűbb megoldása az instrumentálás, vagyis olyan változó használata, ami a problémás változót befolyásolja, az eredményváltozóra azonban nincs hatással. A megfelelő instrumentum megválasztása nem mindig egyszerű feladat, egy kereskedelem politikai lépés hatásának kiértékelésénél pedig különösen nehéz dolga van a kutatónak, hiszen – ahogy BAIER – BERGSTRAND (2001, 2002, 2004) arra rámutatott – a kereskedelmi megállapodásokat pontosan azok a tényezők határozzák meg, amik két ország kereskedelmére is hatnak. Két változó merülhet fel instrumentumként a szabadkereskedelmi egyezmények hatásának kiértékelésekor: a világ többi országához viszonyított relatív tényezőellátottság, valamint egy nagyon speciális változót³⁰, ami egy kontinensre vonatkozó dummy és a korábban már ismertetett remoteness ötvözet. Az endogenitás okozta jelentős torzításra BAIER – BERGSTRAND (2002) világított rá empirikus vizsgálatában, ahol az instrumentálást követően több mint négyszer akkora hatást tulajdonított a kereskedelmi megállapodásoknak, mint akkor, ha – hibásan – exogénnek feltételezte a kérdéses tényezőt.

Egy kereskedelem politikai döntés tehát az országpárok közös tulajdonságaira épül, ezért az endogenitás okozta torzítás kiküszöbölhető egy panelbecslés keretein belül országpár-fix hatások használatával is, miképpen azt BAIER – BERGSTRAND (2007) valamint EICHER et al. (2012) munkáiban láthatjuk. Nem szabad elfeledkeznünk ugyanakkor arról, hogy ilyen típusú rögzített hatások mellett csak időben változó

³⁰ Akkor kapott bármilyen értéket ez a változó, ha az adott országpár egy kontinensen található, és az értékét a világ többi országától vett átlagos távolság adta. Ez a változó azt a feltételezést ragadja meg, hogy a természetes kereskedelmi partnerek, akik egymáshoz közel, azaz egy kontinensen, de más országoktól relatíve messze vannak, nagyobb eséllyel kötnek egymással preferenciális kereskedelmi megállapodást (BAIER – BERGSTRAND, 2001).

bilaterális tényezők hatásának becslésére van lehetőség, és a koefficiensek jelentése megváltozik, ahogyan ezt az előző alfejezetben már kifejtettem.

I.3.2.3. A zéró kereskedelem mint függő változó

A gravitációs modell történetének kezdetétől fogva megszokott volt a kutatók körében, hogy egy logaritmikus transzformáció során paramétereiben lineáris formára alakítják a becslendő egyenletet. Azért vált népszerűvé ez a megközelítés, mert így a klasszikus legkisebb négyzetek módszerével (OLS) egyszerűen megbecsülhetőek a rugalmasságokat megtestesítő koefficiensek. A logaritmizálás egyik hátulütője azonban az, hogy a *nulla kereskedelmi értéket* nem tudja kezelni, hiszen a művelet matematikailag nincs értelmezve. A probléma nagy, fejlett országok aggregált kereskedelmében ritkán jelentkezhet, viszont kisméretű, szegényebb országokat, valamint iparági szintű adatokat tartalmazó minta esetén komoly fejtörést okozhat.

Többféle kísérlet született már a nulla kereskedelem problémájának elhárítására. Legkényelmesebb megoldásnak mutatkozik a *nulla* exportáramlásokat tartalmazó megfigyelések *kihagyása*, azaz a minta megcsonkítása. Sokáig ez természetes volt, mert a gravitációt magyarázó kereskedelemelméletek nem tudtak mit kezdeni a zéró áramlásokkal (LINDERS – DE GROOT, 2006). Ez az eljárás azonban mintavételi torzítást okozhat, ha a nulla megfigyelések nem véletlenszerűek, ami bizonyos módszerekkel korrigálásra szorul (HECKMAN, 1979). Másrészt a 0 áruforgalom fontos információkkal szolgálhat a vállalatok termelékenységét vagy a kereskedelem költségeit illetően. Előfordulhat, hogy egy adott ország vállalata számára egyik évről a másikra kifizetődővé válik az export, ezért tud megjelenni a külpiacon (BURGER et al., 2009; KAREEM et al., 2016). HELPMAN et al. (2008) egy probit becsléssel demonstrálta, hogy a fix és változó költségek nemcsak a kereskedelem volumenét befolyásolják, hanem annak a valószínűségét is, hogy két ország kereskedni kezd egymással, azaz a vállalatok képesek külpiacon lépni termékeikkel. Csonkított minta esetén tehát figyelembe kell venni azt az – ország párok szintjén jelentkező – hatást is, ami ahhoz vezethet, hogy bizonyos esetekben a regisztrált kereskedelem értéke nulla. Ezt egy olyan kontrollváltozóval lehet megtenni, ami befolyásolja a 0 kereskedelem kialakulásának valószínűségét, ugyanakkor a minta országai között megfigyelt áruforgalmak volumenére nincs hatással. Ezenkívül, a szerzők szerint még azt is kontrollálni kell, hogy a fix költségek nem egyformán érintik a vállalatokat. Empirikus vizsgálatukban is rávilágítottak arra, hogy az állandó költségek

csökkenése nem feltétlenül a már régóta nemzetközi kereskedelmet folytató vállalatok exportjának növekedése által, hanem sokkal inkább az újonnan piacra lépő vállalatok exportján keresztül járul hozzá a bilaterális árukapcsolatok intenzívebbé válásához. Kereskedelemelméleti és ökonometriai okokból kifolyólag is erősen megfontolandó tehát, hogy mellőzzük-e a nulla áramlásokat, és amennyiben igen, hogyan kezeljük azok hiányát.

BURGER et al. (2009) is egyetértett abban, hogy a zéró áramlások fontos információkról tanúskodnak, viszont arra is felhívta a figyelmet, hogy érdemes különbséget tenni a 0 megfigyelések között. Vannak ugyanis olyan esetek, amikor az adott országpár közötti kereskedelem lehetetlen, mert kikerülhetetlen akadályok (nyersanyag hiánya, embargó) merülnek fel, míg más viszonylatokban a pozitív árufogalom valószínűsége 0-nál nagyobb, csak a magas költségek, eltérő preferenciák vagy éppen a különböző specializáció miatt nem regisztráltak kereskedelmet egy bizonyos időszakban. A szerzők szerint tehát alapvetően három féle országpár létezik: (1) akik kereskednek egymással, (2) akik nem kereskednek most egymással, és nem is fognak soha, (3) akik között most nincs regisztrált árufogalom, de a jövőben van rá esély, hogy kereskedelmi kapcsolatba lépnek egymással.

Ha elfogadjuk, hogy a zéró exportáramlások információtartalommal bírnak, érdemes lehet azokat bevonni a megfigyelések közé. A log-lineáris specifikációkkal operáló kutatásokban általános megoldásként egy önkényesen megválasztott *alacsony értéket* – leggyakrabban 1-et – *adnak hozzá* a megfigyelt áramlásokhoz, mielőtt elvégeznék a logaritmikus transzformációt. EICHENGREEN – IRWIN (1998) szerint ez logikus lehet, mert nagy áramlások esetén az eggyel növelt értékek logaritmusai gyakorlatilag megegyezik az eredeti érték logaritmusával, míg nagyon kicsi (0) áramlásoknál az eggyel növelt érték logaritmusai megegyezik magával a megfigyelt kereskedelemmel. Így az összes lehetséges megfigyelés bevonható a mintába. A legfőbb probléma az adatok ilyenfajta manipulálásával az, hogy teljes mértékben ad hoc jellegűek, és elméletileg meglehetősen megalapozatlanok. Ráadásul a becslések igen érzékenyen reagálnak arra, hogy pontosan mekkora értékkel korrigáljuk a megfigyelt exportáramlásokat (FLOWERDEW – AITKIN, 1982; MÁRKUS 2018b).

A nulla áramlások kezelésének másik lehetséges módszere a – TOBIN (1958) munkássága nyomán kialakult – úgynevezett *Tobit becslés*. Ez a megközelítés, ami

tulajdonképpen egy probit modell és egy normál regresszió ötvöze, nem megfigyelt, látens változóként kezeli azokat az áramlásokat, amik egy bizonyos limit alatt vagy fölött vannak. Ekkor azonban az eltérésváltozó 0 várható értékére vonatkozó feltétel sérül, ezért a modell becslése nem OLS, hanem maximum likelihood módszerrel történik. A módszert EATON – TAMURA (1994) hasznosította először gravitációs közegben, de később például ROSE (2004) is mellette tette le a voksát. MARTIN – PHAM (2015) szerint ráadásul bizonyos esetekben az eljárás felülmúlja a többi alternatív becslési módszert. A Tobit modellnek többféle változata is lehetséges. LINDERS – DE GROOT (2006) például 1000 dollárban meghatározott „cenzorálási” értékkel dolgozott, hogy a túlzottan alacsony és nagy eséllyel mérési hibának kitett áramlásokat is a 0-ákhoz hasonlóan kezelje, de hangsúlyozta, hogy az önkényesen megválasztott limit miatt a paramétereket felülbecsüli a modell. EATON – KORTUM (2001) valamint HEAD – MAYER (2014) az egyetlen ad hoc „cenzorálási” érték helyett azt javasolták, hogy a 0 exportértékeket az adott exportőr összes bilaterális kiviteli értékeinek minimumával célszerű helyettesíteni. Megjegyzendő mindemellett, hogy a Tobit becslés koefficiensei rögtön nem interpretálhatóak a megszokottak szerint az export rugalmasságaként, hiszen tulajdonképpen egy látens regresszió eredményei. Korrigálni kell őket a pozitív kereskedelem előfordulásának valószínűsége alapján. Annak ellenére, hogy többen alkalmazták már ezt a módszert az irodalomban, SANTOS SILVA – TENREYRO (2011) állítása szerint nemcsak elméleti megfontolásokból célszerű mellőzni, hanem azért is, mert a becslés nem konzisztens, azaz a minta elemszámának növekedésével egyre többet téved.

Adott tehát egy probléma, ami igencsak megnehezíti vagy akár teljes mértékben ki is zárja az – egyébként számos modellnél legjobban teljesítő – OLS módszert. Mivel azonban a gravitációs modell eredeti formájában egy szorzat, kézenfekvő lehet *nem lineáris technikákat* használni az egyenlet becsléséhez. Ekkor nem okoz gondot az, ha a függő változó bizonyos esetekben 0 értéket vesz fel. Ilyen módszereket sokáig csak kivételes specifikációk esetén használtak, mint például ANDERSON – VAN WINCOOP (2003) nem lineáris legkisebb négyzetek (NLS) eljárása, hiszen bizonyos feltételeket adottnak véve az OLS ekvivalens párja az egyik leggyakoribb nem-lineáris becslésnek, a maximum likelihood eljárásnak. SANTOS SILVA – TENREYRO (2006) azonban bevezette a gravitációs irodalomba a Poisson pseudo-maximum likelihood (PPML) módszert, ami természetes módon tudja kezelni a 0 kereskedelmet a modellben, és – az

OLS-szel ellentétben – konzisztens, torzításmentes és hatásos paraméterbecslést ad eredményül, még heteroszkedasztikus reziduumok esetén is. Bár többen (MARTIN – PHAM, 2015; BURGER et al., 2009; MARTÍNEZ-ZARZOSO, 2013) jelezték aggályaikat a PPML elsőbbségét illetően, SANTOS SILVA – TENREYRO (2011) bebizonyította, hogy még a 0 exportadatok egészen magas előfordulási aránya esetén is jól teljesít a becslőfüggvény.

I.3.2.4. Nem lineáris becslési módszerek a „jó öreg” OLS-szel szemben

SANTOS SILVA – TENREYRO (2006) érvelése a PPML elsőbbségéről és az OLS tökéletlenségéről elsősorban nem a 0 áramlások előfordulásán alapult. A szerzőpáros sokkal inkább az úgynevezett Jensen-egyenlőtlenség³¹ miatt kialakuló heteroszkedaszticitás problémájára hívta fel a figyelmet a log-lineáris modellek esetén. Ha ugyanis nem teljesül az eltérésváltozók azonos szórására vonatkozó feltétel, akkor az OLS becslés nem lesz hatásos, sőt a 0 áramlások problémájával súlyosbítva inkonzisztenciát és torzított koefficienseket is eredményezhet. Ez a kedvezőtlen tulajdonság ahhoz vezet, hogy a modell vagy alulbecsüli (FLOWERDEW - AITKIN, 1982) vagy túlbecsüli (ARVIS – SHEPHERD, 2013; FALLY, 2015) a nagy exportforgalmakat, aminek köszönhetően a maradéktag 0 várható értékére vonatkozó feltétel sérül, azaz a becsült exportok összértéke nem egyezik meg a tényleges exportok összegével. FALLY (2015) szerint kizárólag akkor teljesíthet kielégítően az OLS ebben a tekintetben, ha az – ANDERSON – VAN WINCOOP (2003) által bevezetett – strukturális gravitációs modell feltételeinek szigorúan eleget teszünk, és a multilaterális kereskedelmi akadályokat közvetlenül kontrolláljuk. Ezt BAIER – BERGSTRAND (2009) cikkében láthattuk először, akik egy elsőrendű, lineáris Taylor-sor fejtéssel alakították át egyszerű lineáris alakba ANDERSON – VAN WINCOOP (2003) bonyolult nem-lineáris egyenletrendszerét, és fejezték ki közvetlenül a multilaterális kereskedelemi akadályokat. FALLY (2015) munkájára alapozva tehát azért is páratlan és nehezen fölülmúlható módszer a PPML, mert ha időben változó országspecifikus fix hatásokkal kontrolláljuk a multilaterális kereskedelmi akadályokat, akkor is ANDERSON – VAN

³¹ Log-lineáris regresszió esetén ez abban jelentkezik, hogy egy véletlen változó (azaz a reziduum) logaritmusának várható értéke nem egyenlő a változó várható értékének logaritmusával.

WINCOOP (2003) eredeti megoldásával konzisztens eredményeket kapunk, elméleti és statisztikai szempontból egyaránt.

A heteroszkedaszticitás jelentette rejtvény megoldását SANTOS SILVA – TENREYRO (2006) inkább a PPML becslőfüggvényben látta. A módszer tulajdonképpen ugyanarra az elsőrendű feltételre épít, mint egy alapvető maximum likelihood becslés olyan nem-negatív, egész számokat tartalmazó adatokon, amik Poisson-eloszlást követnek (GOURIEROUX et al., 1984). Az eljárás nagy előnye azonban, hogy – a nevével ellentétben – bármilyen értékekkel és eloszlással is rendelkezzen a függő változó, könnyen interpretálható, robosztus és konzisztens eredményekhez vezet. Egyetlen feltételnek kell eleget tennie az adatoknak, mégpedig hogy a függő változó feltételes varianciája arányos legyen a feltételes várható értékkel. ARVIS – SHEPHERD (2013) valamint FALLY (2015) ráadásul azt is bebizonyították elméleti és empirikus úton egyaránt, hogy ez az egyetlen olyan becslési eljárás, ahol a függő változó számított értékeinek összege 100%-osan megegyezik a megfigyelt értékek összegével. SILIVERSTOVS – SCHUMACHER (2009) továbbá diagnosztikai tesztekkel valamint iparági szintű kereskedelmi adatok használatával is megerősítette azt a feltevést, hogy a nem-lineáris PPML technika gyakorlatilag minden téren felülmúlja az OLS-t.

Bár nem igazán jelent meg olyan cikk SANTOS SILVA – TENREYRO (2006) munkája óta, ami kétségbe vonná, hogy a PPML számos dimenzióban túlteljesíti a lineáris becslőfüggvényeket (köztük az OLS-t), MARTÍNEZ-ZARZOSO (2013) mégis óva int attól, hogy elsőszámú becslési módszernek kiáltsuk ki a gravitációs modellek becslésekor. A szerző szerint a PPML-t – a hagyományos lineáris módszerek helyett – olyan becslőfüggvényekkel érdemes összevetni, amiknél szintén nem okoz problémát a heteroszkedaszticitás, úgymint az NLS, az úgynevezett Gamma pseudo-maximum likelihood (GPML) vagy a megvalósítható általánosított legkisebb négyzetek (FGLS³²) módszere. Az FGLS egy olyan súlyozott legkisebb négyzetek eljárás (WLS³³), ahol a súly a reziduum becsült szórásának a reciproka értéke. A számított paraméterek ugyan nem lesznek torzítatlanok, de a torzítás mértéke a minta elemszámának növelésével csökkenthető, ami kellően nagy minta esetén elhanyagolhatóvá válik. A módszer nagy előnye viszont, hogy konzisztens, és aszimptotikusan hatásosabb, mint az OLS

³² Feasible Generalised Least Squares

³³ Weighted Least Squares

(RAMANATHAN, 2003). MARTÍNEZ-ZARZOSO (2013) – a torzítások mértékén és a paraméterek pontosságán alapuló – összevetése alapján azt mondhatjuk, hogy modell-, sőt specifikációfüggő, milyen becslőfüggvényt alkalmazunk az OLS helyett, mert hasonlóan megbízhatóan teljesítenek. GÓMEZ–HERRERA (2013) is azt emeli ki empirikus vizsgálatában, hogy nem lehet egyértelmű győztes hirdetni a becslési módszerek között zajló versenyben, minden egyes modellspecifikációnál más lehet a befutó, éppen ezért célszerű több módszert is használni, és különböző tesztek alá vetni őket, hogy megtaláljuk az adott esethez legjobban illő eljárást.

A PPML becslés alternatív változataként bukkant fel az irodalomban a Multinomiális pseudo-maximum likelihood (MPML) eljárás is EATON et al. (2012) munkája nyomán, ahol a szerzők a vállalatok nemzetközi piaci részesedésével és az abból fakadó költségelőnyökkel magyarázzák a gravitációs modellt. Elméleti levezetésük eredményeképp egy multinomiális logit függvény adódik, mellyel azt demonstrálják, hogy a megszokott gravitációs egyenlet hibatényezője nem feltétlenül a véletlen hatása. Ebben a keretben az export rugalmassági értékei úgy becsülhetők meg legegyszerűbben, ha eredményváltozóként az exportáló ország vállalatainak piaci részesedését, vagyis a kétoldalú exportáramlás és az importáló jövedelme közötti arányt értjük, regresszorokként pedig a szokásos változókat emeljük be (EATON et al., 2012; HEAD – MAYER, 2014; FEENSTRA, 2015). Vagyis ha az így felállított egyenletben PPML eljárást használjuk, akkor tulajdonképpen MPML becslést hajtunk végre. Ez a megközelítés akkor hasznos, és ad konzisztens eredményeket, ha a nemzetközi kereskedelem szerkezetét és alakulását véges sok, egész számú, heterogén vállalat közötti tranzakciókon keresztül próbáljuk értelmezni.

A PPML becslés másik közeli rokonaként említi SANTOS SILVA – TENREYRO (2006) és MARTÍNEZ-ZARZOSO (2013) a gamma pseudo-maximum likelihood (GPML) módszert, ami hasonló tulajdonságokkal bír. A GPML azonban – a PPML-lel ellentétben – azt feltételezi, hogy a feltételes variancia a feltételes várható érték négyzetével arányos, ezért a becslés nem egyformán súlyoz, hanem kisebb súlyt ad a nagyobb varianciával rendelkező megfigyeléseknek (MANNING – MULAHY, 2001). Kereskedelmi adatok esetén azonban ez pont azt jelenti, hogy azok a megfigyelések

szerepelnek nagyobb súllyal, amik kevésbé megbízhatóbb forrásból származnak, azaz nagyobb eséllyel tartalmaznak mérési hibát, és okoznak torzítást a becslésben³⁴.

Bár alapvetően nem függ a PPML hatékonysága a függő változó eloszlásától, néhányan mégis arra mutattak rá, hogy a nagy mennyiségű 0 áramlás problémákat vet fel, és egy rosszul specifikált modell torzításnak lehet kitéve, ha PPML-lel becsüljük meg a paramétereket. Működő alternatívaként MARTIN – PHAM (2015) valamint BURGER et al. (2009) az úgynevezett Zero-Inflated Poisson pseudo-maximum likelihood (ZIPPML) módszert javasolta, melynek feltétele, hogy bizonyos százaléka a megfigyeléseknek kizárólag nulla lehet, míg a többi véletlen változóként kezelhető, ami nullát, vagy attól különböző értékeket is fölvehet (LAMBERT, 1992). A túlzott mennyiségű 0 export másik lehetséges megoldásaként DE BENEDICTIS – TAGLIONI (2011) és MARTIN – PHAM (2015) a Negative Binomial pseudo-maximum likelihood (NBPML) eljárást is felvázolták, ahol az eredményváltozó feltételes varianciája a feltételes várható érték és egy szóródási paraméter összegével arányos. BOSQUET - BOULHOL (2014) valamint HEAD – MAYER (2014) szerint azonban a legnagyobb hátránya ennek a megközelítésnek, hogy rendkívül érzékenyen reagál arra, ha megváltoztatjuk a függő változó nagyságrendjét. Az eredmények így meglehetősen mértékegység függőek. SANTOS SILVA – TENREYRO (2011) ráadásul azt is hangsúlyozta, hogy MARTIN – PHAM (2015) valamint BURGER et al. (2009) – Monte-Carlo szimuláción alapuló – érvelése konstans helyettesítési rugalmasságú (CES) adatgenerálás mellett már nem álja meg a helyét, a PPML viszont megbízhatóan működik, akár még kifejezetten nagy mennyiségű 0 exportmegfigyelések mellett is. FALLY (2015) is amellett érvelt, hogy a PPML tökéletesen meg tud birkózni a 0 vagy hiányzó kereskedelem jelentette problémával abban az esetben, ha importőr és exportőr specifikus fix hatásokat tartalmaz a regresszió.

Többek szerint az előző alfejezetben tárgyalt – HECKMAN (1979) valamint HELPMAN et al. (2008) munkáin alapuló – kétlépcsős, mintaszelekciós becslések is megfelelő alternatívát jelentenek az OLS-szel szemben, elsősorban a függő változóban lévő 0-k miatt. A megfelelően leválasztott és korrigált mintán lefuttatott becslés normalitás feltétele mellett – a fentebb tárgyalt nem-lineáris módszerekhez hasonlóan – jól teljesít, sőt GÓMEZ–HERRERA (2013) empirikus összehasonlító elemzése alapján

³⁴ Nagy országok aggregált kereskedelmi adatai ugyanis több ezer kisebb gazdasági szereplő statisztikai adataiból vannak összegeztve, ezért sokkal megbízhatóbbak, mint egy kis ország adata, ami sokszor egy vagy csak néhány egység közlésén alapul (FRANKEL et al., 1997).

akár túl is szárnyalhatja azokat. SANTOS SILVA – TENREYRO (2013) cikkében azonban részletes bizonyítékot láthatunk arra vonatkozóan, hogy HELPMAN et al. (2008) – elméletben működő módszere – nem ad robosztus eredményeket heteroszkedaszticitás mellett, sőt ha nincs probléma a reziduum szórásával, akkor is nagy eséllyel torzításnak lesz kitéve a becslés, mert nehéz olyan szelekciós változót találni, ami a kereskedelem előfordulásának valószínűségét erősen befolyásolja, a kereskedelem volumenére viszont nincs hatással. Így a mintaszelekcióra építő kétlépcsős becslési technikák semmiképp sem sorolhatóak előbbre, mint a különböző pseudo maximum likelihood eljárások vagy az FGLS módszere.

A gravitációs modellel kapcsolatos módszertani irodalomból az látszik tehát körvonalazódni, hogy a hagyományos legkisebb négyzetek módszere (OLS) csak kivételes esetekben jöhet szóba potenciális becslőfüggvényként, helyette inkább nem-lineáris eljárások, vagy az FGLS használata javasolt, mégpedig különböző összehasonlító tesztek elvégzése mellett.

I.4. A LEGFRISSEBB GRAVITÁCIÓS ELEMZÉSEK GYAKORI HIÁNYOSSÁGAI

A – newtoni analógiaként indult, de mára már közgazdaságtani szempontból több oldalról alátámasztott – gravitációs modell az elmúlt évtizedek leginkább kedvelt empirikus eszközévé nőtte ki magát a nemzetközi makroközgazdászok körében, az utóbbi tíz évben pedig már magyar szerzők is egyre nagyobb előszeretettel használták elemzési keretként. A disszertációm eddigi részében azokat a kereskedelemelméleti és ökonometria sarokpontokat igyekeztem kiemelni a gravitációs módszerrel valamint a határhatás-elemzéssel kapcsolatban, melyeknek figyelembe vétele és körültekintő alkalmazása/kontrollálása kulcsfontosságú a modell gyakorlati alkalmazása során. Sajnos azonban az egyre nagyobb érdeklődés és egyre gyakoribb alkalmazás nem járt együtt a következetességgel és a precizitással. A legfrissebb tanulmányok zöme ugyanis – Magyarországon kiváltképp – rendre figyelmen kívül hagyja a multilaterális akadályok fontosságát, a zéró kereskedelem problematikáját, az OLS gyengeségeit vagy éppen a panelmódszerek sajátosságait, és ezért következtetéseik kétségbe vonhatók.

PÖSTÉNYI (2017) például bár kiemeli a multilaterális kereskedelmi akadályok fontosságát, „csak” időben állandó országdummykkal igyekszik megragadni azok hatását, ami – lévén, hogy meglehetősen hosszú (18 éves) periódust vizsgál – komoly

torzításokat hagy a modellben, hiszen a többoldalú ártényezők, amiket kontrollálni próbál, időben változnak. PACCHIOLI (2011) határhatás-elemzése is hasonló problémákkal küzd. A szerző háromdimenziós – MÁTYÁS (1997)-féle – specifikációja nem képes minden fontos tényezőt torzításmentesen megragadni.

UDVARI (2013) a segélyezés kereskedelemre gyakorolt hatását vizsgálva jogosan hangsúlyozza az endogenitás veszélyét, amit megfelelően el is hárít. Összegzett árukereskedelmi mutatója (export+import) függő változóként azonban módszertani problémákat vet fel, hiszen előbbi FOB, míg utóbbit CIF paritáson rögzítik. További kritikára adhat okot, hogy a szerző figyelmen kívül hagyja az országpárok szintjén jelentkező meg nem figyelhető hatásokat.

BALOGH (2016) színvonalas írása háromféle becslési módszert (OLS, Heckmann-féle kétlépcsős, PPML) is összehasonlít. Keresztmetszeti vizsgálata azonban – ami egyébként az ezredforduló panelforradalmá óta ritkaságszámba megy – súlyos torzításokkal tarkított, ugyanis a fő magyarázó változói tökéletesen korrelálnak a bevezetett fix hatásokkal, vagyis a becsült együtthatók nem a valós értékeket mutatják.

KIS – BIHARI (2018) valamint JANKUNÉ et al. (2017) szintén keresztmetszeti regressziókkal dolgozott, és ennek eredményeképp vizsgálatuk a kihagyott változók okozta torzítástól szenved. Rendre hiányzik ugyanis a harmadik országok felé megnyilvánuló kereskedelmi költségek (multilaterális akadályok) illetve az országpárok szintjén felmerülő meg nem figyelhető tényezők kontrollálása. Utóbbi kutatás esetén ez azért különösen fájó, mert a meglehetősen komplex elemzés végén – Magyarország agrárkereskedelmével kapcsolatban – megfogalmazott komoly gazdaságpolitikai ajánlások és javaslatok közgazdaságilag és statisztikailag is megbízhatatlannak bizonyulnak. XING – LI (2011) aprólékosan kielemez és megfelelően kontrollálja ugyan a multilaterális kereskedelmi akadályok hatását, keresztmetszeti vizsgálata mégis torzít, hiszen nem képes az időben változó tényezőket figyelembe venni. PÁSZTOR (2014) – több lábon álló, interdiszciplináris és ebből kifolyólag igen értékes – doktori kutatása is torzított keresztmetszeti eredményeket közöl, azaz a határhatásra vonatkozó együtthatói nem a valós értékeket mutatják.

Tudomásom szerint Magyarországon az eddigi legösszetettebb és a leginkább igényes gravitációs elemzés NEUMANNÉ (2014) nevéhez fűződik. Ökonometrialig meglehetősen részletes és pontos vizsgálatában a szerző különböző panelmódszerek (többféle fix hatású változat, véletlen hatású modell, valamint a difference-in-difference módszer) összehasonlításával értékeli ki az EU-integráció kereskedelemnövelő,

kereskedelem-elterelő hatását, valamint az intézmények és a különböző technikai jellegű akadályok (TBT) – áruforgalomra gyakorolt – hatásait. Az eredmények interpretálása azonban nem elég egyértelmű, és többször zavaros. Nem használja elég következetesen a szerző az egyes panelmódszereket, nem teszi egyértelművé, melyik változatot kell elfogadni illetve előnyben részesíteni. Amit az egyik specifikációjában megold, az a másikon – a torzítás forrásaként – probléma marad. A vizsgálat továbbá néhány ponton a tökéletes multikollinearitással is küzd, hiszen időben változó országhatások mellett a szerző a modellben hagyja a GDP változókat is. A jövedelmek ugyanis egy-egy országra egy adott évben jellemzőek, ezért nem férnek meg a fix hatásokkal.

Sajnálatos tény továbbá, hogy a magyar nyelvű tanulmányok jelentős része – az előbbieken felsorolt hiányosságokon túl – nem vettek eddig tudomást az OLS módszer gyengeségeiről és a PPML, illetve egyéb nem-lineáris alternatívák kedvező tulajdonságairól. BALOGH (2016) valamint MÁRKUS (2018a, b) kivételével rendre kizárólag a – legegyszerűbben adaptálható, általában jól működő, viszont nemzetközi szinten már ízekre szedett – OLS eljárást alkalmazták.

Annak ellenére tehát, hogy *a nemzetközi gazdaságtannal foglalkozó írások nagy előszeretettel nyúlnak a gravitációs megközelítéshez, nem igazán – sőt magyar kontextusban tudomásom szerint egyáltalán nem – született még olyan írás, ahol a szerzők a leggyakrabban felmerülő hibákat/veszélyeket (multilaterális kereskedelmi akadályok, zéró kereskedelem, heteroszkedaszticitás, torzítás, inkonzisztencia vagy éppen az országpárok meg nem figyelhető heterogenitása) egyszerre kontrollálták illetve elhárították volna. Az oka ennek valószínűleg abban rejlik, hogy nem készült még olyan komplex elemzés, ami rendszerezve összegyűjtötte volna ezeket a kihívásokat, és egyenként megoldást is kínált volna rájuk. E disszertáció elméleti és empirikus eredményei ezt az űrt próbálják meg betölteni.*

A dolgozat második részében – mindezek tükrében – egy olyan részletekbe menő regressziós vizsgálatot mutatok be, ahol többféle modellspecifikációt és becslési módszert tesztelve, a legjobb változat eredményeit alapul véve értékelem ki a visegrádi országok határhatásának alakulását, azaz árukereskedelmének integrációját az EU belső piacának viszonylatában.

II. MENNYIT INTEGRÁLÓDTAK A VISEGRÁDI ORSZÁGOK 1995 ÓTA? HATÁRHATÁS-ELEMZÉS KÜLÖNBÖZŐ MODELLSPECIFIKÁCIÓK ÉS BECSLÉSI MÓDSZEREK ÖSSZEHAISONLÍTÁSÁVAL

A gravitációs modellel és az – ahhoz több szálon is szorosan fűződő – határhatással kapcsolatos elméleti és empirikus irodalmak áttekintése rámutat azokra a pontokra, ahol újszerű megállapításokat lehet tenni nemcsak hazai, hanem akár nemzetközi szinten is. A disszertáció empirikus kutatásának fókuszában álló országok így nemcsak a Magyarországhoz való kötődés végett lettek kijelölve, hanem egész egyszerűen azért, mert a kelet-közép-európai térség eddig – nemzetközi berkekben – nem kapott kellő figyelmet ebből a szempontból.

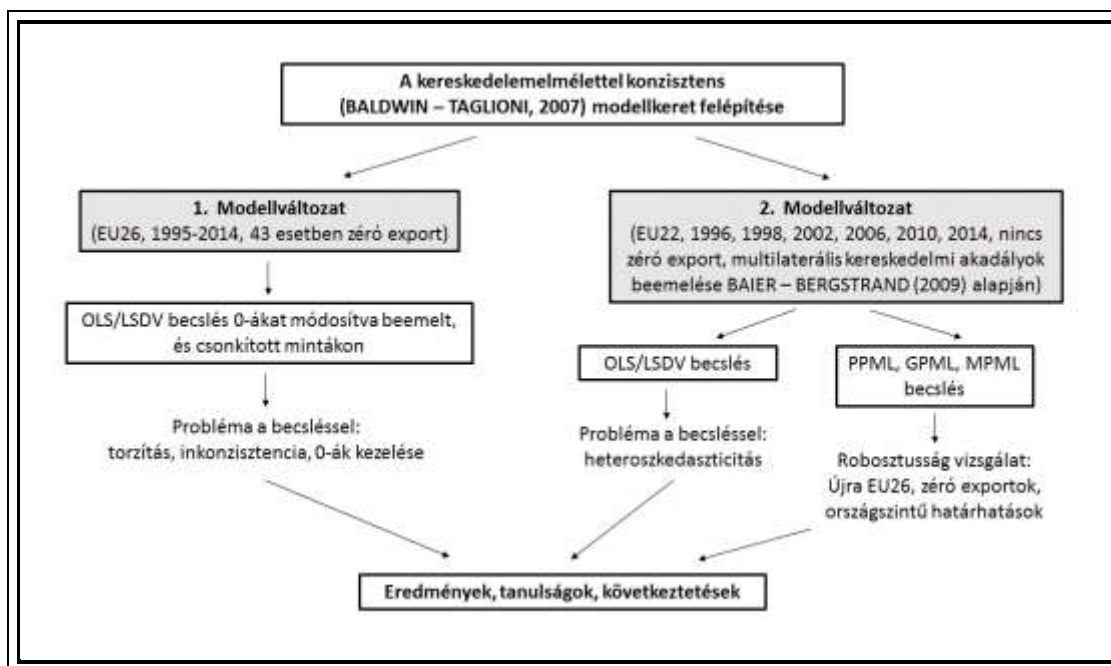
Látva a korábbi empirikus eredmények változatosságát, az alkalmazott módszerek gyengeségeit, az adatok kezelésének/változtatásának következményeit fontosnak éreztem egy olyan komplex vizsgálat véghezvitelét, ami többféleképpen specifikált modelleken és különböző alternatív becslési eljárások összehasonlításán keresztül mutatja ki a visegrádi térség kereskedelmi integrációjának sajátosságait az EU egységes belső piacán.

A visegrádi csoport határhatását nemcsak önmagában kívánom értékelni, hanem egyrészt egy másik – ugyancsak meglehetősen homogén és hasonló jegyeket mutató – térséggel, a Baltikummal is összevetem, valamint az egyes országok szintjén is megvizsgálom.

Így a vizsgált térség, az alkalmazott módszertan, illetve az átölelt periódus mind hordoz magában újszerű megközelítéseket és eredményeket.

II.1. A DOLGOZAT EMPIRIKUS VIZSGÁLATÁNAK LOGIKAI MENETE

A fentebb tárgyalt elméleti és módszertani buktatók megkövetelik, hogy több lépcsőben elemezzem a problémát. Az *empirikus kutatásom célja*, hogy egy *kereskelemelméleti szempontból jól megalapozott* modellen *ökonometriai szempontból megbízható (torzítatlan, konzisztens és hatásos) becslést* tudjak felmutatni, amivel hiteles következtetéseket, reális javaslatokat lehet megfogalmazni a visegrádi országok kereskedelmi integrációjával kapcsolatban. Összetett elemzésem logikai felépítését a 3. ábra szemlélteti.



3. ábra: Az empirikus kutatás algoritmus

Forrás: Saját szerkesztés a kutatás logikai íve alapján

Mindenekelőtt felépíték egy olyan modellstruktúrát, ami messzemenőig eleget tesz a kereskedelemelmélet sugallta kritériumoknak, azaz a lehető legtöbb olyan tényezőt figyelembe veszi, ami befolyással lehet két ország egymás közti kereskedelmére. A becslendő fix hatású regressziós keretet BALDWIN – TAGLIONI (2007) nyomán állítom össze, ahol az évenként értelmezett exportör és importör hatások, valamint az időben állandó országpár-hatások felelősek a tényezők nagy részének kontrollálásáért. A regressziós futtatásokhoz a STATA15 – SE programcsomagot használom.

Első lépésként a kézenfekvőnek látszó és egyszerűen kivitelezhető hagyományos legkisebb négyzetek (OLS/LSDV³⁵) módszerével becslöm meg az alapspecifikációt. Ahhoz azonban, hogy megvalósítható legyen a becslés, módosítani kell az adatokon, hiszen a panel 43 sora zero exportmegfigyelést tartalmaz. A modell logaritmikus transzformációja és a nulla exportok alternatív kezelése azonban torzítást és inkonzisztenciát okoznak. Miután erre fény derül, két út kínálkozik.

Egyrészt, komolyabb változtatások után még kitartok a sokak által kedvelt, és általában megbízható OLS-nél. A második lépésben ezért egy új mintát építék fel úgy, hogy az csonkítás nélkül is csak pozitív kereskedelmi forgalmakat tartalmazzon. A

³⁵ Least Squares Dummy Variables

lényeges módosítást ezenfelül az jelenti, hogy a – gravitációs modellek kritikus pontjának számító – multilaterális kereskedelmi akadályokat nemcsak fix hatásokkal, hanem BAIER – BERGSTRAND (2009) nyomán, közvetlenül is kontrollálom. Ezzel a lépéssel – FALLY (2015) elméletét alapul véve – a torzítás másik oka is megszűnhet. Az így létrejött becslés már-már torzítatlan és konzisztens, de a további tesztek heteroszkedaszticitást jeleznek, aminek köszönhetően az eredmények nem hatásosak. Keresni kell tehát egy olyan becslőfüggvényt, ami jobb eredményeket ad. Mivel azonban több potenciális módszert (Heckman-féle kétlépcsős, Tobit, FGLS, véletlen hatású panel) is el kell vetnem néhány feltétel ellenőrzése után, az – elmúlt 10-12 évben felmerült és nemzetközi szinten egyre népszerűbb – nem-lineáris pseudo-maximum likelihood eljárások felé fordulok.

A második modellváltozatot ezért lefuttatom három PML (poisson, gamma, multinomiális) módszerrel is, és a kapott értékeket összehasonlítom a torzítatlan és konzisztens, de nem hatásos OLS/LSDV eredményekkel. A tesztek alapján legjobban teljesítő PPML módszert egy kvázi robusztussági vizsgálatnak is alávetem, ahol a – nulla exportokkal kibővített, azaz a kezdeti adatbázishoz igazított – mintán is lefuttatom a regressziót.

A legjobbnak minősülő, azaz torzítatlan, konzisztens és hatásos eredményeket felhasználva kerül csak igazából kiértékelésre a visegrádi térség kereskedelmi integrációja. A megállapításaimat árnyalando, egy újabb apró módosítással megbecsülöm a határhatás időbeli alakulását az egyes országok szintjén is, amivel egyértelműen alátámasztom a térség folyamatosan mélyülő árupiaci integrációját az EU belső piacán.

Összességében tehát két modellspecifikáció, négy becslési módszer, és a végső határhatás-együtthatók segítségével tudom levonni azokat a következtetéseket, tanulságokat, amik a disszertáció legfőbb empirikus eredményeit adják mind ökonometria-módszertani mind nemzetközi közgazdaságtani szempontból.

II.2. AZ ELSŐ MODELLVÁLTOZAT BECSLÉSE

Egy hiteles gravitációs modellnek illeszkednie kell a nemzetközi kereskedelemelméleti összefüggésekhez. Mindez azt jelenti, hogy az alapváltozók mellett mindenképpen figyelembe kell vennünk az ANDERSON – VAN WINCOOP (2003) által definiált multilaterális kereskedelmi akadályok befolyásoló hatását, valamint az országpárok közötti – vállalati és ország szinten jelentkező – heterogenitásért felelős elemeket.

Utóbbiak közül a meg nem figyelhető tényezők ráadásul kulcsfontosságúak lehetnek a modell struktúráját illetően is. Paneladatsort tartalmazó mintáról lévén szó ugyanis, döntenem kell a fix illetve véletlen párhatásokat tartalmazó becslés között. A gravitációs irodalomban többen is felhívták már a figyelmet az országpár szintű, nem megfigyelhető heterogenitás fontosságára (EGGER, 2000; CHENG – WALL, 2005; BALDWIN – TAGLIONI, 2007), mégis voltak olyanok, akik a véletlen hatású modell mellett tették le a voksukat (GIL-PAREJA et al., 2005; COUGHLIN – NOVY, 2009). A második modellváltozat mintájával lefuttatott Hausmann-, valamint egy – azzal egyenértékű – túlidentifikálási teszt alapján (*M1. és M2. táblázatok*) azonban egyértelműen elutasíthatom azt a hipotézist, hogy a véletlen hatású becslés feltételei teljesülnének, vagyis csak fix országpár szintű hatások adnak konzisztens eredményeket az én esetemben.

A különböző rögzített hatású modellváltozatok közül pedig kétségkívül BALDWIN – TAGLIONI (2007) megközelítése tűnik a leghitelesebbnek, ahol három féle fix hatással lehet megfelelni a kereskedelemelméleti feltételeknek. A szerzőpáros és az őket követő irodalom (ANDRESEN, 2010; BERGSTRAND et al., 2015; többek között) gondolatai által inspirált modellváltozat a kiindulási alap az empirikus vizsgálatomban.

A célom az, hogy ne csak közgazdaságtani szempontból igazodjak az elmülethez, hanem feltárjam és megoldjam azokat a statisztikai/ökonometriai buktatókat, melyekkel az OLS becslésnek szembe kell néznie.

II.2.1. Az első modellváltozat felépítése

Kiinduló pontom az alapspecifikáció felépítéséhez az (5) egyenlet, mely szerint az EU tagországok közötti bilaterális árufogalom az országok jövedelmétől, a kereskedelem kétoldalú költségeitől, valamint az árakat endogén módon meghatározó multilaterális kereskedelmi akadályoktól függ.

A bilaterális kereskedelmi költségeket (t_{ij}) a (7) egyenletnek megfelelően definiálom, azaz az exportáló és importáló fél közötti földrajzi távolsággal (D_{ij}), valamint egy csoport bináris változóval ragadom meg. Az adj_{ij} dummy a közös szárazföldi határok hiányára vonatkozik, így akkor egyenlő 1-gyel, ha i és j ország nem szomszédos egymással, és 0-val, ha van szárazföldön futó, közös határvonala. Hasonlóképpen értelmezendők a nyelvi (kulturális) különbözőséget jelképező $lang_{ij}$, a különböző

fizetőeszközök meglétére vonatkozó cur_{ij} , valamint az Unióhoz való nem tartozást megtestesítő eu_{ij} dummyk. Az utolsó költségelem, ami az elemzésem kulcsváltozója, a $border_{ij}$, ami akkor kap 1-es értéket, ha az adott áruforgalom nemzetközi szinten zajlott, és 0-at abban az esetben, ha belföldi kereskedelemről volt szó. Ennek a változónak az együttthatója mutatja meg, hogy az országhatárral megtestesülő, meg nem figyelhető, azaz a többi változóval nem kontrollált elemek mennyivel csökkentik egy ország kereskedelmét a belföldön tapasztalható, frikciómentes kereskedelemhez képest³⁶.

$$t_{ij} = D_{ij}^{\delta_1} \exp(\delta_2 adj_{ij} + \delta_3 lang_{ij} + \delta_4 cur_{ij} + \delta_5 eu_{ij} + \delta_6 border_{ij}) \quad (7)$$

A becslendő gravitációs modellt tehát egy fix hatású panelregresszióként építem fel, ahol BALDWIN – TAGLIONI (2007) tanulmányához hasonlóan az országpárok közötti heterogenitást párjellegű rögzített hatásokkal kontrollálom. Mindez azt jelenti, hogy ezek a bináris változók lefedik az időben állandó párváltozók (D_{ij} , adj_{ij} , $lang_{ij}$) teljes hatását, az időben változó párjellegű tényezők (cur_{ij} , $border_{ij}$, eu_{ij}) keresztmetszeti hatását, valamint számba veszik az összes olyan meg nem figyelhető elemet, ami időben állandó, az adott országpárra jellemző, és hatással lehet a két ország kereskedelmére.

A multilaterális kereskedelmi akadályokat szem előtt tartva további két típusú fix hatás szerepel még az egyenletben, mégpedig az exportőrré és az importőrré évenként definiálva. Ezek a dummyk felelnek azokért a tényezőkért, amik az adott országra az adott évben egyedileg jellemzőek, tehát a multilaterális akadályokon kívül a jövedelmek hatását is magukba foglalják. Az ilyen típusú fix hatású modell nagy előnye, hogy nem kell foglalkoznunk a távolságok meghatározásának – korábban részletesen kielemezett – problematikájával, a GDP-k potenciális endogenitásával vagy éppen azzal, hogy a kulturális hasonlóságot milyen tényezőkkel ragadhatjuk meg legpontosabban³⁷. Mivel a kulcsváltozónk, vagyis a határhatást megtestesítő dummy is párjellegű ezért csak akkor

³⁶ A kereskedelem költségeire ható dummy változókat általában ellenkező módon szokták definiálni, azaz akkor kapnak 1-et, ha a költségcsökkentő hatás érvényesül, és 0-t abban az esetben, ha ez nem teljesül. Ezzel arra tudnak rámutatni a kutatók, hogy milyen pozitív hatásai lehetnek például egy közös valuta bevezetésének, egy kereskedelmi egyezmény aláírásának, egy közös nyelv meglétének, vagy a hazai partnerek választásának. Itt azonban azért ragaszkodom az ANDERSON – VAN WINCOOP (2003) által is alkalmazott változathoz, mert az egyes elemeket – a második modellváltozatban használt Taylor-sorfejtésnél – költségként, azaz negatív tényezőként kell értelmezni. A következetes jelölések kedvéért ezért mindegyik modellváltozatban ezt az értelmezést használom.

³⁷ Komoly fejtorést okozhat egy kutatónak például, hogy gyarmati múltra vagy éppen közös történelemre vonatkozó dummyt használjon; vagy a közös nyelv dummyt csak a hivatalos nyelvekre, vagy esetleg a nagyobb számú kisebbségek által beszéltre is alkalmazza.

becsülhető a regressziós együtthatója, ha időben változik. Jelen esetben ez évenként értelmezett bináris változókat jelent. Mindezek fényében az első modellspecifikációm az alábbi logaritmikus formát ölti:

$$\ln X_{ij,t} = \beta_0 + \beta_1 cur_{ij,t} + \beta_2 eu_{ij,t} + \alpha_{ij} + \varphi_{it} + \omega_{jt} + \sum_R \gamma^R border_{ij,t}^R + \varepsilon_{ij,t}, \quad (8)$$

ahol $X_{ij,t}$ a t -edik évben i országból j országba tartó áruexport értéke folyó dollárban. β_0 az egyenlet konstans tagját szimbolizálja. $cur_{ij,t}$ egy bináris változó a közös valuta hatásának kontrollálására, ami 1-es értéket kap, ha i és j közül legalább az egyik nem eurót használ fizetőeszközként a t -edik évben, míg 0-t abban az esetben, ha mindkettejük hivatalos valutája az euró. Az $eu_{ij,t}$ dummy mutatja meg, van-e ceteris paribus hatása az unióhoz való csatlakozásnak, akkor kap 1-et, ha legalább az egyik ország nem volt tagja az EU-nak az adott évben, és 0-át, ha mindkettő tagja volt. Az α_{ij} jelölés az országpárokra bevezetett fix hatást jelöli, ami az időben változatlan, párspecifikus tényezőket foglalja magába. A φ_{it} valamint ω_{jt} szimbólumok az i (exportáló) illetve j (importáló) országra t -edik évben jellemző tényezőket fogják egybe, így többek között a jövedelmeket valamint a multilaterális kereskedelmi akadályokat is. t az adott megfigyelés évét jelöli. A $border_{ij,t}^R$ változó a kulcsváltozót, azaz az évekre (t) és régiókra (R) lebontott határdummyt takarja. Ennek értéke 1, ha a megfigyelt árumozgás nemzetközi viszonylatban realizálódott, míg 0, ha az adott R országcsoporthoz ($R=\{V4, \text{ balti országok, az EU többi országa}\}$) valamely tagjának határain belül bonyolódott le. A vizsgálat elsődleges célja a γ^R együtthatók torzítatlan, konzisztens és hatásos becslése, melyek megmutatják, hogy mennyit változott a határhatás az egyes régiókban a kiinduló év értékéhez képest. *Konkrétan egy adott év határdummyjának (γ) paraméterét úgy értelmezhetjük, hogy a határhatás abban az évben a kezdő évben mértnek*

1. $100/e^\gamma$ százaléka,
2. $1/e^\gamma$ -ad része, vagy
3. a kezdő évben mérthez képest $100 - 100/e^\gamma$ százalékkal csökkent.

Végül $\varepsilon_{ij,t}$ a véletlen hibatényezőt jelenti, melyről feltételezem, hogy nulla várható értékkel, és σ^2 szórással rendelkezik. Ezzel a modellel egyben össze is szeretném tehát vetni a visegrádi térség határhatásának alakulását egy hasonló helyzetben levő, és meglehetősen homogén országcsoporthal, a Baltikummal. Az összes többi Unió

országból álló csoport változója viszont nem az összehasonlítás végett, hanem csupán a belföldi kereskedelmük kontrollálása céljából szerepel az egyenletben.

A (8) egyenlet OLS (LSDV) becslése adja az alapmodellre vonatkozó eredményeket, melyek részletes interpretálása az adatbázis bemutatása után következik.

II.2.2. Az alapmodell mintájának jellemzői

A kutatásom egyik alapvető célja, hogy kiértékelje a visegrádi térség – európai gazdaságba történő – reintegrálódásának folyamatát, mégpedig a nemzetközi árukereskedelem szempontjából. Bár a négy ország 2004-ben lett az Európai Unió teljes jogú tagja, kereskedelmi integrációjuk – ahogy a bevezetésben taglaltam – már jóval hamarabb, az 1990-es években nagy lendületet kapott és azóta folyamatosan zajlik. A vizsgált minta időhorizontját ezért igyekeztem a lehető legkorábbról indítani és a közelmúlttal lezárni. Az első specifikáció *mintaperiódusa* így 1995 és 2014 közé esik.

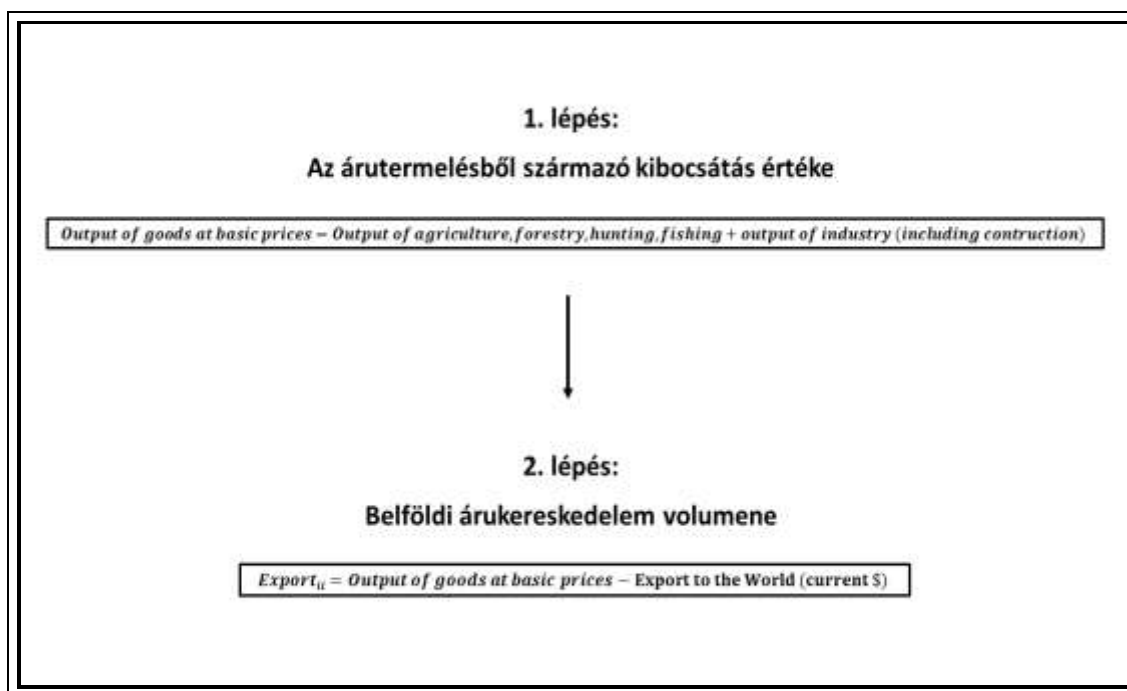
Szándékomban állt bevonni a *minta országai* közé az EU jelenlegi 28 tagját. Horvátország belföldi kereskedelmének volumenét azonban csak 2000 és 2014 között tudtam volna meghatározni, így ezt az országot, aki egyébiránt csak a vizsgált időszak legvégén csatlakozott az Unióhoz, figyelmen kívül hagyom az elemzésem során. Az országok számát tovább csökkenteni az a módszertani egyszerűsítés, amit az *UN Comtrade* adatbázis alkalmazott 1999 előtt, mégpedig, hogy Belgiumot és Luxemburgot összevontan kezelte. Ezt az eljárást követve én az egész perióduson keresztül egy országnak tekintem őket³⁸. Így tulajdonképpen 26 ország³⁹ szerepel az első modellváltozathoz használt mintában.

A minta szűk keresztmetszetét ezenkívül a belföldi kereskedelem értékeinek meghatározása jelenti, amiket – konkrét megfigyelések hiányában – WEI (1996) módszerét átdolgozva két lépésben számítottam ki (4. ábra). Ahogy fentebb már említettem, a határokon belüli árukereskedelem volumenét az árutermelés és az áruexport különbségével célszerű megbecsülni. WEI (1996) azonban a belföldi árutermelés értékét úgy határozza meg, hogy a hozzáadott értéken mért árutermelést transzformálja szállítási

³⁸ Tekintve, hogy Luxemburg meglehetősen kicsi gazdasággal rendelkezik, ráadásul a kibocsátásának legnagyobb része (körülbelül 80%-a) a szolgáltatói szektorból származik, nem túlzottan elrugaszkodott ez az egyszerűsítés.

³⁹ Ausztria, Belgium-Luxemburg, Bulgária, Ciprus, Csehország, Dánia, Egyesült Királyság, Észtország, Finnország, Franciaország, Görögország, Hollandia, Írország, Lengyelország, Lettország, Litvánia, Magyarország, Málta, Németország, Olaszország, Portugália, Románia, Spanyolország, Svédország, Szlovákia, Szlovénia.

értékké egy olyan szállítási/hozzáadott érték arány segítségével, amit a teljes termelésből kapott. Ez azért problémás mert a teljes termelésben (amiben szolgáltatások is vannak) nem szükségszerűen úgy aránylik a szállítási és a hozzáadott érték egymáshoz, mint az árutermelés esetén. Ennek tudatában én olyan adatbázist kerestem, ahol bruttó, vagy szállítási értéken nyilvántartott termelési értékek szerepelnek. A *World Input-Output Database (WIOD)* adatait használva úgy tudtam közvetlenül meghatározni a teljes árutermelést, hogy összeadtam az adott ország mező-, erdő-, hal- és vadgazdaságból származó kibocsátásának, valamint az ipar outputjának folyó dolláron jegyzett értékét⁴⁰. Ezekben a mutatókban a hozzáadott értéken kívül bele vannak számítva az alapanyagok, félkész termékek, a támogatásokkal csökkentett termékadók, valamint az alapanyagok nemzetközi áruszállításakor felmerülő költségek. Azaz ugyanolyan halmozódásokat tartalmaznak, mint az exportadatok. Ezt követően az ország árutermeléséből kivontam a világ összes országába irányuló áruexport (*UN Comtrade* adatbázisa) volumenét, és eredményül megkaptam az adott ország belföldi kereskedelmének közelítő értékét.



4. ábra: A belföldi árukereskedelem értékének becslése

Forrás: Saját szerkesztés Wei (1996) megközelítését továbbgondolva

⁴⁰ Az Európai Bizottság által alapított adatbázisban 2013-ban (1995-2011) és 2016-ban (2000-2014) tettek közzé adatsorokat. A 2000 előtti értékeket az előbbi verzióból, míg a 2000-et követő értékeket az utóbbiból nyertem ki. A két adathalmaz az iparági bontásban különbözik egymástól, míg az előbbinél 18, addig az utóbbinál 27 ipárból kellett összegezni a teljes kibocsátásra vonatkozó értékeket.

Az 520 (26 X 20) számított belföldi kereskedelmi volumenből Belgium-Luxemburg esetén 9 érték negatív. Ezeket a kezelhetőség kedvéért 0-nak veszem. Önmagukban ezek az esetek nehezen értelmezhetőek, hiszen egy kereskedelmi forgalom nem lehet negatív a gyakorlatban, sőt aggregált szinten 0-t is meglehetősen kevés esetben vesz fel. Az okot az úgynevezett Rotterdam-Antwerpen-hatásban kell keresnünk, ami miatt a Hollandiára és Belgium-Luxemburgra kapott értékek nem bizonyulnak megbízhatónak, azaz minden bizonnyal nem a valós, vagy ahhoz kellően közeli belföldi áruforgalmat mutatják. A Rotterdam-Antwerpen-hatás egy statisztikai torzítás, ami a két kikötőn áthaladó hatalmas mennyiségű áru bizonytalan elszámolásából ered⁴¹. A torzító hatásnak köszönhetően nemcsak a két ország belföldi áruforgalmának nagysága bizonytalan, hanem bármilyen nemzetközi árumozgásé is, ahol Hollandia vagy Belgium megjelenik partnerként. Amennyiben nem szeretnénk mellőzni a két országot a vizsgálatból, valahogyan kontrollálni kell ezt a speciális tulajdonságot, különben a becslések torzítottak lesznek. FLAM – NORDSTRÖM (2006) ennek érdekében például külön dummy változót vezet be a Hollandiát és Belgiumot érintő áramlásokra. Az én specifikációmban viszont az országpárokra értelmezett bináris változók veszik át ezt a szerepet, hiszen azok minden olyan tényezőért felelősek, amik az adott országpár kereskedelmére speciálisan jellemzőek és időben nem változnak.

Az összes lehetséges megfigyelés tehát 13520 (26 X 26 X 20), amiből azonban 43 esetben 0 exportot tapasztaltam. Ebből – az imént említett Belgium-Luxemburg eseteken kívül – 26 megfigyelés Bulgáriához tartozik, 1995-ben ugyanis hiányoztak az exportadatok mind a 26 partner felé. További nyolc esetben pedig Málta kereskedelemében akadnak hiányzó exportértékek Észtország (1995, 1996, 1997, 1998, 1999, 2007) illetve Litvánia (1997, 2005) irányába. Ilyen esetekben felmerülhet a kérdés, hogy a hiányzó adatok valóban minimális kereskedelmi forgalomra utalnak vagy adatfelvételi hiba eredményei. Igazából a kutató ezt nem tudhatja, és nem is feladata megítélni. Másrészt viszont ezek az esetek pont olyan országokhoz, országpárokhoz kapcsolódnak, melyek esetén jellemzően meglehetősen kicsi, 0-tól nem túl távoli

⁴¹ Nem minden esetben egyértelmű az adatfelvevők számára, hogy az adott árunak Hollandia/Belgium a végcélja, vagy átrakodás után továbbszállítják más országokba.

exportáramlásokat láthatunk az adatbázisban⁴². Ennek tudatában érdemes – lényeges információtartalommal rendelkező – 0 exportokként tekinteni rájuk.

Mivel – multiplikatív modellről lévén szó – logaritmikus transzformáció szükséges az OLS becsléshez, kétféle módosítást hajtottam végre az adatokon, hogy minden esetben értelmezhető legyen a művelet. Egyrészt hozzáadtam egy egészen alacsony konstans az összes megfigyeléshez. Az érték kiválasztása meglehetősen önkényes, ezért több különböző értékkel (0,1; 1; 10; 100; 1000 és 10000 dollár) is dolgoztam a későbbi összehasonlítás végett. Így tehát az összes lehetséges 13520 megfigyelés bevonható a becslésbe. Másrészt viszont egy csonka, 13477 megfigyelést tartalmazó mintán is lefuttatom a regressziót, azok után, hogy a 43 problémás megfigyeléstől megszabadultam.

További alternatívák is felmerülhetnének ezen a ponton a nulla kereskedelem problémájának kezelésére. Egy harmadik – az első megoldáshoz hasonló – utat kínál az elméleti részben bemutatott Tobit módszer (TOBIN, 1958). Alapvetően azonban két ok miatt nem éreztem indokoltnak lefuttatni így a regressziót. Egyrészt az önkényes cenzorálás szintén elméleti megalapozatlansággal küzd (LINDERS – DE GROOT, 2006). Másrészt bonyolította volna a becslést, hogy nem használhattam volna fix hatásokat a modellben, mert a Tobit eljárás inkonzisztens eredményeket adhat rögzített hatások mellett az úgynevezett járulékos paraméter probléma miatt (GREENE, 2004). Negyedik alternatíva a Heckman-féle kétlépcsős eljárás lehetne, viszont több nyomós érv is ellene szól. Egyrészt szinte lehetetlen olyan változót találni, ami a kereskedelem valószínűségére hatással van, a kereskedelem volumenét viszont nem befolyásolja (SANTOS SILVA – TENREYRO, 2013). Másrészt az első lépcsőben lefuttatandó probit becslés nem tudja kezelni a fix hatásokat (GREENE, 2004), vagyis ki kell hagyni azokat az egyenletből, ami felveti annak a veszélyét, hogy nem tudjuk pontosan megragadni a kereskedelem valószínűségét befolyásoló tényezőket. Ezek az előnytelen tulajdonságok nem teszik indokolttá ennek a két eljárásnak a használatát. Egyelőre tehát csak a fenti két módszerrel kezelem a zéró megfigyelések okozta problémát⁴³.

⁴² Például: Málta-Románia (1995): 1032 dollár; Málta-Litvánia (2002): 8060 dollár; Málta-Észtország (2000): 27771 dollár

⁴³ A pseudo-maximum likelihood módszerek természetüknél fogva megengedik a nulla exportok beemelését, és így a legegyszerűbben képesek kezelni a problémát. Ezeket a becslési eljárásokat azonban később részletezem.

A modellben szereplő változók jellemzőire rátérve, a bilaterális, aggregált exportadatok az UN Comtrade adatbázisából származnak SITC Revision 2 csoportosításban⁴⁴. Közös valutaként az euró jelenik meg bizonyos esetekben, amit természetesen minden Eurozóna tagország esetén a bevezetés évétől értelmezek. Az EU tagságra vonatkozó bináris változó értelemszerűen a 2004-es és a 2007-es bővítés hatását méri fel. 676 országpárom van összesen (26X26), de rögzített hatásból eggyel kevesebbet szerepeltetek a tökéletes multikollinearitás elkerülése végett. Ugyanez az elv érvényes az időben változó ország fixhatásokra, az első országot illetve az első évet érintő hatásokat ki kell hagyni a regresszióból. Így összesen 475 (25X19) dummyt konstruáltam az exportőrre és ugyanennyit az importőrre vonatkozóan.

II.2.3. Az alapspecifikáció eredményei, és a becsléssel kapcsolatos problémák

Az egyes modellváltozatok eredményeinek kiértékelésénél végig az a cél lebeg a szemem előtt, hogy egy olyan becsléssel tudjam felmérni a visegrádi országok kereskedelmi integrációját, ami a kereskedelemelmélettel összeférő, és az ökonometria elvárásoknak is megfelelő (torzítatlan, konzisztens és hatásos) eredményeket ad.

Vizsgálatom kiindulópontját a (8) *egyenlet* OLS becslése jelenti. Összesen 7 különböző regresszió került futtatásra az adatok megfelelő kezelése után. Ebből egyszer a 0 exportoktól megszabadított, kiegyensúlyozatlan panel adatsort vettem alapul, míg további 6 esetben egy-egy alacsony érték került hozzáadásra a megfigyelt exportokhoz azért, hogy matematikailag értelmezhető legyen mindenhol a logaritmizálás művelete. A legfőbb eredményeket a 2. valamint az *M3. táblázatok* foglalják össze, a határhatás együtthatói nélkül, amik terjedelmük miatt külön, az *M4-M7. táblázatban* szerepelnek. Mivel leggyakoribb megoldás a zéró export beemelésére az, hogy 1 dollárt hozzáadnak a megfigyelésekhez, ezért a 2. *táblázatba* – a csonkított adatsoron lefutott becslés mellé – ez a verzió került be. A további alacsony értékekkel módosított adatokon végrehajtott érzékenységi vizsgálatok együtthatói és egyéb mutatói az *M3. táblázatban* láthatók.

⁴⁴ Standard International Trade Classification az árukat 9 fő iparágba sorolja be, mégpedig a gazdasági jelentőségük alapján. Az osztályozást még 1937-ben hozta létre a Népszövetség, majd később az utódja, az ENSZ, négy felülvizsgálatot rendelt el. A 2-es revízió 1975-ben zajlott, ezzel a beállítással 1976 utáni adatokat lehet lekérdezni.

2. táblázat: Az alapspecifikáció becslésének eredményei

	(1)	(2)
Függő változó	LN($X_{ij}+1$)	LN X_{ij} (0 nélkül)
$cur_{ij,t}$	-0,03 (0,031)	-0,02 (0,024)
$eu_{ij,t}$	-0,13*** (0,04)	-0,15*** (0,031)
const	-47,7*** (14,605)	-43,17*** (5,625)
RMSE (\$)	$6,72 \times 10^{10}$	$2,08 \times 10^{10}$
MAE (\$)	$6,64 \times 10^9$	$2,12 \times 10^9$
$100 * \frac{\sum_{ij} \hat{X}_{ij}}{\sum_{ij} X_{ij}}$	107,53	100,11
N	13520	13477
Adj. R^2	0,951	0,98

Megjegyzés: Az eredmények a (8) egyenlet becsléséből származnak. N a megfigyelések számát jelöli. $Adj. R^2$ a – szabadságfokokkal kiigazított – determinációs együtthatót jelenti. $RMSE$ az átlagos eltérésnégyzet gyöke. MAE az átlagos abszolút hibákat mutatja. $Const$ az egyenlet konstans tagját, azaz β_0 -t takarja. *,*** esetén az adott paraméter statisztikailag különbözik 0-tól rendre 10 illetve 1%-os szignifikancia szinten. $\hat{X}_{ij}$ i ország bilaterális exportjának – a modell által számított – értékét jelöli j országba, x_{ij} pedig a megfigyelt exportforgalmat jelenti ugyanebben a viszonylatban. A paraméterek alatti zárójelben a heteroszkedaszticitás-robosztus standard hibák vannak feltüntetve. A fix hatások, valamint a határhatások paraméterei helytakarékossági okokból nem szerepelnek a táblázatban. Utóbbiak az *M6. táblázatban* szerepelnek.

Forrás: A szerző számításai.

Mielőtt bármiféle következtetést vonnánk le regressziók együtthatóiból, érdemes szem előtt tartani, hogy egy olyan megbízható becslést keresünk, ami torzítatlan, konzisztens és hatásos eredményeket ad.

OLS becslésről lévén szó, két ok vezethet torzításhoz: (1) az adatok logaritmizálása (SANTOS SILVA – TENREYRO, 2006) valamint (2) a kihagyott, de lényeges változók (RAMANATHAN, 2003). Ezért – első lépésben – megkerülhetetlennek érzem megvizsgálni, mekkora torzítást okoz az úgynevezett Jensen-

egyenlőtlenség, ami a logaritmikus transzformáció következménye. Vessünk egy pillantást az úgynevezett „adding up” probléma (ARVIS – SHEPHERD, 2013) alakulására, azaz arra, hogyan aránylik a számított exportértékek összege a megfigyelt exportok összegéhez. Egy torzítatlan és konzisztens OLS becsléstől ugyanis azt várnánk, hogy ez az arány 1, illetve – jelen esetben – ahhoz meglehetősen közeli, hiszen ekkor teljesül a reziduum 0 várható értékére vonatkozó feltétel. A 2. táblázat (1) oszlopában látható, hogy amennyiben – a regresszió előtt – 1 dollárt hozzáadunk valamennyi exportértékhez, a becsült értékek összege meghaladja a megfigyelték összegét (107,53%), azaz az így kapott eredmények nem megbízhatóak. Az M3. táblázatból az is kiderül, hogy amennyiben más alacsony értékek hozzáadása után vizsgáljuk a modellt, az OLS becslés meglehetősen érzékenyen reagál az apró változtatásokra⁴⁵. Minél nagyobb számot adunk hozzá a megfigyelt exportokhoz, annál „jobbá” válik a becslés, azaz az „adding up” közelít 100%-hoz, a determinációs együttható értéke növekszik, a hibák csökkennek. Így akár készletet is érezhet magában a kutató arra, hogy megtalálja azt az optimális konstanst, amit hozzá kell adnia az exportokhoz annak érdekében, hogy a becslés torzítása elhanyagolható legyen. Látható a M3. táblázat utolsó oszlopában, hogy itt 1 millió dollárhoz közeli értékkel minimálisra tudjuk csökkenteni a torzítást, legalábbis annak azt a részét, ami a logaritmizálásból fakad. Ez a megoldás – annak ellenére, hogy kereskedelemelméleti szempontból megalapozatlan – elfogadható és kíváncsú lehetne abban az esetben, ha létezne egy olyan állandó, vagy bizonyos összefüggés alapján meghatározható érték, ami minden modell esetén megoldja az „adding up” problémát. A gond ezzel az, hogy *a torzítás mértéke és az optimálisnak látszó érték nagysága* – ARVIS – SHEPHERD (2013), FALLY (2015) valamint MÁRKUS (2018b) eredményeit is figyelembe véve – teljes mértékben *modellspecifikáció- és mintafüggő*, mint ahogy az is, hogy alul- vagy éppen túlbecsüljük az exportok összértékét. *Úgy tűnik továbbá, annál nagyobb egy becslés torzítása, minél több a módosításra szoruló – azaz nulla – exportérték a mintában.*

A 2. táblázat (2) oszlopában – ezzel szemben – azok az eredmények láthatóak, amikor a zéró exportok okozta problémát úgy orvosolom, hogy egész egyszerűen kihagyom a problémás megfigyeléseket az adatsorból. Rögtön szembetűnő, hogy – tisztán ökonometria szempontból – javult a becslés, hiszen gyakorlatilag megszűnt az „adding

⁴⁵ Az 1000000 dolláros érték első ránézésre nem tűnik alacsony értéknek, ugyanakkor a megfigyelt értékeknek 98%-a ennél nagyobb, sőt az is elmondható, hogy egy átlagos áramlás ennek 1300-szorosa.

up” probléma, jobban magyarázza a modell az exportok alakulását (Adj. $R^2=0,98$ vs. 0.951), és kisebb standard hibák adódnak mind a változók, mind a hibatag esetén. *Tehát a nulla áramlások – különböző módosítás utáni – beemelése nemcsak torzításokat okoz, hanem hatástalanná is teszi a becslést.* A csonkított panel eredményeit ezért mindenképpen preferálnunk kell a – zéró áramlásokat alternatív módon bevont – futtatás eredményeivel szemben, ahogy azt ARVIS – SHEPHERD (2013) valamint MÁRKUS (2018b) tesztjei alapján is tennénk.

Mindez azonban korántsem jelenti azt, hogy az így kapott együtthatók megbízhatóak lennének. Ha megcsonkítunk egy panel adatsort, csak abban az esetben nem követünk el mintavételi torzítást (HECKMAN, 1979), ha a kihagyni kívánt megfigyelések véletlenszerűen jelennek meg, azaz a 0 exportok nem hordoznak magukban információt. Ha ezt feltételezzük a kereskedelmi adatokról, akkor megfelelünk a jelenleg érvényben lévő kereskedelemelméleti főáram egyik fontos szeletéről, a heterogén vállalatok viselkedését magyarázó elképzelésekről. E szerint lehetséges ugyanis, hogy adott viszonylatban azért nincs regisztrált exportáramlás, mert akkorák a kereskedelem fix költségei, hogy egyetlen vállalat számára sem lesz kifizetődő a termékének kivitele az adott piacra⁴⁶. Igaz ugyanakkor, hogy esetemben az összes megfigyelt áramlásnak csupán 3 ezreléke (43 a 13520-ból) nulla, ezért az így bekövetkező torzítás ebben a modellben gyakorlatilag elhanyagolható. Mégsem ajánlható ez a módszer általános megoldásként, hiszen amennyiben több zéró exporttól kell megszabadulni, empirikus modellünk nem fogja igazolni az elméleti összefüggéseket.

További torzítást és inkonzisztenciát okozhatnak még a kihagyott, de releváns változók. Ez a fajta torzítás alapvetően kétféleképpen jelentkezhet: (1) abban az esetben, ha a kihagyott változó korrelál a modellben szereplő változókkal, akkor minden ilyen változó együtthatója torzított lesz; (2) abban az esetben pedig, amikor a kihagyott változó egyik bent szereplő változóval sem korrelál, akkor a közelítő értékek lesznek torzítottak, ami miatt sérül az „adding up” összefüggés (RAMANATHAN, 2003). A becslt és a megfigyelt áramlások összegének – szinte tökéletes – egyezése arra utal, hogy a (2) eset ebben a modellben nem áll fenn. A gravitációs irodalomban azonban a kihagyott változó miatti torzítás leggyakrabban a multilaterális kereskedelmi akadályok nem megfelelő kontrollálása miatt szokott bekövetkezni. A – BALDWIN – TAGLIONI (2007) nyomán

⁴⁶ Mindez persze iparági vagy termékszintű kereskedelmi adatoknál fordul elő nagyobb számban, azonban az 1990-es évek közepén például Málta vagy Bulgária esetén még aggregált szinten sem vethetjük el ennek eshetőségét.

összeállított – specifikációmnak elviekben teljesen le kellene fednie ezeknek a tényezőknek a hatását. FALLY (2015) – elméletileg meglehetősen alátámasztott – intelmei azonban azt is nyilvánvalóvá teszik, hogy az országspecifikus fix hatások egy OLS becslésben nem alkalmasak arra, hogy hibátlanul megragadják a multilaterális kereskedelmi akadályokat. Ennek köszönhetően sajnos a költségelemek ($eu_{ij,t}$, $cur_{ij,t}$, $border_{ij,t}$) koefficiensei minden bizonnyal torzítottak⁴⁷, ezért bármiféle következtetés belőlük inkorrekt megállapításokhoz vezethet. *A csonkított panelen végrehajtott OLS becslés tehát – annak ellenére, hogy hatásosabb, mint a 0 exportokat (módosítva) tartalmazó regresszió, valamint több mutató alapján is megbízhatónak tűnik – továbbra is torzítástól szenved, és inkonzisztens, részben a mintavétel, részben pedig a multilaterális kereskedelmi akadályok nem megfelelő szerepeltetése miatt.*

II.2.4. Az első modellváltozatból levonható tanulságok

A fentiek alapján a – kiindulási pontnak tekintett – alapspecifikációból az alábbi következtetéseket tudom levonni. *A felépített mintán végrehajtott OLS (LSDV) becslésnek több gyenge pontja is van. Egyrészt a zéró exportok alternatív beemelése megbízhatatlan – azaz torzított, inkonzisztens és a hozzáadott konstans nagyságától nagyban függő – eredményeket ad. A torzítás, és inkonzisztencia látható jele („adding up”) nagymértékben csökkenthető, ha megszabadulunk a problémás (0 exportokat tartalmazó) megfigyelésektől. A becsült áramlások összege ekkor gyakorlatilag megegyezik a megfigyelt áramlások összegével. A becslés mégis további gondokkal küzd. A nem véletlen mintavétel is torzításokat okoz (bár nálam ez elhanyagolható a 0 export meglehetősen kicsi aránya miatt). Ezenfelül, a multilaterális kereskedelmi akadályok nem megfelelő beemelése (országspecifikus fix hatások) további torzításnak és inkonzisztenciának teheti ki paraméterbecsléseket mindaddig, amíg az OLS eljárással dolgozunk. Ezek alapján egyelőre érdemi következtetéseket nem lehet levonni a határhatások alakulásából a visegrádi országok kereskedelmi integrációját illetően.*

A felmerült nehézségek megoldására alapvetően két lehetőség kínálkozik. Egyrészt továbbra is kitartok a legkisebb négyzetek módszere mellett, viszont a multilaterális kereskedelmi akadályokat BAIER – BERGSTRAND (2009) írásához hasonlóan, közvetlenül szerepeltetem az egyenletben. Másrészt nem-lineáris

⁴⁷ A becslésekben megnyilvánuló torzítást a második modellváltozatban igyekszem kimutatni és kontroll alatt tartani.

becslőfüggvények (PPML, GPML, MPML) felé fordulok, amik természetüknél fogva képesek kezelni a nulla megfigyeléseket, valamint jó alternatívát jelentenek a torzítás, inkonzisztencia és heteroszkedaszticitás jelentette pontatlanság elkerülésére.

II.3. A MÁSODIK MODELLVÁLTOZAT BECSLÉSE

Az első modellspecifikációnak tehát alapvetően két gyenge pontja van. Az egyik a 43 darab zéró export, a másik az a torzítás, aminek az OLS becslés még ezen felül is ki van téve. A második modellváltozat ezekre a kihívásokra igyekszik megoldást találni. Először úgy, hogy ne kelljen elvetni a legkisebb négyzetek módszerét, majd különböző pseudo-maximum likelihood eljárások (poisson, gamma és multinomiális) tesztelésével vizsgálja felül az OLS becslés eredményeit.

II.3.1. A második modellváltozat felépítése

Az első újítást a korábbiakhoz képest a mintában történő változtatás jelenti, amire alapvetően azért van szükség, hogy olyan kiegyensúlyozott panel adathalmazt kapjunk, amiben nincs nulla exportforgalom. Az adatsor részletes felépítését a következő alfejezet taglalja. Az igazán lényeges módosítás a változókkal kapcsolatos. A nem megfigyelhető multilaterális kereskedelmi akadályokat nemcsak fix hatásokkal, hanem közvetlenül – a megfigyelhető bilaterális költségtényezők bizonyos kombinációjával – is kontrollálom. Ehhez BAIER – BERGSTRAND (2009) elsőrendű log-lineáris Taylor-sorfejtését alkalmazva az alábbiak szerint alakítom át a kiindulási alpnak tekintett (5) gravitációs egyenletet:

$$\ln X_{ij} = \beta_0 + \ln Y_i + \ln Y_j + \delta \ln t_{ij} + \gamma MRT_{ij} + \varepsilon_{ij} \quad (9)$$

ahol Y_i (Y_j) i (j) ország jövedelmét jelenti, t_{ij} a megfigyelhető bilaterális költségtényezők függvényeként adódik ((7) egyenlet), MRT_{ij} pedig a sorfejtés eredményeként kifejezett multilaterális kereskedelmi akadályokat jelenti⁴⁸, azaz:

⁴⁸ Vegyük észre, hogy a multilaterális kereskedelmi akadályok itt párjellegű változóként tűnnek fel, holott ANDERSON – VAN WINCOOP (2003) elméleti levezetésében országspecifikusak. BAIER – BERGSTRAND (2009, p. 11) sorfejtésében is először külön tűnnek fel az MR tagok i illetve j országra, viszont ez nálam az országspecifikus fix hatások miatt nem kivitelezhető. Az eredetivel ekvivalens megoldás viszont párjellegű változóként definiálni ezeket a tényezőket, ahogy egyébként a tanulmánya későbbi részében BAIER –

$$MRT_{ij} = MRdist_{ij} + MRadj_{ij} + MRlang_{ij} + MRcur_{ij} + MReu_{ij} + MRborder_{ij}, \quad (10)$$

ahol

$$MRdist_{ij} = \sum_{k=1}^N \theta_k \ln D_{ik} + \sum_{k=1}^N \theta_k \ln D_{jk} - \sum_{k=1}^N \sum_{l=1}^N \theta_k \theta_l \ln D_{kl}, \quad (11)$$

valamint

$$MRadj_{ij} = \sum_{k=1}^N \theta_k adj_{ik} + \sum_{k=1}^N \theta_k adj_{jk} - \sum_{k=1}^N \sum_{l=1}^N \theta_k \theta_l adj_{kl}, \quad (12)$$

ahol $\theta_{k(l)}$ a súlyt, azaz $k(l)$ -adik partnerország jövedelmének arányát jelenti az országok együttes jövedelméhez képest. N a mintában szereplő országok számát takarja. A multilaterális kereskedelmi akadályok további négy tagja ($MRlang_{ij}$, $MRcur_{ij}$, $MReu_{ij}$, $MRborder_{ij}$) a (12) *egyenlet* alapján, analóg módon számítható. A hat MR tényező tehát nem más, mint az importáló és az exportáló fél összes partnerország felé megnyilvánuló súlyozott átlagos költségének, valamint a mintában szereplő összes ország között megnyilvánuló súlyozott átlagos költségnek egy függvénye.

A multilaterális kereskedelmi akadályok efféle értelmezése megbízhatóbb eredményekre vezethet, mint az előző modellspecifikáció, ahol kizárólag országspecifikus fix hatásokkal próbáltam kontrollálni hatásukat. FALLY (2015) ugyanis részletes elemzésében bebizonyította, hogy OLS és sok egyéb becslési módszer⁴⁹ esetén az országdummykkal nem tudjuk torzításmentesen megragadni a multilaterális akadályok befolyásoló hatását.

Az idődimenzió bevezetése valamint az imént kifejtett elméleti megfontolások az alapspecifikációhoz (7-es *egyenlet*) hasonló fix hatású panelregressziós keretet eredményeznek (12, 19, 20, 21 *egyenletek*), ahol – a PPML és az MPML becslések

BERGSTRAND (2009, p. 13) is teszi. Ez azért hasznos, mert – a GDP-súlyoknak köszönhetően – a multilaterális kereskedelmi akadályok mindegyik tagja változik az időben, és így beemelhető a fix hatású modellbe.

⁴⁹ A szerző a PPML-t nevezte meg az egyetlen kivételnek.

kivételével – az MR tényezőkkel kiegészítve ragadom meg az alternatív kereskedelmi partnerekkel szembeni átlagos költségeket.

II.3.2. A második modellváltozathoz felépített minta jellemzői

Az első modellspecifikációban használt adatbázison alapvetően kétféleképpen módosítok. Az első, hogy megszabadulok a zéró exportoktól, de nem az adatok manipulálásával, hanem egy új, kiegyensúlyozott panel adatsor létrehozásával. A másik változtatás a multilaterális kereskedelmi akadályokhoz kapcsolódik, amiket közvetlenül emelek be a modellbe, és ehhez új változók definiálására van szükség.

Annak tudatában, hogy európai országokat és aggregált áruforgalmakat vizsgálok, valamint az adatok megbízható forrásból (UNComtrade) származnak, viszonylag egyszerűen orvosolható a 0 kereskedelem problémája úgy, hogy csak pozitív áruforgalmat tartalmazó, kiegyensúlyozott panel minta álljon össze. Először is meg kell szabadulni a problémás országoktól (Málta, Ciprus, Hollandia, Belgium-Luxemburg), valamint kezdő évnek 1996-ot célszerű választani. Ciprus és Hollandia esetén ugyan nem tapasztaltam 0 megfigyelést korábban, a következő adatbázis kedvéért mégis kihagyom őket is a minta országai közül. Ciprust ugyanis előszeretettel mellőzni szokták Máltával együtt az európai árukereskedelemmel foglalkozó empirikus vizsgálatok a meglehetősen bizonytalanul dokumentált és viszonylag alacsony áruforgalmuk miatt. Hollandia szerepeltetésétől pedig pontosan amiatt a Rotterdam-Antwerpen hatás miatt tekintek el, ami miatt Belgium-Luxemburg esetén többször negatív belföldi kereskedelmet becsültem.

Így ebben a specifikációban összesen az EU 22 országával⁵⁰ dolgozom, a vizsgált időhorizont pedig 1996-2014, viszont ezúttal nem minden év adatát veszem figyelembe. CHENG – WALL (2005) szerint ugyanis sokan kritizálják az évenkénti keresztmetszetekből összeállított panelelemzéseket azért, mert a függő és magyarázóváltozók nem tudnak egy év alatt megfelelően igazodni egymáshoz. Más szóval, könnyen előfordulhat, hogy az adott évi kereskedelmet az előző évi is befolyásolja, azaz dinamikus hatások lépnek fel. Ilyenkor késleltetett változók és

⁵⁰ Ausztria, Bulgária, Csehország, Dánia, Egyesült Királyság, Észtország, Finnország, Franciaország, Görögország, Írország, Lengyelország, Lettország, Litvánia, Magyarország, Németország, Olaszország, Portugália, Románia, Spanyolország, Svédország, Szlovákia, Szlovénia.

bonyolult dinamikus panelmódszerek bevezetése helyett⁵¹ úgy is el lehet járni, hogy több éves szünetet hagyunk a megfigyelések között, amire kellően hosszú időtáv esetén reális esély mutatkozik (CHENG – WALL, 2005; BERGSTRAND et al., 2015). Mindezt megfontolva, az 1996-os kezdőév után 1998-at, majd pedig minden negyedik évet veszem csupán figyelembe, azaz tulajdonképpen 6 különböző év keresztmetszetéből áll össze a panel adatsor⁵². Így összességében 2904 (22X22X6) – kizárólag pozitív exportokat tartalmazó – megfigyeléssel tudok dolgozni.

A második kihívás, aminek eleget próbálok tenni ezzel a modellváltozattal, nem más, mint az első specifikáció OLS becslésekor keletkező torzítás elkerülése, ami részben abból fakadhat, hogy – a legkisebb négyzetek és több egyéb becslési eljárás során – még az időben változó országspecifikus fix hatásokkal sem tudjuk megfelelően megragadni a multilaterális kereskedelmi akadályokat (FALLY, 2015). A megoldást BAIER – BERGSTRAND (2009) elsőrendű Taylor-sorfejtésében látom, mely szerint a meg nem figyelhető multilaterális kereskedelmi akadályok megfigyelhető költségtényezők függvényeként írhatóak fel. Nálam – a (6) *egyenlet* alapján – hat költségtényező merül fel (távolság, közös szárazföldi határ hiánya, eltérő nyelvek, különböző valuta, EU-hoz nem tartozás, valamint a határhatás), amikkel a (10)-(12) *egyenleteknek* megfelelően tudom kontrollálni ANDERSON – VAN WINCOOP (2003) kereskedelmi akadályait.

A költségelemeket a (6) *egyenletet* követően már definiáltam, sőt az időben változóakra ki is tértem, mivel azok az első modellváltozatba külön be lettek emelve. Az időben állandó párjellegű tényezők néhány jellemzőit viszont most mutatom be. Bilaterális távolságon – HEAD – MAYER (2002) érvelését megfontolva – két ország legjelentősebb városainak súlyozott, harmonikus átlagos távolságát értem. Ugyanez igaz a belföldi kereskedelmi távolságokra is. Az adatokat a CEPII Geodist adatbázisából vettem, ahol az adatfelvevők a számításkor 2004-es népességsúlyokkal dolgoztak. A nyelvekre vonatkozó dummy esetén csak a hivatalosan (de jure) elfogadott nyelveket veszem figyelembe. A szomszédsággal összefüggő bináris változót a közös szárazföldi határok alapján állítottam össze. A modellben szereplő magyarázó változók összesítő statisztikája a melléklet M9. *táblázatában* található.

⁵¹ A dinamikus panelregresszió futtatása gravitációs keretben komoly problémákat vet fel (lásd. DE BENEDICTIS – TAGLIONI, 2011; KABIR et al., 2017), ezért eddig csak elvétve és kevés sikerrel próbálkoztak ezzel a kutatók (DE BENEDICTIS et al., 2005; DE BENEDICTIS – VICARELLI, 2005; FIDRMUC, 2009).

⁵² A dinamikus hatás eltűnéséhez több évre van szükség. Alapvetően négyéves szakaszokra kívántam felosztani a vizsgált 18 éves periódust, ehhez azonban egyszer egy kétéves ugrásra is szükség volt. Úgy esett a választás erre a felosztásra, hogy a kezdeti éven kívül szerepeljen még egy év, amikor nem volt bevezetve az euró (1998), onnantól pedig egyenlő, négyéves periódusok legyenek az időszak végéig.

Ebben a specifikációban a gravitációs modell másik alapváltozójára, a jövedelemre is szükségem van, de nem önálló változóként, hanem súlyként az MR tényezők értékeinek kiszámolásához. Ehhez – folyó évi dollárban kifejezett – nominális GDP-ket használok, amiket a World Development Indicators (WDI) adatbázisból gyűjtöttem ki. Az évenként változó országhatásokból – a tökéletes multikollinearitás elkerülését szem előtt tartva – ezúttal 105-105 darabot (5X21) szerepeltetek az egyenletben, míg párdummyból összesen 483 darab van (22X22-1).

II.3.3. A második modellváltozat becsléseinek eredményei

Ebben a modellváltozatban tehát úgy alakítottam az adatsort, hogy ne is merüljön föl a nulla kereskedelem problémája. Emellett, a számított MR tagokkal a multilaterális kereskedelmi akadályokat közvetlenül kontrollálom. Mindezek lehetővé teszik, hogy az első specifikációban felmerülő torzítást elkerüljük. A lehető legjobb becslés eléréséhez azonban a hatásosságot is szem előtt kell tartani, ami alternatív módszerek (PML becslések) tesztelését is szükségessé teszi. A specifikációból levont végső következtetések ezért, a különböző eljárások összevetésén alapulnak.

II.3.3.1. Az OLS/LSDV becslés eredményei

A második modellspecifikáció kiértékelését tehát az OLS becslés eredményeivel kezdem, melyeket – a fentebb részletezett módosítások után – az alábbi egyenletből kapok:

$$\ln X_{ij,t} = \beta_0 + \beta_1 cur_{ij,t} + \beta_2 eu_{ij,t} + \alpha_{ij} + \varphi_{it} + \omega_{jt} + \sum_M \rho^M MR_{ij,t}^M + \sum_R \gamma^R border_{ij,t}^R + \varepsilon_{ij,t}, (13)$$

ahol az M felsőindex a különböző költségfajtákat szimbolizálja, melyekből egyenként áll össze a multilaterális kereskedelmi akadály. A hat tag paramétereit ρ^M szemlélteti. A további változók illetve jelölések a (8) egyenletben ismertetettekkel azonosak.

A (13) egyenlet OLS együtthatóiban már elméletileg nincs vagy elhanyagolható mértékű a torzítás és az inkonzisztencia. A regressziót tehát már érdemes kiértékelni és további teszteknek alávetni annak érdekében, hogy valóban a lehető legjobb, azaz torzítatlan, konzisztens és hatásos becslést kapjunk a visegrádi országok kereskedelmi integrációjának alakulásáról.

3. táblázat: A második modellváltozatban bemutatott eljárás becslésének eredményei a kiindulási módszerrel összehasonlítva

	(1)	(2)
Függő változó	$\ln X_{ij,t}$	$\ln X_{ij,t}$
$\text{cur}_{ij,t}$	0,02 (0,041)	0,12*** (0,044)
$\text{eu}_{ij,t}$	-0,19*** (0,051)	-0,14*** (0,051)
$\text{mrlang}_{ij,t}$	-	-6,39 (4,682)
$\text{mradj}_{ij,t}$	-	23,19** (10,602)
$\text{mrcur}_{ij,t}$	-	0,41** (0,159)
$\text{mreu}_{ij,t}$	-	-8,78*** (2,778)
$\text{mrdist}_{ij,t}$	-	-1,84 (2,307)
$\text{mrborder}_{ij,t}$	-	32,61 (36,002)
const	9,33*** (1,49)	-20,31 (28,404)
RMSE (\$)	$1,95 \times 10^{10}$	$2,05 \times 10^{10}$
MAE (\$)	$2,45 \times 10^9$	$2,34 \times 10^9$
$100 * \frac{\sum_{ij} \widehat{X}_{ij}}{\sum_{ij} X_{ij}}$	100,8	100,7
N	2904	2904
Adj. R ²	0,984	0,985

Megjegyzés: Az eredmények a (13) egyenlet becsléséből származnak. N a megfigyelések számát jelöli. $\text{Adj. } R^2$ a – szabadságfokokkal kiigazított – determinációs együtthatót jelenti. RMSE az átlagos eltérésnégyzet gyöke. MAE az átlagos abszolút hibákat mutatja. Const az egyenlet konstans tagját, azaz β_0 -t takarja. **,*** esetén az adott paraméter statisztikailag különbözik 0-tól rendre 5 illetve 1%-os szignifikancia szinten. $\hat{X}_{ij}$ i ország bilaterális exportjának – a modell által számított – értékét jelöli j országba, x_{ij} pedig a megfigyelt exportforgalmat jelenti ugyanebben a viszonylatban. Az MR előtag a multilaterális kereskedelmi akadályokat takarja az adott költségtényezőben kifejezve. A paraméterek alatti zárójelben a heteroszkedaszticitás-robosztus standard hibák vannak feltüntetve. Az évenként értelmezett országhatások, az országpár-hatások, valamint a határhatások paraméterei nem szerepelnek. Utóbbiak a 4. táblázatban találhatók.

Forrás: A szerző számításai.

Az eredményeket az alapspecifikációhoz viszonyítva részletezem. Mivel azonban a vizsgált minta nem egyezik az első modellváltozatban használttal, az új becslést nem az ott tárgyalt eredményekkel hasonlítom össze, hanem kiindulási alapként az újonnan felépített adatsoron lefutott – (8) *egyenletnek* megfelelő - regresszió becslését tekintem, ahol a multilaterális kereskedelmi akadályok hatását kizárólag az exportőrré és az importőrré évenként értelmezett bináris változókkal igyekszem kontrollálni. Amennyiben helytálló BALDWIN - TAGLIONI (2007) azon feltételezése, hogy az időben változó országspecifikus hatások torzításmentesen képesek megragadni a multilaterális kereskedelmi akadályok teljes hatását, a két specifikáció becsült paramétereinek gyakorlatilag meg kell egyezniük. Az eredményeket a 3. és 4. táblázat foglalja össze. A táblák páratlan oszlopaiban található az alapbecslés, míg a párosokban azok az értékek, amiket a – költségtényezőkből konstruált – multilaterális kereskedelmi akadályokat tartalmazó regresszió adott.

A kapott eredmények interpretálását illetve a két specifikáció összehasonlítását a 3. táblázat alján kezdem. Elsőre sok különbség nem látszik a két módszer között. Az R^2 mutató gyakorlatilag megegyezik. Látható, hogy a Jensen-egyenlőtlenség miatt bekövetkező torzítás mindkét esetben minimális, azaz a modell által visszabecsült exportértékek összege szinte tökéletesen megegyezik (100,8% illetve 100,7%) a megfigyelt exportok összegével. A hibák közötti különbség is elhanyagolható.

Az egyetlen érdemi különbség a két becslés között a közös valuta paraméterében mutatkozik. A közvetlenül kontrollált multilaterális kereskedelmi akadályokkal lefutott modellváltozatban – az alapbecsléshez képest – az euró bevezetése szignifikáns, negatív hatást mutat. A modell szerint mielőtt még csatlakozott volna két ország az Eurózához, 12,7%-kal többet ($100e^{0,12} - 100$) kereskedett egymással, *ceteris paribus*. Ez az eredmény némileg ellentmond az elméletnek, sőt az empirikus tapasztalatoknak is, bár túlzottan nagy pozitív hatást korábban sem tudtak bizonyítani az eurónak a szakemberek (BALDWIN – TAGLIONI, 2007; BUN – KLAASEN, 2002; FLAM – NORDSTRÖM, 2006). Az Unióhoz történő csatlakozás jelentősége némileg csökkent a csupán fix hatásokat tartalmazó becsléshez képest. Az új változat alapján (3. táblázat (2) oszlop) megállapítható, hogy a kelet-közép-európai országok EU-csatlakozása – a várakozásokkal némileg ellentétesen – önmagában is pozitívan járult hozzá egy átlagos országpár közötti kereskedelem növekedéséhez. Két partner átlagosan 13%-kal kevesebbet ($100 - 100e^{-0,14}$) kereskedett egymással addig, amíg legalább egyikük nem volt az EU tagja.

A 4. táblázatban láthatóak a határhatás együtthatókra kapott becslések. Vegyük észre, hogy a csökkenő trend megegyezik a két változat esetén, az egyes értékek pedig rendre csak minimálisan különböznek ((1), (3), és (5) oszlop versus (2), (4) és (6) oszlop).

A fentiek alapján kijelenthető, hogy bár FALLY (2015) meglátásait érdemes figyelembe venni, ebben az esetben nem látványos az a torzítás, ami a multilaterális akadályok kizárólag fix hatásokon keresztüli kontrollálásából keletkezik. Általános érvényű következtetéseket a torzítás tényleges mértékéről ugyanakkor csak szimulációs modellekkel lehetne levonni. A magyarázó változók becsült paramétereiben lévő minimális különbségek esetében mégis azt sugallják, hogy nagy hibát nem követünk el azzal, ha OLS eljárás esetén a többoldalú kereskedelmi akadályokat nem a Baier–Bergstrand-féle tényezőkkel, hanem csupán időben változó ország fix hatásokkal ragadjuk meg.

4. táblázat: A második modellváltozatban becsült határhatás együtthatók

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Régió	V4	V4	Balti	Balti	Egyéb EU	Egyéb EU
Függő változó	$\ln X_{ij,t}$	$\ln X_{ij,t}$	$\ln X_{ij,t}$	$\ln X_{ij,t}$	$\ln X_{ij,t}$	$\ln X_{ij,t}$
1998	0,48*** (0,152)	0,48*** (0,154)	0,27 (0,276)	0,27 (0,276)	0,26 (0,181)	0,27 (0,174)
2002	1,15*** (0,157)	1,13*** (0,158)	0,96*** (0,26)	0,94*** (0,26)	0,43*** (0,154)	0,41*** (0,146)
2006	1,68*** (0,152)	1,67*** (0,153)	1,26*** (0,264)	1,24*** (0,264)	0,5*** (0,155)	0,5*** (0,149)
2010	2,00*** (0,157)	1,97*** (0,158)	1,68*** (0,248)	1,65*** (0,248)	0,52*** (0,174)	0,54*** (0,167)
2014	2,42*** (0,159)	2,39*** (0,161)	2,20*** (0,257)	2,18*** (0,255)	0,68*** (0,212)	0,7*** (0,203)
Multilaterális kereskedelmi akadályok kontrollálása	csak fix hatás	fix hatás + MR tényezők	csak fix hatás	fix hatás + MR tényezők	csak fix hatás	fix hatás + MR tényezők

Megjegyzés: A határhatás-paraméterek 3. táblázat eredményeihez tartoznak és a (13) egyenlet becsléseiből származnak. A koefficiensek a határhatások változását mutatják az 1995-ös szinthez képest. A **,*** szimbólumok esetén az adott paraméter statisztikailag különbözik 0-tól rendre 5 illetve 1%-os szignifikancia szinten. A paraméterek alatti zárójelben a heteroszkedaszticitás-robosztus standard hibák vannak feltüntetve.

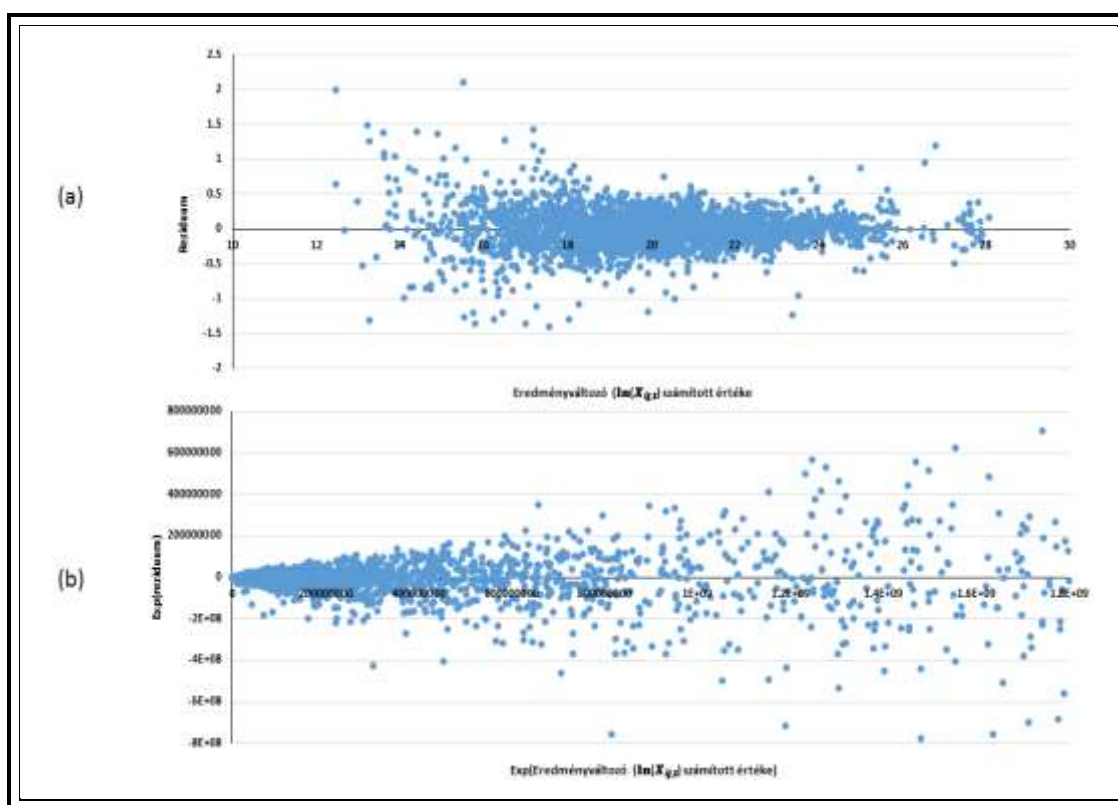
Forrás: A szerző számításai.

A második modellváltozat becslése (3. táblázat (2) oszlop, valamint 4. táblázat (2), (4) és (6) oszlop) tehát megbízhatóbb, mint az összes idáig felvetett verzió, hiszen torzításmentes és konzisztens. A kereskedelmi integrációra vonatkozó első következtetéseimet ezért a 4. táblázat (2), (4) és (6) oszlopai alapján vonom le.

Amint azt korábban már említettem, a határdummyk együtthatói esetében azt mutatják meg, mennyivel csökkent a határhatás nagysága a kezdő évihez képest, vagy másképp mennyivel nőtt a – belföldi kereskedelemhez viszonyított – nemzetközi áruforgalom intenzitása 1996 óta. A kapott együtthatók alapján a határhatás folyamatosan csökkent mind a három vizsgált régióban. A legdinamikusabb beilleszkedést a belső piac folyamataiba a visegrádi országok mutatták, ahol a belföldi kereskedelmi partnerek túlzott preferálása 2002-ben az 1996-ban mértnek nagyjából már csak egyharmada ($1/e^{1,13}$) volt, átlagosan. 2014-ben pedig már 10,9-szer ($e^{2,39}$) mélyebb integritásról árulkodik ez a mutató a két évtizeddel korábbi szinthez képest. A balti országok beilleszkedése az EU egységes piacának árukereskedelmébe is hasonló dinamizmust mutat. Tíz év alatt 71%-kal ($100 - 100/e^{1,24}$) tudott csökkenni a torzulás a belföldi piacok felé, átlagosan. Az időszak végére pedig a hazai partnerek – külföldiekkel szemben tapasztalt – preferálásának mértéke már csak 1/9-e ($1/e^{2,18}$) volt a 18 évvel azelőttinek. A maradék 15 uniós ország átlagos határhatás mutatói kevésbé csökkentek a majd 20 éves periódus alatt, ám mivel meglehetősen heterogén csoportról van szó, ezek az átlagos értékek minden bizonnyal kevésbé illeszkednek az egyes országok egyedi határhatás mutatóihoz.

Mielőtt azonban véglegesen elfogadnánk ezeket az eredményeket, érdemes ellenőrizni, hogy valóban a legjobb torzításmentes paraméterbecsléseket kaptuk-e, azaz nincs-e esetleg egy másik becslés, ami hatásosabb eredményeket ad. A korábban említett Jensen-egyenlőtlenség ugyanis továbbra is fennáll, ami heteroszkedaszticitást okozhat, ezért grafikus és formális teszteknek is célszerű alávetni a reziduumokat. Ha nem teljesül ugyanis a homoszkedaszticitás, azaz a hibatagok azonos szórásúsága, a becslt együtthatók nem lesznek hatásosak. Heteroszkedaszticitásról alapvetően akkor beszélünk, ha a reziduumok függnek egyes magyarázó változó(k)tól. Erre a tényre rámutathatunk egy olyan pontdiagrammal, ahol a hibatagok számított értékeit az egyik – a heteroszkedaszticitást vélhetően okozó – jobb oldali változó, vagy az eredményváltozó becslt értékeinek függvényében ábrázoljuk. Mivel esetemben a várható

heteroszkedaszticitás oka és struktúrája nem ismert, ezért én a függő változó – modell által becsült – értékei valamint a reziduumok közötti összefüggést szemléltetem. Az 5a. és még inkább az 5b. ábra alapján erősen megkérdőjelezhető a homoszkedasztikus reziduumok feltételének teljesülése. Előbbi – az inputadatok logaritmikus transzformációjának köszönhetően – kevésbé árulkodik erről. Utóbbi diagram alapján viszont, ahol a közelítő értékek és hibatagok antilogaritmusát ábrázolom, az látszik körvonalazódni, hogy nagyobb áramlások esetén a modell szisztematikusan egyre többet téved, azaz sérül a maradéktag azonos szórásúságának, vagyis a hatásos becslés feltételének teljesülése.



5. ábra: A heteroszkedaszticitás grafikus tesztelése

Forrás: A szerző számításai.

Az ábrázoláson kívül szükségünk van formális tesztekre is ahhoz, hogy megbizonyosodjunk a heteroszkedaszticitásról. Az egyik legnépszerűbb lehetőség erre a Lagrange-multiplikátor-próba, aminek négy változatát is elvégzem. A vélhető heteroszkedaszticitásnak ugyanis nem ismerem a struktúráját, ezért azt – a (13) egyenlet

fix hatású OLS becsléséből kapott reziduumokat felhasználva – az alábbi segédregressziókkal ragadom meg:

$$\hat{\varepsilon}_{ij,t}^2 = \alpha_0 + \alpha_1 cur_{ij,t} + \alpha_2 eu_{ij,t} + \alpha_{ij} + \varphi_{it} + \omega_{jt} + \sum_M \gamma^M MR_{ij,t}^M + \sum_R \gamma^R border_{ij,t}^R, \quad (14a)$$

$$|\hat{\varepsilon}_{ij,t}| = \alpha_0 + \alpha_1 cur_{ij,t} + \alpha_2 eu_{ij,t} + \alpha_{ij} + \varphi_{it} + \omega_{jt} + \sum_M \gamma^M MR_{ij,t}^M + \sum_R \gamma^R border_{ij,t}^R, \quad (14b)$$

$$\ln(\hat{\varepsilon}_{ij,t}^2) = \alpha_0 + \alpha_1 cur_{ij,t} + \alpha_2 eu_{ij,t} + \alpha_{ij} + \varphi_{it} + \omega_{jt} + \sum_M \gamma^M MR_{ij,t}^M + \sum_R \gamma^R border_{ij,t}^R, \quad (14c)$$

és

$$\hat{\varepsilon}_{ij,t}^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \hat{Z}_{ij,t} + \alpha_2 \hat{Z}_{ij,t}^2, \quad (14d)$$

ahol

$$Z_{ij,t} = \ln(X_{ij,t}). \quad (15)$$

A (14a), (14b) és (14c) egyenletek, ahol a paramétereket ezúttal α -val jelölöm, rendre a Breusch–Pagan-, a Glesjer- és a Harvey–Godfrey-próba segédregressziói, melyek szerint a reziduum abszolút értékét, annak négyzetét, valamint négyzetének logaritmusát magyarázom az eredeti független változókkal. A (14d) egyenlet pedig a White-próba egyszerűsített formája. Itt a négyzetre emelt reziduumokat a (13) gravitációs egyenlet eredményváltozójának számított értékeivel és azok négyzetével magyarázom. Az eredeti White-próba egyenletének jobb oldalán az összes magyarázó változónak, azok négyzetének, valamint keresztszorzatának kellene szerepelnie, viszont ez túlzottan sok változót, azaz egy megbecsülhetetlen regressziót eredményezne. Mivel azonban $\hat{Z}_{ij,t}$ függ az összes független változótól, $\hat{Z}_{ij,t}^2$ pedig azok négyzetétől és keresztszorzatától, a (14d) egyenlet egy megvalósítható alternatívája a White-próbának (RAMANATHAN, 2003).

A homoszkedasztikus reziduumokra vonatkozó nullhipotézis vizsgálatához szükséges próbastatisztikákat a segédregressziók használatával úgy kapom meg, hogy a megfigyelések számát megszorozom a becslések kiigazítatlan R^2 mutatóival. A tesztek eredményét az 5. táblázat tartalmazza. Az adott próba első sorában rendre a

próbatasztika értéke, míg a második sorában a nullhipotézis elfogadására vonatkozó p -érték szerepel. A négy próba alapján egyértelműen elutasítható a nullhipotézis, tehát a modellben heteroszkedaszticitás van.

További ellenőrző statisztikára ad lehetőséget a módosított Wald teszt is, amivel – panelregressziók esetén – a csoportszintű homoszkedaszticitás teljesülése vizsgálható. A tesztstatisztika eredménye szerint, ami ismételten nagyon alacsony p -értéket vesz fel, a reziduumok nemcsak összességükben, hanem az országpárok szintjén is heteroszkedaszticitást mutatnak.

5. táblázat: A homoszkedaszticitásra vonatkozó nullhipotézis tesztjei

<u>Breusch–Pagan-próba (0,001 küszöbérték = 837,598)</u>
chi2 (715) = 1351,81 Prob > chi2 = 0,000
<u>Glesjer-próba (0,001 küszöbérték = 837,598)</u>
chi2 (715) = 1622,46 Prob > chi2 = 0,000
<u>Harvey-Godfrey-próba (0,001 küszöbérték = 837,598)</u>
chi2 (715) = 1288,21 Prob > chi2 = 0,000
<u>White-próba (0,001 küszöbérték = 13,816)</u>
chi2 (2) = 413,53 Prob > chi2 = 0,000
<u>Módosított Wald teszt az országpár szintű heteroszkedaszticitásra</u>
chi2 (484) = $8,5 \times 10^5$ Prob>chi2 = 0,0000

Forrás: A szerző számításai.

A fix hatású OLS becslés tehát a heteroszkedaszticitás problémájával küzd. Igaz ugyan, hogy az együttthatók, sőt azok próbái is konzisztensek és torzításmentesek, mivel heteroszkedaszticitás-robosztus sztenderd hibákkal történt a becslés, maga az eredmény azonban – minden bizonnyal - nem a lehető legjobb. Létezhet egy másik torzítatlan és konzisztens becslés, ami hatásosabb eredményeket ad⁵³. A hatásosságról pedig BALÁZSI

⁵³ Az alapsecifikációnál felvetett Heckman-féle eljárás ezen a ponton vérezne el véglegesen, hiszen heteroszkedaszticitás esetén az a módszer sem képes megbízható eredményeket produkálni.

et al. (2014) olyan preferált tulajdonságként nyilatkozik, aminek teljesüléséért akár még bizonyos mértékű torzítás is eltűrhető a pontosabb becslés érdekében. Elemzésem ezért újabb becslőfüggvényeket is letesztel a hatásos eredmények érdekében.

Abban az esetben, ha ragaszkodunk a legkisebb négyzetek eljárásához, a hatástalanság kiküszöbölésére a megvalósítható általánosított legkisebb négyzetek (FGLS) módszere merülhet fel. Az FGLS tulajdonképpen egy olyan súlyozott legkisebb négyzetek (WLS) eljárást jelent, ahol a heteroszkedaszticitás ismeretlen struktúráját a $(13\ a,b,c,d)$ segédregressziók valamelyikével ragadjuk meg, és a maradéktag innen becsült szórásának reciprok értékét használjuk fel súlyként a becslés során. Az így kapott együtthatók némileg torzítottak ugyan a súlyozás miatt, a torzítás mértéke azonban a mintanagyság növekedésével elhanyagolhatóvá válik. Ennél sokkal fontosabb viszont, hogy konzisztens és az OLS módszernél hatásosabb – eredményeket lehet felmutatni. Az FGLS keresztmetszeti adatok esetén magától értetődő és jól működik. Panelvizsgálatkor viszont nem mindegy, hogy milyen az adatsor struktúrája. Ez a módszer csak olyan adatbázison ad megbízható becslést, ahol a keresztmetszeti megfigyelések száma (n) viszonylag kicsi, az időperiódusok (T) száma pedig viszonylag nagy (BECK – KATZ, 1995). Az én mintámra pont az ellentéte jellemző, hiszen $n = 484$ és $T = 6$, ezért az FGLS nem jöhet szóba olyan potenciális becslőfüggvényként, ami jobb eredményeket ad a fix hatású OLS-nél.

Ahhoz tehát, hogy az LSDV becslésnél hatásosabb paramétereket kapjak, a nem-lineáris, pseudo-maximum likelihood eljárások felé kell fordulnom.

II.3.3.2. Pseudo-maximum likelihood becslések és azok eredményei

Ahogy láttuk, az első modellspecifikációban felmerülő problémákat részben sikerült megoldani a második modellváltozatban, igaz ehhez szűkíteni kellett a mintát, ami felvetheti a reprezentativitás problémáját. Ezenkívül rámutattam arra, hogy a heteroszkedasztikus reziduumok hatástalan együtthatókhoz vezetnek a log-lineáris modellben. A harmadik modellváltozatban olyan nem-lineáris becslőfüggvényekkel dolgozok, melyek elméletileg egyszerre képesek kezelni az eddig felmerült összes problémát, és így működőképes alternatívát jelentenek az OLS-szel szemben. Az irodalom-összefoglalóból világosan látszik, hogy a különböző pseudo-maximum likelihood eljárások jöhetnek leginkább szóba megoldásként. Ezekkel a becslőfüggvényekkel a zero exportforgalmakat – amennyiben jelentkeznek –

információtartalmuknak megfelelően, természetes módon tudjuk kezelni. Nem szükséges ugyanis többé az adatok manipulálása, vagy az adathalmaz megcsonkítása.

A pseudo-maximum likelihood módszerek különlegességét és egyben megbízhatóságát az adja, hogy a becsült együtthatók még akkor is konzisztensek lesznek, ha a likelihood függvény rosszul specifikált, elég, ha a feltételes várható érték megfelelően van definiálva (MANNING – MULAHY, 2001). Az én esetemben a gamma (GPML), a poisson (PPML) illetve a multinomiális (MPML) pseudo-maximum likelihood eljárásokat érdemes górcső alá venni, és az általuk kapott eredményeket összevetni egymással, valamint a korábbi log-lineáris becslés eredményeivel.

A GPML és a PPML módszer közötti különbség legegyszerűbben az elsőrendű feltételek összehasonlításával szemléltethető (HEAD – MAYER, 2014). Tegyük fel, hogy a gravitációs modellt az alábbi egyenlettel ragadjuk meg:

$$X_{ij} = \exp(Z_{ij}\beta) \varepsilon_{ij} , \quad (16)$$

ahol az egyszerűség kedvéért X_{ij} az i és j ország között megfigyelt exportot jelenti, Z_{ij} az összes magyarázó változót jelöli csoportosítva, míg β a hozzájuk tartozó koefficienseket jelenti szintén csoportosítva. Az ε_{ij} szimbólum jelen esetben a multiplikatív hibát jelenti. Ekkor az egyenlet GPML és PPML becslése rendre a (17) és (18) egyenletben definiált elsőrendű feltételre épül:

$$\sum Z_{ij} \left(\frac{X_{ij}}{\hat{X}_{ij}} - 1 \right) = 0 , \quad (17)$$

illetve

$$\sum Z_{ij} (X_{ij} - \hat{X}_{ij}) = 0 , \quad (18)$$

ahol $\hat{X}_{ij}$ a bilaterális exportáramlás számított értéke. Vegyük észre tehát, hogy a PPML dollárban értelmezett, míg a GPML százalékos – várható értéktől vett – eltérésekkel dolgozik. A multinomiális PML becslés pedig ugyanazzal a feltétellel él, mint a PPML, annyi különbséggel, hogy az eredményváltozón az importáló ország GDP-jével elosztott exportértéket értjük. Vegyük észre, hogy a GPML becslés hasonló az OLS-hez, ahol az eltérések természetes alapú logaritmusban definiáltak, ami gyakorlatilag megegyezik a

százalékos eltérésekkel. Tehát, ha a korábban tárgyalt Jensen-egyenlőtlenség, és heteroszkedaszticitás nem jár együtt torzítással az OLS becslésben, akkor az ott kapott együtthatók nagyon közel lesznek a GPML együtthatóihoz, viszont a gamma becslés eredményei lesznek hatásosak, valamint azok teszik lehetővé a 0 exportok beemelését. Másrészt, ha a költségtényezők együtthatóinak GPML és OLS becslése nagyjából megegyezik, miközben a PPML paraméterek nagyon különböznek, akkor a feltételes várható érték, vagyis a modell, nem lett megfelelően definiálva, azaz a költségelemek hatását félre specifikáltuk (HEAD – MAYER, 2014).

Megfelelően definiált modell esetén azonban a PML módszerek hasonló nagyságrendű, torzításmentes és konzisztens becsléseket adnak. Ahhoz, hogy eldöntsük, melyik eljárás ad hatásosabb együtthatókat, meg kell vizsgálni, hogyan viszonyul a becsült variancia a várható értékhez. Az összefüggés az alábbi teszt regresszióval (továbbiakban MaMu-teszt) vizsgálható (MANNING – MULAHY, 2001; HEAD – MAYER, 2014):

$$\ln \hat{\varepsilon}_{ij}^2 = \alpha + \lambda \ln \hat{X}_{ij}, \quad (19)$$

ahol $\hat{\varepsilon}_{ij}$ egy adott becslésből kapott reziduumokat jelenti, λ pedig a kulcsparaméter a becslőfüggvények közötti választást illetően. Ha a lambda számított értéke közel van kettőhöz, akkor a GPML becslés ad hatásos eredményeket, ha viszont szignifikánsan különbözik kettőtől, és egyhez közelít, akkor a PPML/MPML becslés a jobb. A multinomiális PML és a PPML közötti választás pedig a Ramsey-féle RESET-teszten (RAMSEY, 1969), valamint egyéb – a hatásosságra vonatkozó – mutatókon (sztenderd hiba, RMSE, MAE) alapulhat. A RESET-teszt egyfajta vizsgálat a heteroszkedaszticitásra, illetve a modell félrespecifikálására. A teszt tulajdonképpen egy Wald próba, melynek során a modell által számított exportértékek négyzetét emeljük be az eredeti gravitációs egyenlet jobb oldalára. Amennyiben ennek a változónak az együtthatója nem nulla, akkor a feltételes várható érték nem lett jól specifikálva, így az eredmények nem hatásosak (FEENSTRA, 2015).

A második modellváltozathoz felépített mintán tehát a (20)-(22) egyenletek szerint végzem el a PML becsléseket, mégpedig rendre Poisson, gamma és multinomiális módszerrel.

$$X_{ij,t} = \exp \left(\beta_0 + \beta_1 cur_{ij,t} + \beta_2 eu_{ij,t} + \alpha_{ij} + \varphi_{it} + \omega_{jt} + \sum_R \gamma^R border_{ij,t}^R + \varepsilon_{ij,t} \right), \quad (20)$$

és

$$X_{ij,t} = \exp \left(\beta_0 + \beta_1 cur_{ij,t} + \beta_2 eu_{ij,t} + \alpha_{ij} + \varphi_{it} + \omega_{jt} + \sum_M \gamma^M MR_{ij,t}^M + \sum_R \gamma^R border_{ij,t}^R + \varepsilon_{ij,t} \right) \quad (21)$$

valamint

$$\frac{X_{ij,t}}{Y_{j,t}} = \exp \left(\beta_0 + \beta_1 cur_{ij,t} + \beta_2 eu_{ij,t} + \alpha_{ij} + \varphi_{it} + \omega_{jt} + \sum_R \gamma^R border_{ij,t}^R + \varepsilon_{ij,t} \right), \quad (22)$$

ahol $\exp$ az e alapú exponenciális függvényt jelöli, a többi jelölés a korábbi modellekével azonos. Vegyük észre, hogy a Taylor-sorfejtés alapján konstruált MR tényezők csak a gamma becslésben szerepelnek, FALLY (2015) bizonyítása szerint ugyanis PPML/MPML módszerek esetén az országspecifikus fix hatásokkal tökéletesen megragadhatóak a multilaterális kereskedelmi akadályok, ezért nincs szükség további változókra.

A főbb változók becsült paraméterei és a különböző tesztek eredményei a 6. táblázatban olvashatók. A három PML futtatást azzal az OLS becsléssel hasonlítom össze, amit korábban a 3. táblázat (2) oszlopában már szemléltettem és részleteztem. Az egyetlen probléma, amivel küzdött még az LSDV becslés, a heteroszkedaszticitás, és az abból fakadó hatástalanság. Ez a PML becsléseknél nem okoz gondot, azaz ezek az eredmények hatásosabbak az OLS-nél. A kérdés azonban az, hogy a három alternatíva közül, melyik fogadható el a legjobbként. A 6. táblázatból első pillantásra szembetűnik, hogy a két költségelem ($cur_{ij,t}$, $eu_{ij,t}$) GPML együtthatói gyakorlatilag megegyeznek az OLS becsléssel, míg az MPML, és főként a PPML paraméter értékek nagyon eltérőek a nagyságot, sőt az euró esetén az előjelet is tekintve. Mielőtt ennek jelentőségét elemezném, érdemes megvizsgálni a specifikációs tesztek eredményét.

6. táblázat: A négy potenciálisan működőképes módszer összehasonlítása

	(1)	(2)	(3)	(4)
Módszer	OLS/LSDV	PPML	GPML	MPML
Függő változó	$\ln X_{ij,t}$	$X_{ij,t}$	$X_{ij,t}$	$\frac{X_{ij,t}}{Y_{j,t}}$
cur _{ij,t}	0,12*** (0,044)	-0,41*** (0,083)	0,11*** (0,036)	-0,12*** (0,033)
eu _{ij,t}	-0,14*** (0,051)	-0,58*** (0,065)	-0,14*** (0,044)	-0,24*** (0,061)
MRlang _{ij,t}	-6,39 (4,683)	-	-5,74 (3,943)	-
MRadj _{ij,t}	23,19** (10,602)	-	22,83** (8,986)	-
MRcur _{ij,t}	0,41** (0,159)	-	0,43*** (0,136)	-
MReu _{ij,t}	-8,78*** (2,778)	-	-8,67*** (2,352)	-
MRdist _{ij,t}	-1,84 (2,307)	-	-1,91 (1,945)	-
MRborder _{ij,t}	32,61 (36,002)	-	32,74 (30,43)	-
Const	-20,31 (28,404)	-13,49*** (0,78)	-45,08* (24,007)	-12,8*** (0,741)
RMSE (\$)	$2,05 \times 10^{10}$	$2,11 \times 10^9$	$2,2 \times 10^{10}$	$2,09 \times 10^9$
MAE (\$)	$2,34 \times 10^9$	$5,21 \times 10^8$	$2,5 \times 10^9$	$5,35 \times 10^8$
$100 * \frac{\sum_{ij} \hat{X}_{ij}}{\sum_{ij} X_{ij}}$	100,7	100	103,5	100
N	2904	2904	2904	2904
Adj. R ²	0,985	0,999	-	0,998
RESET-teszt p-érték	0,000	0,019	0,017	0,000
MaMu-teszt (λ)	1,75***	1,43***	1,75***	1,3***

Megjegyzés: Az OLS/LSDV eredmények a (13) egyenlet, a PPML, GPML, MPML eredmények pedig rendre a (19-21) egyenletek becsléseiből származnak. N a megfigyelések számát jelöli. $Adj. R^2$ a – szabadságfokokkal kiigazított – determinációs együtthatót jelenti. $RMSE$ az átlagos eltérésnégyzet gyöke. MAE az átlagos abszolút hibákat mutatja. $Const$ az egyenlet konstans tagját, azaz β_0 -t takarja. *, **, *** esetén az adott paraméter statisztikailag különbözik 0-tól rendre 10, 5 illetve 1%-os szignifikancia szinten. $\hat{X}_{ij}$ i ország bilaterális exportjának – a modell által számított – értékét jelöli j országba, x_{ij} pedig a megfigyelt exportforgalmat jelenti ugyanebben a viszonylatban. Az MR előtag a multilaterális kereskedelmi akadályokat takarja az adott költségtényezőben kifejezve. A paraméterek alatti zárójelben a heteroszkedaszticitás-robosztus standard

hibák vannak feltüntetve. A fix hatások, valamint a határhatások paraméterei helytakarékossági okokból nem szerepelnek. Utóbbiak – jelentőségüknél fogva külön – a 7. táblázatban találhatók. A RESET-teszt egy modellspecifikációs teszt RAMSEY (1969) alapján futtatva. A MaMu-teszt a PML becslések hatásosságának ellenőrzésére szolgál MANNING – MULAHY (2001) alapján.

Forrás: A szerző számításai.

A MaMu-teszt alapján a PPML/MPLM becslés feltételei teljesülnek a hibatagok struktúráját illetően, mert a segéd regressziókból számított lambda értéke szignifikánsan eltér kettőtől, mind a négy becslés esetén⁵⁴. Ezt támasztja alá a RESET-teszt is, mely szerint a PPML becslésnél a legkisebb a valószínűsége a specifikációs hibának. Igaz még a PPML esetén sem vethetjük el teljes bizonyossággal, hogy a modell rosszul specifikált, azaz valamelyik költségtényező hatását rosszul ragadtam meg.

Itt érdemes visszatérni arra a pontra, hogy az EU-csatlakozásra és az euró bevezetésére vonatkozó dummyk paraméterbecslésénél túlzottan nagy különbségek vannak a PPML és a GPML/OLS eredmények között, ami HEAD – MAYER (2014) szerint szintén a félrespecifikálás jele lehet. Konkrétan azt jelzi nekünk, hogy a költségelemeknek nem lineáris a hatása a kereskedelemre. A PPML becslés ugyanis nagyobb súllyal veszi latba a nagyobb exportokat tartalmazó megfigyeléseket, míg a másik két becslés egyenlő súlyokkal dolgozik. Az eltérő koefficiensek így azt mutatják, hogy nem egyforma a kereskedelem rugalmassága egy-egy költségtényezőre a nagyobb áruforgalmat és a kisebb áruforgalmat bonyolító országpárok esetén, vagy éppen a gazdagabb illetve a szegényebb országok között. Azaz minél inkább heterogén az országcsoport, amit vizsgálunk, annál kevésbé jól írják le az átlagos paraméterek az egyéni rugalmasságokat. BAYOUMI – EICHENGREEN (1997) is kiemeli, hogy egy-egy gravitációs vizsgálatban a jövedelem paramétere nagyban különbözhet attól függően, hogy fejlett vagy fejlődő országokat vizsgálunk. DE BENEDICTIS – TAGLIONI (2011) pedig a távolságra vonatkozó rugalmasságok közötti nagy különbségekről ír, igaz ők az extenzív és intenzív határ vonatkozásában. Ilyen megközelítésben az euróra vonatkozó becsléseimnek az eredménye nem is meglepő, hiszen az Eurózónába előbb nyugat-európai, fejlettebb, majd kelet-európai, kevésbé fejlett országok is csatlakoztak. Az EU

⁵⁴ Definíciószerűen $\lambda = 1$ esetén teljesül a PPML/MPML becslés feltétele, miszerint a variancia és a várható érték közötti arány állandó, a gyakorlatban viszont 1,5 körüli érték már a PPML elsőbbségét és hatásosságát jelzi (HEAD – MAYER, 2014).

csatlakozás hatása viszont a 2004-es valamint a 2007-es bővítésen alapul, amikor nagyjából hasonló gazdasági színvonalú volt szocialista országok lettek részesei az Uniónak.

7. táblázat: A négy potenciálisan működőképes módszer határhatás-paraméterei

	(1)	(2)	(3)	(4)
BorderVis	OLS/LSDV	PPML	GPML	MPML
1998	0,48*** (0,154)	0,51*** (0,107)	0,44*** (0,126)	0,29*** (0,147)
2002	1,13*** (0,158)	1,23*** (0,122)	1,09*** (0,127)	0,74*** (0,137)
2006	1,67*** (0,153)	1,42*** (0,122)	1,63*** (0,125)	1,17*** (0,138)
2010	1,97*** (0,158)	1,76*** (0,123)	1,94*** (0,129)	1,5*** (0,144)
2014	2,39*** (0,161)	2,15*** (0,124)	2,36*** (0,134)	1,9*** (0,141)
BorderBal	OLS/LSDV	PPML	GPML	MPML
1998	0,27 (0,276)	0,45*** (0,141)	0,23 (0,208)	0,24*** (0,09)
2002	0,94*** (0,26)	1,01*** (0,152)	0,89*** (0,193)	0,64*** (0,088)
2006	1,24*** (0,264)	0,97*** (0,11)	1,14*** (0,203)	1*** (0,072)
2010	1,65*** (0,248)	1,34*** (0,107)	1,56*** (0,184)	1,47*** (0,066)
2014	2,18*** (0,255)	1,77*** (0,132)	2,11*** (0,198)	1,76*** (0,091)
BorderRest	OLS/LSDV	PPML	GPML	MPML
1998	0,27 (0,174)	0,14*** (0,035)	0,29*** (0,133)	0,15*** (0,032)
2002	0,41*** (0,146)	0,37*** (0,055)	0,46*** (0,109)	0,3*** (0,035)
2006	0,5*** (0,149)	0,35*** (0,032)	0,53*** (0,121)	0,32*** (0,033)
2010	0,54*** (0,167)	0,29*** (0,036)	0,53*** (0,135)	0,31*** (0,038)
2014	0,7*** (0,203)	0,36*** (0,041)	0,63*** (0,164)	0,42*** (0,048)

Megjegyzés: A határhatás-paraméterek a 6. táblázat eredményeivel együtt értelmezendők. **,*** esetén az adott paraméter statisztikailag különbözik 0-tól rendre 5 illetve 1%-os szignifikancia szinten. *BorderVis* a visegrádi országokra, *BorderBal* a balti országokra, *BorderRest* pedig a minta többi országára értelmezett határhatás-mutató. A koefficiensek a határhatások változását mutatják az 1995-ös szinthez képest.

Forrás: A szerző saját számításai.

Egy költségtényező hatásának pontosabb becsléséhez sokkal homogénebb csoportokra van tehát szükség. A disszertáció vizsgálatának tárgyát képező változóm, a határhatás esetén meg is történt ez a csoportosítás, hiszen a visegrádi és a balti országokra külön értelmezem a változót. Ha vetünk egy pillantást a 7. táblázatra, akkor elmondhatjuk, hogy a visegrádi országok esetén egészen kis különbség van a PPML és a GPML/OLS koefficiensek között, a csökkenő trend pedig nagyjából azonos. A Baltiak esetén sem túlzottan nagy a differencia, viszont a maradék országcsoportnál, ami meglehetősen heterogén, nemcsak az értékek különböznek jelentősen, hanem a csökkenő trend is eltűnik a PPML becslésben. Az érvelést még tovább erősíti az M6. táblázat, ahol olyan határváltozók paraméterbecsléseit látjuk, amiket az $eu_{ij,t}$ és $cur_{ij,t}$ változókhoz hasonlóan az egész országcsoportra értelmeztünk. A PPML eredmények nagyságrendileg jóval kisebb koefficienseket és stagnáló határhatást mutatnak a GPML/OLS becslésekkel ellentétben. *A PPML becslés eredményei a határhatásra vonatkozóan tehát konzisztensek, torzításmentesek és hatásosak.* Érdeemes tehát belőlük messzebb menő következtetéseket is levonni a visegrádi országok kereskedelmi integrációját illetően.

A 7. táblázat PPML eredményei alapján elmondható, hogy a visegrádi országok kereskedelme folyamatos és dinamikus integrálódást mutatott a minta 22 országa által alkotott egységes belső piacon az 1996 és 2014 közötti időszakban. A 4 ország átlagos határhatása 2002-re a hat évvel azelőtt mért 29%-ára ($100/e^{1,23}$) csökkent. 2014-re pedig tovább mélyült a nemzetközi munkamegosztás mértéke, melynek eredményeképp a belföldi kereskedelem nemzetközivel szembeni preferálásának szintje már csak nagyjából 1/9-e ($1/e^{2,15}$) volt az 1996-os értéknek. A balti országok is hasonló integrációs folyamatnak a részesei, bár esetükben 2002 és 2006 között megállt a határhatás csökkenése. Az időszak végére azonban a belföldi piac irányába megnyilvánuló torzulás náluk is már csak töredéke ($17\%-a$, ($100/e^{1,77}$)) volt a '90-es évek közepén kimutatottnak.

II.3.3.3. A PPML robosztusságának további vizsgálata

Egyetlen kivetnivaló maradt ezekkel az eredményekkel kapcsolatban, mégpedig az, hogy egyáltalán nem biztos, hogy az alapkérdésre jelentenek választ. Arra voltam ugyanis kíváncsi, hogy hogyan integrálódtak a visegrádi országok az EU26 által alkotott belső piacon. A második modellváltozat eredményei ugyanis egy némileg szűkebb (23 ország)

piacot jellemeznek. A jó hír az, hogy ami miatt szűkítenem kellett a mintát (zéró exportok), nem jelent többé problémát PPML becslés esetén. Így érdemes ellenőrizni – egyfajta robusztusság vizsgálat gyanánt is -, hogy az EU26 által alkotott mintán, az eredeti időtávval milyen eredményeket ad a Poisson becslés.

8. táblázat: PPML becslés az EU26 viszonylatában

	(1)	(2)
	Teljes minta	Csonkított minta
Függő változó	$X_{ij,t}$	$X_{ij,t}$
$\text{cur}_{ij,t}$	-0,57*** (0,104)	-0,51*** (0,093)
$\text{eu}_{ij,t}$	-0,46*** (0,07)	-0,5*** (0,068)
Const	-18,73*** (1,023)	-18,24*** (0,972)
RMSE (\$)	$3,03 \times 10^9$	$2,78 \times 10^9$
MAE (\$)	$6,96 \times 10^8$	$6,42 \times 10^8$
$100 * \frac{\sum_{ij} \hat{X}_{ij}}{\sum_{ij} X_{ij}}$	100	100
N	4056	4025
Adj. R^2	0,998	0,999
RESET-teszt p-érték	0,389	0,962
MaMu-teszt (λ)	1,54***	1,51***

Megjegyzés: Az eredmények a (20) egyenlet becsléséből származnak. N a megfigyelések számát jelöli. $\text{Adj. } R^2$ a – szabadságfokokkal kiigazított – determinációs együtthatót jelenti. RMSE az átlagos eltérésnégyzet gyöke. MAE az átlagos abszolút hibákat mutatja. Const az egyenlet konstans tagját, azaz β_0 -t takarja. *** esetén az adott paraméter statisztikailag különbözik 0-tól 1%-os szignifikancia szinten. $\hat{x}_{ij}$ i ország bilaterális exportjának – a modell által számított – értékét jelöli j országba, x_{ij} pedig a megfigyelt exportforgalmat jelenti ugyanebben a viszonylatban. A paraméterek alatti zárójelben a standard hibák vannak feltüntetve. A fix hatások, valamint a határhatások paraméterei helytakarékossági okokból nem szerepelnek a táblázatban. A RESET-teszt egy modellspecifikációs teszt RAMSEY (1969) alapján futtatva. A MaMu-teszt a PML becslések hatásosságának ellenőrzésére szolgál MANNING – MULAHY (2001) alapján.

Forrás: A szerző számításai.

A regressziót ismét a (20) egyenlet szerint futtatom a korábbi becsléshez képest annyi módosítással, hogy 1995 a kezdő év, 26 (27) ország⁵⁵ és a közöttük lévő összes lehetséges bilaterális exportáramlás szerepel a mintában. A dinamikus hatásokat kontroll alatt tartva továbbra is minden negyedik év – 1998-at kivéve – adatát használom csak, így mindösszesen 4056 (26X26X6) megfigyelést hasznosítok, melyek között 31 esetben 0 \$ áruforgalmat regisztráltak. Az előző modellhez képest annyi módosítás történt még a változókat tekintve, hogy a maradék országokra vonatkozó határdummyt nem 15, hanem 19 országra értelmezem. A robosztussági becslés eredményét a 8. és 9. táblázat foglalja össze.

Az első modellváltozatnál láthattuk, milyen nagy zavart okoz az eredményekben a 0 exportoknak már egy egészen alacsony aránya. Az új PPML becslést ezért elvégeztem a 0 exportokkal együtt és azok nélkül is. Előbbit a 8. táblázat (1), míg utóbbit a (2) oszlopa reprezentálja. Az eredmények alapján egyértelműen állítható, hogy PPML becslés esetén nem okoz problémát, sőt érdembeli különbséget sem, ha a kereskedelem-elméleti intelmeknek teljes mértékben eleget teszünk. A főbb statisztikai mutatók, valamint a két költségtényező paraméterei alig térnek el egymástól. Sőt a kapott eredmények összecsengenek a korábbi mintán végrehajtott PPML futtatásával (6. táblázat (2) oszlop), annyi különbséggel, hogy itt az euró bevezetésnek valamivel nagyobb, míg az EU csatlakozásnak némileg kisebb pozitív hatást tulajdoníthatunk. *Továbbra is kiemelendő, hogy a PPML minden tesztstatisztikának eleget tesz, azaz torzításmentes, konzisztens és hatásos paraméterbecsléseket ad.*

A 9. táblázatot vizsgálva szembetűnik, hogy a határhatások becsült értékei is hasonlóak a szűkebb mintán lefutott eredményekhez. A koefficiensek rendre egy árnyalattal nagyobbak, ami valójában annak a következménye, hogy már nem 1996-hoz, hanem 1995-höz viszonyítunk. Az M7. táblázatból az is kiderül, hogy a határhatásokat sem túlzottan befolyásolja a 0 exportok kihagyása. A 9. táblázat eredményeiből érdemes tehát levonni a végső következtetéseket a visegrádi országok kereskedelmi integrációját illetően, bár ezek érdemben már nem különböznek túlzottan a 7. táblázat (2) oszlopának konzekvenciájától. Ezek alapján a visegrádi országok átlagosan 2002-re, hét év alatt leépítették határhatásuk 74%-át ($100 - 100/e^{1,34}$). 2014-ben pedig a belföldi kereskedelem felé megnyilvánuló torzulás az 1995-ben mértnek már csak durván az 1/10-

⁵⁵ Ne felejtjük, hogy Belgium és Luxemburg továbbra is összevonva, egy országgént szerepel.

ét ($1/e^{2,28}$) tette ki. A Baltiak integrációja is hasonló dinamikát mutatott, így – az időszak közepén jellemző stagnáló szakasz után – 2014-ben már csak nyolcad ($1/e^{2,09}$) annyira preferálták a belföldi kereskedelmi partnereket, mint tették azt 1995-ben.

9. táblázat: Határhatás-együtthatók az EU26 viszonylatában (PPML becslés)

	BorderVis_{ij,t}	BorderBal_{ij,t}	BorderRest_{ij,t}
1998	0,55*** (0,132)	0,64*** (0,167)	0,22** (0,094)
2002	1,34*** (0,145)	1,27*** (0,164)	0,6*** (0,093)
2006	1,57*** (0,154)	1,27*** (0,134)	0,63*** (0,084)
2010	1,9*** (0,155)	1,65*** (0,131)	0,62*** (0,089)
2014	2,28*** (0,156)	2,09*** (0,158)	0,71*** (0,097)

Megjegyzés: A határhatás-paraméterek a (20) egyenlet becsléséből származnak és a 8. táblázat (1) oszlopával együtt értelmezendők. **,*** esetén az adott paraméter statisztikailag különbözik 0-tól rendre 5 illetve 1%-os szignifikancia szinten. A zárójelekben a standard hibák vannak feltüntetve. *BorderVis_{ij,t}* a visegrádi országokra, *BorderBal_{ij,t}* a balti országokra, *BorderRest_{ij,t}* pedig a minta többi országára értelmezett határhatás-mutató.

Forrás: A szerző saját számításai.

Felvetődhet az olvasóban a kérdés, hogy miért csak az integráció dinamikájával foglalkozok, miért nem határozom meg a határhatások abszolút nagyságát? Nem mindegy ugyanis hogy a kimutatott csökkenő trend mekkora szintről indult 1995-ben, mint ahogy az sem, mekkora torzulás jellemző még 2014-ben a belföldi kereskedelem irányába? Ezeknek a kérdéseknek a megválaszolásához azonban meg kellene szabadulnom az országpárokra bevezetett fix hatásoktól, mert azok lefedik a határok keresztmetszeti hatásait. A dolgozatban viszont több ízben is rámutattam⁵⁶, hogy az országpárok meg nem figyelhető heterogenitásának figyelmen kívül hagyása inkonzisztens paraméterbecsléseket okoz. Ezek szerint a belföldi partnerek túlzott preferálásának

⁵⁶ Az elméleti részben EGGER (2000), EGGER – PFAFFERMAYR (2003), CHENG – WALL (2005) és BALDWIN – TAGLIONI (2007) gondolatait idézve (41-43. o.), ezenkívül a Hausmann- illetve egy túlidentifikálási teszttel (M1, M2. táblázatok) az empirikus fejezetben is.

mértéke egy adott évben csak fenntartások mellett lenne becsülhető, ami nem illik bele a dolgozat szigorú és következetes szemléletébe.

II.3.3.4. Országsszintű határhatások

Az ökonometria elvárásoknak leginkább megfelelő eredményt tehát a (20) egyenlet PPML becslése adja azon a mintán, amelyben minden EU-s ország és minden lehetséges bilaterális viszonylat szerepel. A visegrádi országok átlagos határhatásának alakulását ki is értékeltem ezek alapján, a kutatást mégis tovább árnyalhatja, ha a négy ország integrációját egyenként is kielemezem a belföldi kereskedelem preferálásának viszonylatában. Az eddigiekhez képest tehát a különbséget az adja, hogy a $Border_{ij,t}$ változót külön értelmezem a négy országra. A Baltiakat és az egyéb országokat – az egyszerűség kedvéért – viszont nem bontom fel, továbbra is csoportként értelmezem a határhatás szempontjából. Így újra lefuttattam a PPML becslést a (20) egyenlet szerint. Az eredményeket a 10. és az M13. táblázat összegzi.

10. táblázat: A határhatások alakulása az országok szintjén (PPML becslés)

	(1)	(2)	(3)	(4)
	$BorderHUN_{ij,t}$	$BorderCZE_{ij,t}$	$BorderSVK_{ij,t}$	$BorderPOL_{ij,t}$
1998	1,18*** (0,161)	0,32* (0,186)	0,32 (0,399)	0,47*** (0,147)
2002	1,98*** (0,178)	1,34*** (0,196)	0,78* (0,418)	1,19*** (0,153)
2006	2,11*** (0,148)	1,29*** (0,19)	1,26*** (0,396)	1,62*** (0,135)
2010	2,54*** (0,156)	1,67*** (0,193)	1,46*** (0,386)	1,91*** (0,136)
2014	2,88*** (0,149)	2,22*** (0,194)	1,89*** (0,382)	2,19*** (0,139)

Megjegyzés: A határhatás-paraméterek az M13. táblázat eredményeivel együtt értelmezendők. *, **, *** esetén az adott paraméter statisztikailag különbözik 0-tól rendre 10, 5 illetve 1%-os szignifikancia szinten. A zárójelekben a standard hibák vannak feltüntetve.

Forrás: A szerző saját számításai.

A határhatáson kívüli mutatókon, valamint a modell hatékonyságán már nem maradt elemezni való, az értékek minimálisan változtak csak, ezért azokat a mellékletekbe (M13.

táblázat) helyeztem. A 10. táblázat alapján viszont össze tudjuk vetni a négy visegrádi ország kereskedelmi integrációjának folyamatát, dinamikáját. A legradikálisabb csökkenés a határhatásban Magyarországon következett be, ami egyrészt a Németországgal és Ausztriával meglévő – a Dunának köszönhetően több mint ezer évre visszatekintő – kapcsolatok gyors újjáéledésének tudható be (KÖRÖSI, 2015). Másrészt annak a nagymértékű privatizációs hullámnak, amit a magyar kormányok speciális befektetés-ösztönző politikája tett lehetővé az 1990-es években. A különböző adókedvezmények, az intézményfejlesztés és a hiteles gazdaságpolitikai lépések megteremtették azokat a feltételeket, amik a külföldi tőke bejövételéhez voltak szükségesek. A magyarországi – értékesítésen alapuló – privatizáció alapjaiban volt más és kezdetben jóval sikeresebb is, mint az az út, amit Csehország (kuponos privatizáció) vagy éppen Szlovákia (szétosztásos privatizáció) választott (SZANYI, 2017). A nemzetközi vállalatok gyorsabb és szélesebb körű megjelenése – a nemzetközi árukereskedelmen keresztül – hamarabb be tudta kapcsolni a magyar gazdaságot Európa vérkeringésébe. A magyarországi vállalatok kereskedelmének torzultságában – a regresszióból kapott együtthatók szerint – már három év alatt jelentős változás állt be. A belföldi partnerek preferálásának mértéke 1998-ban már csak alig a harmada ($1/e^{1,18}$) volt az 1995-ös értéknek, az időszak végére pedig – a folyamatosan mélyülő nemzetközi árukapcsolatoknak köszönhetően – egészen a kezdeti érték 5,6%-áig ($100 - 100/e^{2,88}$) csökkent.

A határhatás csökkenő trendje egyedül Csehországban nem töretlen, ahol 2002 és 2006 között – a balti országokhoz hasonlóan – stagnált a mutató. Ennek ellenére 2014-re a cseh kereskedelem belföldre mutató torzulása is egészen visszaesett, és a kezdetben mértnek 11%-ára rúgott csupán.

A lengyel árupiaci integráció a magyarhoz hasonlóan folyamatosan mélyülő ütemet mutat, igaz itt arányaiban kevésbé tudott csökkenni a határhatás, de így is sikerült leépíteni annak 89%-át ($100 - 100/e^{2,19}$) a vizsgált időszak alatt. A lengyel kereskedelem integrációjának elemzésekor, valamint annak a másik három visegrádi országhoz történő hasonlításakor nem mehetünk el szó nélkül az ország belső piacának mérete mellett. Gyakran érvelnek ugyanis amellett a kutatók, hogy a lengyel gazdaság nem függ olyan mértékben a nemzetközi kereskedelmi kapcsolatokról, mint Szlovákia, Csehország vagy éppen Magyarország, és ebből kifolyólag másképp értelmezendő az ország kereskedelmének integráltsága. Én azonban vizsgálatomban minden olyan tényezőt kontrollálok, ami azt eredményezi, hogy a lengyel piac nincs akkora mértékű

függésben az európai és világpiactól, vagyis a határhatások alakulása illetve az ország kereskedelmének integrációja ceteris paribus értendő, ezért közvetlen összehasonlítható a kis, nyitott gazdaságokéval.

Északi szomszédunkra áttérve, elemzésem a szlovák piac esetén mutatta a legkörülményesebb beilleszkedést az Egységes Belső Piacba. Az időszak elején alig tudott csökkenni szignifikánsan a határhatás. 2002-től viszont lendületet kapott az integráció az eredmények szerint, és 2014-re már csak hatod akkora torzulás jelentkezett a belföldi partnerek irányába, mint két évtizeddel korábban. A megfigyelt trend alátámasztja azt a tényt, hogy a Szlovák gazdaság, valamint az ország kereskedelme – a másik három országnál is – nagyobb mértékben függ az autóipartól, aminek felfutása a 2000-es évek elejére tehető (MOLNÁR, 2012).

II.3.4 A második modellváltozat tanulságai

A második modellspecifikáció elemzéséből az alábbi fő következtetéseket érdemes levonni. A BAIER – BERGSTRAND (2009) által bevezetett multilaterális kereskedelmi akadályokkal rávilágítottam arra, hogy bár *országspecifikus fix hatásokkal nem lehet egészen torzításmentesen megragadni a multilaterális kereskedelmi akadályokat, esetemben a torzítás nem jelentős*. Ennek ellenére az újonnan kalkulált MR tényezőkkel, a nulla export nélküli, kiegyensúlyozott paneladatsoron megbízhatóbb, azaz torzításmentes és konzisztens paraméterbecslések adódtak, melyek szerint *a visegrádi térség – a Baltikumhoz hasonlóan – dinamikus kereskedelmi integrációról* adott tanúbizonyságot a határhatások alakulását tekintve a 22 uniós ország alkotta belső piacon. A futtatás utáni tesztek azonban rámutattak arra, hogy *a reziduumok heteroszkedasztikusak*, vagyis a regresszió nem ad hatásos paraméterbecsléseket. Mivel az – ilyen tulajdonságok mellett egyedüli lineáris módszerként hatásos – *FGLS eljárás nem működőképes a paneladatok struktúrája miatt*, arra a megállapításra jutottam, hogy a log-lineáris specifikáció és annak *OLS/LSDV becslése nem a legjobb alternatíva*, mert *torzítatlan és konzisztens ugyan, de a kapott koefficiensek nem hatásosak*.

Így jutottam el a *pseudo-maximum likelihood* módszerekhez, illetve azok *poisson, gamma és multinomiális* változataihoz. A különböző specifikációs tesztek, mutatók illetve a paraméterek becsült értékei megmutatták, hogy *mindhárom eljárás felülmúlja az OLS-t, de a PPML az, amelyik a legjobb, leghatásosabb eredményeket prezentálja*. Ráadásul a *poisson pseudo-maximum likelihood* metódusa meglehetősen *robosztusnak*

bizonyult, hiszen a 0 exportokkal gazdagított, EU26-ot tartalmazó mintán is megbízható, a szűkebb mintához hasonló eredményeket generált.

Ezek alapján kijelenthető, hogy *a visegrádi országok árukereskedelmében folyamatosan, és meglehetősen dinamikusán csökkent a hazai partnerek irányába megnyilvánuló torzulás mértéke* a vizsgált időszakban. Hét év alatt leépítette a térség az átlagos határhatásának $\frac{3}{4}$ részét, 2014-ben pedig a belföldi kereskedelem preferálásának mértéke már csak tized akkora volt, mint 20 évvel azelőtt. A formális akadályok eltűnésével párhuzamosan tehát a hazai javak iránt megnyilvánuló, nehezen magyarázható torz fogyasztási minta is oldódni látszik. Mindebből arra következtethetünk, hogy *a négy országnak átlagosan egyre mélyebben sikerült beágyazódnia az Európai Unió belső piacába*. Mindez tehát azt sugallja, hogy nem érdemes olyan bel- illetve kereskedelempolitikai intézkedések meghozatala, ami közvetve igyekszik formálni a fogyasztók nemzeti identitástudatát, preferenciáit, mert azok erőteljesen szembe mennek a nemzetközi piac öngerjesztő integrációs folyamatával. Az eredményekből az is kitűnik, hogy a 2004-es csatlakozásnak nem volt komolyabb hatása a határhatás dinamikájára vonatkozóan, ami nem meglepő, hiszen a térség kereskedelmi integrációja már az 1990-es évek sorozatos szerződéseivel kezdetét vette, majd a csatlakozás további előkészítésével az ezredfordulóra már bizonyos fokig előrehaladott volt. Az eredmények finomhangolása végett fényt derítettem a négy visegrádi ország határhatására külön-külön is. E szerint *Magyarországon tudott legnagyobb mértékben csökkenni a határhatás* a húszéves periódus alatt, de *Lengyelország és Csehország sem maradt le sokkal* (ütemét tekintve) az EU belső piacába történő szerves bekapcsolódást illetően. *Szlovákia* volt az, ahol – a vizsgálat szerint – *a leglassabban indult be az integráció*, az ezredfordulót követően azonban itt is egyre gyorsuló ütemben tudott csökkenni a belföldi piac iránt megnyilvánuló torzulás mértéke. A vizsgálat azonban nem derít fényt arra, hogy egy adott évben mekkora az abszolút nagysága a határhatásnak. Így akár az is előfordulhat, hogy – bár folyamatosan csökkenő trendet mutat a belföldi piac iránt megnyilvánuló torzulás mértéke – az időszak végén már egészen elhanyagolható a túlzott preferencia a hazai partnerek iránt. Ebben az esetben pedig már nem marad tere semmilyen olyan gazdaságpolitikának, ami – a formális akadályok leépítésén túl – az integráció mélyülésének irányába mutatna.

III.KÖVETKEZTETÉSEK, JAVASLATOK ÉS TOVÁBBI KUTATÁSI IRÁNYOK

A disszertáció célja az volt, hogy egy – sokakat foglalkoztató – kérdésre tudjon tudományos igényű választ adni egy olyan módszertan tökéletesítésével, amelyen keresztül még csak néhányan próbálták megközelíteni a problémát. A kereskedelem gravitációs modellje és azon belül a határhatás, amire a dolgozat épül, nemzetközi szinten ugyan már meglehetősen körbejárt terület, Magyarországot és a kelet-közép-európai régiót tekintve mégis meglehetősen kevés tanulmány, többnyire csak igen felületesen foglalkozott annak kiértékelésével.

III.1. KÖVETKEZTETÉSEK, JAVASLATOK

Munkám első fele egy olyan komplex elméleti és empirikus irodalom-feltárást ad a gravitációs modellről és annak alkalmazásáról, amellyel mindazokra a buktatókra igyekeztem rámutatni, amiket egy mai, modern empirikus elemzés nem hagyhat figyelmen kívül, amennyiben hiteles kereskedelempolitikai javaslatok megfogalmazására készül. Az összegzés rávilágít arra, hogy egy gravitációs egyenletből nem maradhat ki a multilaterális kereskedelmi akadályok, valamint az országpárok szintjén jelentkező megfigyelhető és meg nem figyelhető elemek kontrollálása. Kereskedelemelméleti szempontból kulcsfontosságú továbbá a zéró áruforgalmi értékek helyénvaló értelmezése, és azok beemelése a modellbe. Számos tanulmány – még napjainkban is – figyelmen kívül hagyja valamelyik tényezőt az imént felsoroltak közül, és így elemzésük értelmét vagy hitelét veszti.

A dolgozat kulcstényezője, központi változója a határdummy, amit tulajdonképpen a nemzetközi árupiac töredezettségének egyfajta mérőszámaként vezettek be a gravitációs keretbe. Az irodalmi rész kimerítően tárgyalja ennek a bináris változónak a szerepét, jelentőségét, és a becsült együtthatóinak – modellspecifikációtól függő – értelmezését, amivel igyekezett közelebb juttatni az olvasót a nemzetközi makroökonómia egyik legnagyobb puzzle-jének (OBSTFELD – ROGOFF, 2001) megfejtéséhez. Úgy tűnik, hogy a határhatást, vagyis a belföldi kereskedelem – nemzetközivel szembeni – preferálását nem lehet teljes egészében megmagyarázni olyan megfigyelhető tényezőkkel, mint például a közös nyelv megléte, közös valuta használata,

földrajzi közelség, vámok és egyéb kereskedelemkorlátozó eszközök hiánya. Az országok – még viszonylag magas gazdasági integritás mellett is (lásd az USA vagy az EU belső piaca) – túlzottan nagy előnyben részesítik a hazai kereskedelmi partnereket a külföldiekkel szemben, vagy másképp fogalmazva, a gazdaságok között húzódnak határok hátráltató hatásának egy része nehezen, azaz csak meg nem figyelhető elemekkel magyarázható. A panelvizsgálatok tanulságai alapján az is kijelenthető, hogy országpárokra jellemző fix hatások nélkül nem lehet jól (azaz torzításmentesen) megragadni a határok büntető mivoltának időbeli alakulását. A párdummyk ugyanakkor – sok egyéb tényezőtől kívül – magukba foglalják a határok keresztmetszeti hatását is, azaz egy igazán hiteles elemzés „csak” a határhatás dinamikájáról tud állást foglalni, amiből viszont hasznos következtetések vonhatók le a vizsgált nemzetközi áru piac integrációs folyamatát illetően.

A disszertáció empirikus része egy olyan komplex, többlépcsős vizsgálatot prezentál, ahol rendszerezve és egymásra építve kínálok megoldást azokra a kereskedelemelméleti és ökonometriai problémákra, melyeket az irodalom az elmúlt évek, évtizedek során felvetett, és csak részben vagy egymástól függetlenül tudott megválaszolni. Elemzésemet olvasva egészen nyilvánvalóvá válik, hogy az – elméleti megfontolások alapján nélkülözhetetlen – 0 exportáramlások figyelembe vétele nemcsak megnehezíti, hanem megbízhatatlanná is teszi a hagyományos legkisebb négyzetek (OLS) módszerének és néhány egyéb (Tobit, Heckman-féle) eljárásnak az alkalmazását. A – regressziós vizsgálatoknál népszerű és általában megbízhatóan működő – OLS-t azonban akkor is el kell vetnünk mint legjobb alternatívát, ha egyáltalán nem tartalmaz 0 áruforgalmat a kiegyensúlyozott adathalmazunk, mert a heteroszkedasztikus reziduumok miatt nem kapunk hatásos koefficienseket a kérdéses változóinkhoz.

Arra is rámutattam, hogy a 0 kereskedelem és a heteroszkedaszticitás problematikájára kiváló, és természetes megoldást jelenthetnek a különböző pseudo-maximum likelihood becslések. Bár az elmúlt bő évtized irodalma többnyire a Poisson pseudo-maximum likelihood (PPML) módszert jelölte meg prioritást élvező eljárásként, jelentek meg szép számmal olyan írások is, melyek alapján elhamarkodott megállapítás lehet egyértelmű győztest hirdetni a becslőfüggvények közötti versenyben. Mindezeket figyelembe véve – empirikus vizsgálatom második felében – több potenciálisan működőképes nem-lineáris módszert is összevetettem egymással. A modellszelekciós tesztekre valamint a különböző pontossági mutatókra támaszkodva egyértelműen kijelenthető, hogy a gamma, a poisson és a multinomiális PML eljárások közül –

esetemben – a PPML-t fogadhatjuk el az egyetlen olyan módszerként, ami torzításmentes, konzisztens és a leghatásosabb paraméterbecsléseket adja. Ezzel a vizsgálattal én is alátámasztom és tovább erősítem SANTOS SILVA – TENREYRO (2006, 2011, 2013), SILIVERSTOVS – SCHUMACHER (2009) és FALLY (2015) azon felvetését, hogy a jövőben a PPML módszer lehet a gravitációs – valamint az ahhoz hasonló CES-típusú – modellek elsőszámú becselőfüggvénye.

A legjobb, azaz a PPML becslésből levont következtetések alapján kiértékelhető a visegrádi országok határhatásának időbeli alakulása, azaz árukereskedelmük integrációjának folyamata az EU egységes belső piacán. Az eredmények szerint a vizsgált időszak (1995-2014) alatt – a balti országokhoz hasonló ütemű – folyamatos és dinamikus integrációról tett tanúbizonyságot a régió. A V4-ek unióhoz történő csatlakozásának szisztematikus felkészítésével párhuzamosan tehát a belföldi kereskedelmük iránt megnyilvánuló torzulás mértéke is töretlenül csökkent, és különösebb lökés már nem tulajdonítható magának a belépés aktusának. Az országok szintjén elmondható, hogy Szlovákia kivételével, ahol az ezredforduló után indult csak be igazán a határhatás csökkenése, a lengyel, a cseh és a magyar árupiac integrálódása hasonlóan erőteljesnek és lendületesnek mondható. A kapott együtthatók alapján mégis arra a megállapításra jutottam, hogy Magyarország – a másik két gazdaságnál – valamelyest nagyobb intenzitással tudott bekapcsolódni az Egységes Belső Piac folyamataiba.

III.2. TOVÁBBI KUTATÁSI IRÁNYOK

A disszertáció megírásához elvégzett kutatómunka, a gravitációs modell kimerítő feltérképezése, és kielemezése a jövőben hozhatja meg igazán a gyümölcsét. A modell ugyanis a nemzetközi közgazdaságtan/kereskedelem területén adódó kutatások leginkább kézenfekvő módszere (lehet). A kereskedelemelméleti és ökonometriai fortélyok birtokában úgy érzem, hogy tevékenyen be tudok majd kapcsolódni több olyan – a Debreceni Egyetemen is folyó – kutatásba, pályázati munkába, ahol az adott probléma megoldásához ilyen jellegű ismeretekre van szükség.

A visegrádi országok kereskedelmi integrációjával kapcsolatos személyes kutatásomat sem szeretném ezen a ponton lezárni. A térség – európai gazdaságba való – reintegrálódása ugyanis felvethet még olyan kérdéseket, melyek megválaszolásához ugyancsak remek keretet adhat a gravitációs modell. Konkrétan az integrációs folyamat vineri (VINER, 1950), azaz kereskedelemteremtő és kereskedelemterelő hatásainak

felmérését tűztem ki célul magam elé, amivel a térség – Európához való – kötődésének, kapcsolódásának jóléti hatásait lehetne boncolgatni.

A gravitációs modell elméleti és ökonometriai tanulmányozásában is maradtak még olyan kérdések, amiket érdemes lehet feszegetni, hiszen többen is rámutattak az utóbbi években a kevésbé feltárt területekre. Ilyen lehet a vállalati szintű gravitáció továbbgondolása, illetve annak keretében az extenzív és intenzív határok kiemelése, azaz a kereskedelem rugalmasságának vizsgálata a különböző költségtenyezők vonatkozásában a kereskedelembe újonnan belépő vagy éppen kilépő cégek (extenzív határ), illetve a már régóta a piacon lévő és forgalomváltozást tapasztaló (intenzív határ) cégek esetén (HEAD – MAYER, 2014).

Viszonylag sötét foltot jelent továbbá a gravitációs irodalomban a dinamikus módszerek használata, ami lehetővé tenné többek között azt is, hogy ne csak ex post vizsgálatra legyen alkalmas a módszer, hanem előrejelzéseket is lehessen készíteni a kereskedelem struktúrájára vonatkozóan (KABIR et al., 2017). Annak ellenére kevés kísérlet született dinamikus panelbecslésekre, hogy egészen nyilvánvalóan jelen van a probléma a gravitációs modellek esetében egyrészt az intenzív, másrészt az extenzív határ vonatkozásában (DE BENEDICTIS – TAGLIONI, 2011).

A disszertáció során többször céloztam arra is, hogy a kereskedelem – költségelemek szerinti – rugalmassága nem konstans az országpárok között, azaz előfordulhat, hogy bizonyos tényezőknek endogén a hatása a kereskedelemre. A jövőben érdemes lehet megfontolni annak a szigorú feltételnek az elengedését, ami CES-típusú preferenciákat szab meg. NOVY (2013) ugyanis rámutatott arra, hogy egy translog típusú keresleti rendszerből levezetett gravitációval feloldható ez a probléma.

IV. ÚJ ÉS ÚJSZERŰ TUDOMÁNYOS EREDMÉNYEK

Ez a dolgozat a kereskedelemelmélet és az empiria összhangjának jegyében íródott. Nem csupán az volt a cél, hogy számadatokkal alátámassza a visegrádi országok kereskedelmi integrációjának folyamatát, hanem hogy egy konkrét módszertant tökéletesítve válaszoljon a bevezetőben feltett kutatási kérdésre. Nem kíséreltem meg többféle szemszögből közelíteni a problémához, nehogy túlzottan felületes maradjon az elemzés. Meg szerettem volna előzni azt, hogy a változatosság és interdiszciplinaritás jelentette esetleges sokszínűség a hitelesség és mélység kárára váljon. A disszertáció újszerűsége leginkább abban a komplexitásban keresendő, amivel a gravitációs modell és a határhatás módszerét közelíttem meg elméleti síkon, és járom körbe ökonometria szempontból.

A dolgozat első felének történeti, elméleti és empirikus irodalomösszegzése az alábbi tézis megfogalmazását tette lehetővé a nemzetközi kereskedelem gravitációs modelljével kapcsolatban:

1. Tézis: *A nemzetközi kereskedelem gravitációs modelljével foglalkozó tanulmányok számos olyan hiányosságtól szenvednek (multilaterális kereskedelmi akadályok szerepe, zéró kereskedelem beemelése, heteroszkedaszticitás, torzítás, inkonzisztencia vagy éppen az országpárok meg nem figyelhető heterogenitása), melyeknek figyelembe vétele és megfelelő kezelése nélkülözhetetlen egy mai, modern és hiteles kutatásban. Jóllehet a modell a nemzetközi kereskedelemmel kapcsolatos empirikus irodalom legnépszerűbb eszközévé vált az elmúlt évtizedek során, mégsem található olyan átfogó vizsgálat az irodalomban, ami ezeket a potenciális hibákat rendszerezve, egytől egyig kontrollálta illetve elhárította volna.*

A disszertáció a határhatáson, vagyis a belföldi árukereskedelem – számba vehető tényezőkkel meg nem magyarázható – preferálásán keresztül igyekszik kiértékelni a visegrádi országok kereskedelmi integrációját. A módszer több mint 20 évre visszatekintő irodalmának áttanulmányozása egy újabb tézis megfogalmazására adott lehetőséget:

2. Tézis: A határhatalás-becsléssel foglalkozó empiria tanulsága az, hogy a belföldi kereskedelem – nemzetközivel szembeni – preferálását nem lehet teljes egészében megmagyarázni olyan megfigyelhető tényezőkkel, mint például a közös nyelv megléte, közös valuta használata, földrajzi közelség, vagy a vámok és egyéb kereskedelemkorlátozó eszközök hiánya. Az országok tehát – még viszonylag magas gazdasági integritás mellett is – túlzottan nagy előnyben részesítik a hazai kereskedelmi partnereket a külföldiekkel szemben. A nemzetgazdaságok között húzóódó határok hátráltató hatásának egy része ebből kifolyólag nehezen – többnyire csak az országpárok között felmerülő, meg nem figyelhető elemekkel – magyarázható.

A doktori munka önálló empirikus kutatása a lehető legjobb – azaz az elméleti modellel összeférő, torzításmentes, konzisztens és hatásos – becslés keresésén keresztül próbálta megválaszolni a bevezetésben megfogalmazott kutatási kérdés(ek)e)t a visegrádi országok kereskedelmi integrációjával kapcsolatban. Ez a rész további három tézis megfogalmazását tette lehetővé, melyek közül az első így hangzik:

3. Tézis: Az empirikus vizsgálat alátámasztja SANTOS SILVA – TENREYRO (2006), valamint HEAD – MAYER (2014) azon felvetését, miszerint a – kereskedelemelméleti megfontolások alapján nélkülözhetetlen – 0 exportáramlások figyelembe vétele nemcsak megnehezíti, hanem megbízhatatlanná is teszi a hagyományos legkisebb négyzetek (OLS) módszerének és néhány egyéb (Tobit, Heckman-féle) eljárásnak az alkalmazását. A kutatás ezen kívül azt is igazolja, hogy a – regressziós vizsgálatoknál népszerű és általában megbízhatóan működő – OLS-t akkor is el kell vetnünk mint legjobb alternatívát, ha egyáltalán nem tartalmaz 0 áruforgalmat a kiegyensúlyozott adathalmazunk, mert a heteroszkedasztikus reziduumok miatt nem kapunk hatásos koefficienseket.

A második fejezet ökonometriai vizsgálata nemcsak az OLS gyengeségeire igyekezett felhívni a figyelmet, hanem megfelelő alternatív módszerek összevetésével és tesztelésével talált egy jobb becslőfüggvényt a felállított modellhez. Az eredmények így egy további tézis megfogalmazására is lehetőséget adtak:

4. Tézis: A különböző pseudo-maximum likelihood eljárások közül a Poisson pseudo-maximum likelihood (PPML) módszerét fogadjuk el a legjobbként, mert ez a becslőfüggvény adja a torzításmentes, konzisztens és leghatásosabb paraméterbecsléseket. A vizsgálat tehát alátámasztja azt – a témában született legfrissebb írásokban is felmerült – vélekedést, miszerint a gravitációs modellek elsőszámú becslési eljárása a jövőben a PPML lehet.

A legmegbízhatóbb becslési módszer birtokában kívántam kiértékelni a Csehország, Szlovákia, Lengyelország és Magyarország árukereskedelmének integrációs folyamatát az Európai Unió belső piacán. Az 1995-2014-es időszakot átölelő panelelemzés következtetései az ötödik tézis megfogalmazását is lehetővé tették:

5. Tézis: A visegrádi országok folyamatos és dinamikus integrációról tettek tanúbizonyságot a vizsgált periódusban, mely a térség átlagos határhatásának 90%-os csökkenésében öltött testet. A határhatás lendületes visszaesése az egyes országok szintjén is megfigyelhető. 2002-re a szlovák és a lengyel kereskedelemben 54 illetve 70%-kal csökkent a belföldi árupiac irányába megnyilvánuló torzulás mértéke, míg Csehország és Magyarország esetén ez az indikátor rendre 74 illetve 86%-os mérséklődést mutat. A vizsgált időszak végére (2014) a hazai kereskedelmi partnerek felé megnyilvánuló túlzott preferencia Szlovákiában 85, Csehországban és a Lengyelországban 89, míg Magyarországon 94%-kal esett vissza az 1995-ben mérthez képest.

Kutatásom tehát egyrészt a visegrádi országok kereskedelmi integrációjának alakulását helyezi új megvilágításba egy speciális módszer, a határhatás-becslés alkalmazásával. Ennél is jelentősebb újszerű eredménye azonban az a komplexitás, ami a kereskedelemelmélet és az ökonometria – empirikus példán keresztül – szintetizálásával jött létre. Munkám – hasonló jellegű tanulmány hiányában – remek útmutatóként, kiindulási alapként szolgálhat bármilyen olyan jövőbeli íráshoz, ami a gravitációs modell gyakorlati alkalmazását igényli.

ÖSSZEFOGLALÁS

Az 1960-as években meginduló és az 1990-es évektől egyre inkább elmélyülő regionalizmus, valamint az ezzel párhuzamosan egyre körülményesebbé váló multilaterális kereskedelmi liberalizáció folyamatosan egyre nagyobb igényt támasztott a hiteles empirikus vizsgálatokra és kereskedelempolitikai ajánlásokra. A kutatók sorra rámutattak a különböző országhatárokkal felmerülő költségtényezőkre, és próbálták számszerűsíteni azok – nemzetközi árukereskedelemre kifejtett – hatásait. Az ilyen jellegű kutatások első számú módszertani eszköze a gravitációs modell lett.

MCCALLUM (1995) úttörő tanulmánya nyomán kialakult egy olyan irány is a nemzetközi kereskedelemmel foglalkozó tudományos irodalomban, mely a határhatáson (border effect), azaz a belföldi kereskedelem – nemzetközivel szemben megfigyelhető – preferálásán keresztül elemzi a nemzetközi árupiacok integrációjának jellegét, mélységét, valamint az ott tetten érhető globalizáció dinamikáját. A disszertáció – ehhez az áramlathoz csatlakozva – arra a feladatra vállalkozott, hogy egy határhatás-becslés segítségével, a lehető leghitelesebb formában kiértékelje a visegrádi országok kereskedelmének integrációját az Európai Unió belső piacán.

A gravitációs modell valamint a határhatás módszerének helyénvaló alkalmazása első lépésként a kereskedelemelméleti, valamint ökonometriai alapok lefektetését követelte meg. Az irodalomfeltáró rész ezért rámutatott azokra a kulcsfontosságú elemekre (multilaterális kereskedelmi akadályok szerepe, zéró kereskedelem beemelése, az országpárok meg nem figyelhető heterogenitása, heteroszkedaszticitás, torzítás, inkonzisztencia), amiket nem hagyhat figyelmen kívül egy – ezen a területen ma készülő – kutatás. Az irodalomösszegzésből többek között az is kiderült, hogy – a modell rendkívül nagy népszerűsége ellenére – a legújabb gravitációs elemzések zöme nem tudott maradéktalanul eleget tenni ezeknek a fontos, de sokszor nehezen azonosítható és kezelhető problémáknak.

A második fejezet ebből kifolyólag egy olyan komplex empirikus vizsgálatra vállalkozott, ami a visegrádi térség példáján keresztül sorra veszi az irodalomban előforduló kritikus pontokat, gyakori hibákat, és egyenként megoldást is kínál rájuk. Az ökonometriai elemzés első része rávilágított arra, hogy a hagyományos legkisebb négyzetek (OLS) módszere több szempontból sem nyújt megbízható eredményeket egy gravitációs modell becslésekor. Egyrészt, ha 0 exportáramlásokkal találkozunk az

adatbázisban, azok – némi módosítás utáni – beemelése (egy alacsony konstans hozzáadása az áramlásokhoz), valamint mellőzése egyaránt torzításokat okoz a paraméterbecsléseinkben. Másrészt, ezenfelül is torzításnak lehet kitéve a gravitációs becslés, ha az ANDERSON – VAN WINCOOP (2003) által definiált multilaterális kereskedelmi akadályokat „csak” ország fix hatásokkal igyekszünk kontrollálni. Bár esetemben az ilyen jellegű torzítás minimálisnak tűnt, mégis érdemes – FALLY (2015) intelmeit is alapul véve – megfontolni, hogy OLS becsléskor egyenletünket kiterjesszük-e a BAIER – BERGSTRAND (2009) - féle MR tényezőkkel.

Vizsgálatom következő lépése fényt derített az OLS újabb gyenge pontjára, a heteroszkedaszticitásra, ami sajnálatos módon még akkor is fennállt, amikor a – torzítást és az inkonzisztenciát kiváltó – egyéb potenciális veszélyforrásokat elhárítottam. A grafikus szemléltetés, valamint a formális tesztek mind azt bizonyították, hogy a határhatásra kapott OLS becslések nem hatásosak, ezért minden bizonnyal nem is a lehető legjobbak. Több alternatív megoldási lehetőséget (Tobit-becslés, Heckman-féle eljárás, FGLS, véletlen hatású panel regresszió) is elvetve a vizsgálat a – nemzetközi szinten egyre népszerűbb – pseudo-maximum likelihood módszerek felé vette az irányt.

Az elméleti megfontolásokat is figyelembe véve a poisson, a gamma, illetve a multinomiális pseudo-maximum likelihood (PPML, GPML, MPML) eljárások merültek fel a disszertációban felépített modell becsléséhez. Az eredmények, valamint az összehasonlító tesztstatistikák azt mutatták, hogy esetemben a PPML becslést kell elfogadni legjobbként, mert az adja a torzításmentes, konzisztens és leghatásosabb koefficienseket. Ez a jelentős következtetés alátámasztja azt – a témában született legfrissebb írásokban is felmerült – vélekedést, miszerint a gravitációs modellek elsőszámú becslési eljárása a jövőben a PPML lehet.

A disszertáció fő kérdésének megválaszolása, vagyis a visegrádi országok kereskedelmi integrációjának kiértékelése csak ezek után következhetett, mégpedig a PPML becslésből kapott eredmények alapján. A számított határhatás-paraméterek arra utalnak, hogy a visegrádi térség árukereskedelmi integrációja dinamikus és folyamatos volt a vizsgált időszak (1995-2014) alatt. A balti országokhoz hasonlóan a V4-ek határhatásának nagy része már az EU-hoz történő csatlakozásuk előtt eltűnt. 2014-ben pedig a belföldi piacok felé jelentkező torzulás mértéke az 1995-ös érték 10%-ára rúgott csupán. Az egyes országokról elmondható, hogy Szlovákia kivételével, ahol az ezredforduló után indult csak be igazán a határhatás csökkenése, a lengyel, a cseh és a magyar áru piac integrálódása már az 1990-es évek végén dinamikus volt. A kapott

együtthatók továbbá azt is sugallják, hogy Magyarország – a másik három gazdaságnál – valamelyest nagyobb intenzitással tudott bekapcsolódni az Egységes Belső Piac folyamataiba, és az időszak végére itt tudott a legnagyobb arányban visszaesni a belföldi kereskedelmi partnerek irányába megnyilvánuló túlzott preferencia mértéke 1995-höz képest.

Ez a doktori disszertáció tehát nemcsak a visegrádi országok kereskedelmének – az Európai Unióba történő – beilleszkedéséről folyó tudományos vitába szeretett volna bekapcsolódni, hanem komplex kereskedelemelméleti és ökonometriai elemzésével egy hiteles mintát kívánt állítani a gravitációs modellel kapcsolatos jövőbeli kutatások elé.

SUMMARY

Since the second part of the 20th century the deepening regionalism and the circumstantial multilateral trade liberalization have been continuously creating a growing demand for credible empirical studies and trade policy recommendations. Economists have pointed to different elements of trade costs and tried to estimate their effects on trade flows. The gravity model have become the empirical workhorse of such kind of studies.

After the seminal paper of MCCALLUM (1995) a new stream has evolved among international trade economists, which is analyzing the pattern, speed and depth of international market integration by using the concept of border effect, that is the preference of domestic trade partners over foreign ones. This dissertation wanted to connect to this literature and took the challenge to evaluate the trade integration process of the Visegrad countries within the EU internal market as reliably as possible.

To apply the method of the gravity model and border effect appropriately theoretical and econometric backgrounds had to be founded. Therefore, the literature review has emphasized key problems (e.g. the role of multilateral resistance terms, involving zero trade flows, unobserved country pair heterogeneity, heteroscedasticity, bias and inconsistency) that cannot be disregarded in an up-to-date paper. In this summary of the gravity literature one can observe that despite of the huge popularity of the model most of the studies were not able to solve systematically all of the above mentioned difficulties.

The second section therefore undertook the task to conduct a comprehensive empirical research so that it considers key issues and common problems regarding the gravity literature and offers solution to them with a specific example of the Visegrad region. The first part of the econometric analysis revealed that the ordinary least squares (OLS) method gives unreliable results for different reasons when one is estimating the gravity model. First of all, if there are some zero trade observations in our database we have to face biases in our estimation regardless whether we include them (after giving a small constant to each observation) or omit them from our analysis. Secondly, even if there are no zero trade our estimation is likely at risk of further bias when multilateral trade resistance defined by ANDERSON – VAN WINCOOP (2003) is ‘only’ controlled by using country fixed effects. Although such a bias seems to be small in my case, it is

worth considering the warnings from FALLY (2015) and introducing exact MR terms into the equation following BAIER – BERGSTRAND (2009).

The next step of my investigation declared another weak point of OLS, namely heteroscedasticity which still existed even after any other possible sources of bias and inconsistency had been prevented. Figures and formal tests also showed that the border effect coefficients are inefficient, and therefore they are probably not the best possible estimates. After rejecting some potential alternative methods (e.g. Tobit estimation, Heckman-type method, FGLS, random effect estimation) I turned the attention to the pseudo-maximum likelihood methods that are getting more popular among international authors.

Taking theoretical warnings into consideration the poisson, gamma and multinomial pseudo-maximum likelihood methods emerged as possibly efficient estimators for the model built up in the dissertation. The estimates and different test statistics suggested that PPML has to be preferred thus it is the best estimator in my case as it resulted in unbiased, consistent and the most efficient parameters. This notable conclusion supports the supposition that in the near future PPML will be able to become the workhorse estimator of gravity-type models.

The last part of the paper was about answering the main question that is evaluating the trade integration process of the Visegrad countries based on the PPML estimates. Border effect coefficients imply that the process of commodity trade integration in the Visegrad region was dynamic and continuous. Similarly to the Baltic countries the major part of the border effect of the V4 countries already disappeared before their EU accession. Furthermore, by 2014 the size of home bias in trade was only 10% of what was observed in 1995. As far as the country-level analysis is concerned, the integration process of the countries was effective as early as the 1990s with the exception of Slovakia where the border effect started to fall first after the millennium. The results also suggests that Hungary could join the common market more easily than the others, and the preference of domestic trade partners could weaken the most by the end of the examined period.

The contribution of this dissertation therefore can be split into two parts. On the one hand, it tried to put a word in the scientific debate about the trade integration process of the Visegrad countries. On the other hand, it wanted to give a credible example for future empirical researches in connection with the gravity model.

IRODALOMJEGYZÉK

1. Aitken, N. D. (1973): The Effect of the EEC and EFTA on European Trade: A Temporal Cross-Section Analysis. *The American Economic Review*. Vol. 63. Issue 5. pp. 881-892.
2. Alcally, R. E. (1967): Aggregation and Gravity Models: Some Empirical Evidence. *Journal of Regional Science*. Vol. 7. Issue 1. pp. 61-73.
3. Anderson, J. E. (1979): A Theoretical Foundation for the Gravity Equation. *The American Economic Review*. Vol. 69. Issue 1. pp. 106-116.
4. Anderson, J. E. (2011): The Gravity Model. *Annual Review of Economics*. Vol. 3. Issue 1. pp. 133-160.
5. Anderson, J. E. – van Wincoop, E. (2003): Gravity with Gravitas: A Solution to the Border Puzzle. *The American Economic Review*. Vol. 93 Issue 1. pp. 170-192.
6. Anderson, J. E. – Yotov, Y. V. (2012): Gold Standard Gravity. NBER Working paper, No. w17835.
7. Anderson, M. A. – Smith, S. L. S. (1999a): Canadian Provinces in World Trade: Engagement and Detachment. *Canadian Journal of Economics*. Vol. 32. Issue 1. pp. 22–38.
8. Anderson, M. A. – Smith, S. L. S. (1999b): Do National Borders Really Matter? Canada-US Regional Trade Reconsidered. *Review of International Economics*. Vol. 7. Issue 2. pp. 219-227.
9. Andresen, M. (2010): The Geography of the Canada-United States Border Effect. *Regional Studies*. Vol. 44. Issue 5. pp. 579-594.
10. Arkolakis, C. – Costinot, A. – Rodríguez-Clare, A. (2012): New Trade Models, Same Old Gains? *The American Economic Review*. Vol. 102. Issue 1. pp. 94-130.
11. Armington, P. S. (1969): A Theory of Demand for Products Distinguished by Place of Production. *Staff Papers - International Monetary Fund*. Vol. 16. Issue 1. pp. 159-178.
12. Arvis, J-F. – Shepherd, B. (2013): The Poisson quasi-maximum likelihood estimator: a solution to the ‘adding up’ problem in gravity models. *Applied Economics Letters*. Vol. 20. Issue 6. pp. 515-519.

13. Baier, S. L. – Bergstrand, J. H. (2001): The growth of world trade: tariffs, transport costs, and income similarity. *Journal of International Economics*. Vol. 53. Issue 1. pp. 1-27.
14. Baier, S. L. – Bergstrand, J. H. (2002): On the Endogeneity of International Trade Flows and Free Trade Agreements. Manuscript.
15. Baier, S. L. – Bergstrand, J. H. (2004): Economic determinants of free trade agreements. *Journal of International Economics*. Vol 64. Issue 1. pp. 29-63.
16. Baier, S. L. – Bergstrand, J. H. (2007): Do Free Trade Agreements Actually Increase Members' International Trade? *Journal of International Economics*. Vol. 71 Issue 1. pp. 72-95.
17. Baier, S. L. – Bergstrand, J. H. (2009): Bonus Vetus OLS: A Simple Method for Approximating International Trade-Cost Effects Using the Gravity Equation. *Journal of International Economics*. Vol. 77. Issue 1. pp. 77-85.
18. Baier, S. L. – Bergstrand, J. H. – Egger, P. – McLaughlin, P. A. (2008): Do Economic Integration Agreements Actually Work? Issues in Understanding the Causes and Consequences of the Growth of Regionalism. *The World Economy*. Vol. 31. Issue 4. pp. 461-497.
19. Balázs L. – Divényi J. K. – Kézdi G. – Mátyás L. (2014): A közgazdasági adatforradalom és a panelökonometria. *Közgazdasági Szemle*. 61. évf. 11. sz. pp. 1319-1340.
20. Baldwin, R. E. – McLaren, J. – Panagariya, A. (2000): Regulatory Protectionism, Developing Nations, and a Two-Tier World Trade System. *Brookings Trade Forum*, Brookings Institution Press, Washington, DC, pp. 237-293.
21. Baldwin, A. – Taglioni, D. (2007): Trade Effects of the Euro: a Comparison of Estimators. *Journal of Economic Integration*. Vol. 22. Issue 4. pp. 780-818.
22. Baldwin, R. (1970): Nontariff distortions of international trade. *Brookings Institution Press*, Washington, DC, 210 p.
23. Balogh J. M. (2016): A földrajzi távolság, a kulturális hasonlóság és a szabadkereskedelem hatása a borkereskedelemre. *Közgazdasági Szemle*. 63. évf. 4. sz. pp. 858-881.
24. Balta, N – Delgado, J. (2007): Home Bias and Market Integration in the EU. *CESifo Economic Studies*. Vol. 55. Issue 1. pp. 110-144.

25. Bao, X. – Chen, W-C. (2013): The Impacts of Technical Barriers to Trade on Different Components of International Trade. *Review of Development Economics*. Vol. 17. Issue 3. pp. 447-460.
26. Bayoumi, T. – Eichengreen, B. (1997): Is Regionalism Simply a Diversion? Evidence from the Evolution of the EC and EFTA. In: Ito, T. – Krueger, A. O.: *Regionalism versus Multilateral Trade Arrangements*. University of Chicago Press, Chicago. pp. 141-168.
27. Beals, R. E. – Levy, M. B. – Moses, L. N. (1967): Rationality and Migration in Ghana. *The Review of Economics and Statistics*. Vol. 49. Issue 4. pp. 480-486.
28. Beck, N. – Katz, J. N. (1995): What to do (and not to do) with Time-Series Cross-Section Data? *The American Political Science Review*. Vol. 89. Issue 3. pp. 634-647.
29. Bosquet, C. – Boulhol, H. (2014): Applying the glm variance assumption to overcome the scal-dependence of the negative binomial qgpml estimator. *Econometric Reviews*. Vol. 33. Issue 7. pp. 772-784.
30. Bergstrand, J.H. (1985): The gravity equation in international trade: Some microeconomic foundations and empirical evidence. *The Review of Economics and Statistics*. Vol. 67. Issue 3. pp. 474–481.
31. Bergstrand, J.H. (1989): The generalized gravity equation, monopolistic competition, and the factor proportions theory in international trade. *The Review of Economics and Statistics*. Vol. 71. Issue 1. pp. 143–153.
32. Bergstrand, J. H. – Larch, M. – Yotov, Y. V. (2015): Economic integration agreements, border effects and distance elasticities in the gravity equation. *European Economic Review*. Vol. 78. pp. 307-327.
33. Bernard, A. B. – Eaton, J. – Jensen, J. B. – Kortum, S. (2003): Plants and Productivity in International Trade. *The American Economic Review*. Vol. 93. Issue 4. pp. 1268-1290.
34. Braconier, H. – Norbäck, P-J. – Urban, D. (2005): Multinational enterprises and wage costs: Vertical FDI revisited. *Journal of International Economics*. Vol. 67. Issue 2. pp. 446-470.
35. Brada, J. C. – Mendez, J. A. (1983): Regional Economic Integration and the Volume of Intra-Regional Trade: A Comparison of Developed and Developing Country Experience. *Kyklos*. Vol. 36. Issue 4. pp. 598-603.

36. Brau, R. – Pinna, A. M. (2013): Movements of people for movements of goods? *The World Economy*. Vol. 36. Issue 10. pp. 1318-1332.
37. Bröcker, J. – Rohweder, H. C. (1990): Barriers to International Trade. *The Annals of Regional Science*. Vol. 24. Issue 4. 289-305.
38. Bun, M. J. G. – Klaassen, F. J. G. M. (2002): Has the euro increased trade? *Tinbergen Institute Working Paper*, No. 108/2.
39. Burger, M. – Van Oort F. – Linders, G-J. (2009): On the specification of the gravity model of trade: zeros, excess zeros and zero-inflated estimation. *Spatial Economic Analysis*. Vol. 4. Issue 2. pp. 167-190.
40. Carey, H. C. (1858): *Principles of Social Science*. Lippincott, Philadelphia, 511 p.
41. Carrère, C. (2006): Revisiting the Effects of Regional Trade Agreements on Trade flows With Proper Specification of the Gravity Model. *European Economic Review*. Vol. 50. Issue 2. pp. 223-247.
42. Carrère, C. – Schiff, M. (2003): On the Geography of Trade: Distance is Alive and Well. *Revue économique*. Vol 56. Issue 6. pp. 1249-1274.
43. Chaney, T. (2008): Distorted Gravity: The Intensive and Extensive Margins of International Trade. *The American Economic Review*. Vol. 98. Issue 4. pp. 1707-1721.
44. Chen, N. (2004): Intra-national versus International Trade in the European Union: Why do National Borders Matter? *Journal of International Economics*. Vol. 63. Issue 1. pp. 93–118.
45. Cheng, I. H. – Wall, H. J. (2005): Controlling for Heterogeneity in Gravity Models of Trade and Integration. *Federal Reserve Bank of Saint Lewis Review*. Vol. 87. Issue 1. pp. 49-63.
46. Clarke, A. C. (1952): An examination of the operation of residential propinquity as a factor in mate selection. *American Sociological Review*. Vol. 17. Issue 1. pp. 17-22.
47. Coughlin, C. C. – Novy, D. (2009): Is the International Border Effect Larger than the Domestic Border Effect? Evidence from US Trade. *CESifo Economic Studies*. Vol. 59. Issue 2. pp. 249-276.
48. De Benedictis, L. – De Santis, R. – Vicarelli, C. (2005): Hub-and-Spoke or else? Free trade agreements in the 'enlarged' European Union. *The European Journal of Comparative Economics*. Vol. 2. Issue 2. pp. 245-260.

49. De Benedictis, L. – Taglioni, D. (2011): The Gravity Model in International Trade. In: De Benedictis, L. – Salvatici, L. (eds): The Trade Impact of European Union Preferential Policies. Springer, Berlin, pp. 55-89.
50. De Benedictis, L. – Vicarelli, C. (2005): Trade potentials in gravity panel data models. The BE Journal of Economic Analysis and Policy. Vol. 5. Issue 1.
51. Deardorff, A. (1998): Determinants of Bilateral Trade: Does Gravity Work in a Neoclassical World? In: Frankel, J. A. edited: The Regionalization of the World Economy. University of Chicago Press, Chicago, 295 p. (ISBN: 978-022-625-995-6)
52. Dee, P. – Gali, J. (2005): The Trade and Investment Effects of Preferential Trading Arrangements. In: Ito, T. – Rose, A. K.: International Trade in East Asia, NBER-East Asia Seminar on Economics. University of Chicago Press, Chicago, pp. 133-175.
53. Disdier, A-C. – Head, K. (2008): The puzzling persistence of the distance effect on bilateral trade. The Review of Economics and Statistics. Vol. 90. Issue 1. pp. 37-48.
54. Doumenge, F. (1986): Enclavement et développement. Viabilité des États enclavés en développement de l'A.C.C.T.. Agence de coopération culturelle et technique (ACCT), Paris, 92 p.
55. Eaton, J. - Kortum, S. (2002): Technology, Geography and Trade. Econometrica. Vol. 70. Issue 5. pp. 1741–1779.
56. Eaton, J. – Tamura, A. (1994): Bilateralism and Regionalism in Japanese and U.S. Trade and Direct Foreign Investment Patterns. Journal of the Japanese and International Economies. Vol. 8. Issue 4. pp. 478-510.
57. Eaton, J. – Kortum, S. S. – Sotelo, S. (2012): International Trade: Linking Micro and Macro. NBER Working Paper, No. w17864.
58. Egger, P. (2000): A note on the proper econometric specification of the gravity equation. Economics Letters. Vol. 66. Issue 1. pp. 25-31.
59. Egger, P. – Pfaffermayr, M. A. (2003): The Proper Panel Econometrics Specification of the Gravity Equation: a Three-way Model with Bilateral Interaction Effects. Empirical Economics. Vol. 28. Issue 3. pp. 571-580.
60. Egger, P. – Pfaffermayr, M. A. (2004): Distance, Trade and FDI: A Hausmann-Taylor SUR Approach. Journal of Applied Econometrics. Vol. 19. Issue 2. pp. 227-246.

61. Eichengreen, B. – Irwin, D. A. (1998): The Role of History in Bilateral Trade Flows. In: Frankel, J. A. (ed.): The Regionalization of the World Economy. University of Chicago Press, Chicago. pp. 33-62.
62. Eicher, T. S. – Henn, C. – Papageorgiou, C. (2012): Trade Creation and Diversion Revisited: Accounting for Model Uncertainty and Natural Trading Partner Effects. *Journal of Applied Econometrics*. Vol. 27. Issue 2. pp. 296-321.
63. Engel, C. – Rogers, J. H. (1996): How Wide is the Border? *American Economic Review*. Vol. 86. Issue 1. pp. 1112-1125.
64. Evans, C. L. (2003): The Economic Significance of National Border Effects. *The American Economic Review*. Vol. 93. Issue 4. pp. 1291-1312.
65. Fally, T. (2015): Structural gravity and fixed effects. *Journal of International Economics*. Vol. 97. Issue 1. pp. 76-85.
66. Farkas, B. (2011): A közép-kelet-európai piacgazdaságok fejlődési lehetőségei az Európai Unióban. *Közgazdasági Szemle*. 58. évf. 5. sz. pp. 412-429.
67. Feenstra, R. C. (2002): Border Effects and the Gravity Equation: Consistent Methods for Estimation. *Scottish Journal of Political Economy*. Vol. 49. Issue 5. pp. 491-506.
68. Feenstra, R. C. (2015): *Advanced International Trade: Theory and Evidence*. Second Edition. Princeton University Press, New Jersey, 496 o.
69. Fidrmuc, J. (2009): Gravity models in integrated panels. *Empirical Economics*. Vol. 37. Issue 2. pp. 435-446.
70. Fidrmuc, J. – Fidrmuc, J. (2014): Foreign Languages and Trade. CESifo Working Paper Series No. 4670.
71. Filippini, C. – Molini, V. (2003): The Determinants of East Asian Trade Flows. *Journal of Asian Economics*. Vol. 14. Issue 5. pp. 695-711.
72. Flam, H. – Nordström, H. (2006): Euro effects on the intensive and extensive margins of trade. CESifo working paper, No. 1881.
73. Flowerdew, R. – Aitkin, M. (1982): A Method of Fitting the Gravity Model Based on the Poisson Distribution. *Journal of Regional Science*. Vol. 22. Issue 2. pp. 191-202.
74. Frankel, J. A. – Rose, A. K. (2002): An Estimate of the Effect of Common Currencies on Trade and Income. *The Quarterly Journal of Economics*. Vol. 117. Issue 2. pp. 437-466.

75. Frankel, J. A. – Stein, E. – Wei, S-J. (1997): *Regional Trading Blocs in the World Economic System*. Institute for International Economics, Washington, DC, 364 p..
76. Frankel, J. A. – Stein, E. – Wei, S-J. (1998): *Continental Trading Blocs: Are They Natural or Supernatural?* In: Frankel, J. A. edited: *The Regionalization of the World Economy*. University of Chicago Press, Chicago, 295 p. (ISBN: 978-022-625-995-6)
77. Fukao, K. – Okubo, T. – Stern, R. M. (2003): *An econometric analysis of trade diversion under NAFTA*. *North American Journal of Economics and Finance*. Vol. 14. Issue 1. pp. 3-24.
78. Fukao, K. – Okubo, T. (2011): *Why Has the Border Effect in the Japanese Machinery Industry Declined? The Role of Business Network in East Asian Machinery Trade*. *Journal of Economic Integration*. Vol. 26. Issue 4. pp. 651-671.
79. Gil-Pareja, S. – Martinez-Serrano, J. A. – Llorca-Vivero, R. – Oliver-Alonso, J. (2005): *The Border Effect in Spain*. *World Economy*. Vol. 28. Issue 11. pp. 1617-1631.
80. Glick, R. – Rose, A. K. (2002): *Does a currency union affect trade? The time-series evidence*. *European Economic Review*. Vol. 46. Issue 6. 1125-1151.
81. Gómez-Herrera, E. (2013): *Comparing alternative methods to estimate gravity models of bilateral trade*. *Empirical Economics*. Vol. 44. Issue 3. pp. 1087-1111.
82. Gourieroux, C. – Monfort, A. – Trognon, A. (1984): *Pseudo Maximum Likelihood Methods: Applications to Poisson Models*. *Econometrica*. Vol. 52. Issue 3. pp. 701-720.
83. Greene, W. (2004): *Fixed effects and bias due to the incidental parameters problem in the Tobit model*. *Econometric Reviews*. Vol. 23. Issue 2. pp. 125-147.
84. Hammer, C. – Ikle, F. C. (1957): *Intercity Telephone and Airline Traffic Related to Distance and the “Propensity to Interact”*. *Sociometry*. Vol. 20. Issue 4. pp. 306-316.
85. Head, K. – Mayer, T. (2000): *Non-Europe: The Magnitude and Causes of Market Fragmentation in Europe*. *Weltwirtschaftliches Archiv*. Vol. 136. Issue 2. pp. 285–314.
86. Head, K. – Mayer, T. (2002): *Illusory Border Effects: Distance Mismeasurement Inflates Estimates of Home Bias in Trade*. Working Paper No. 2002-01. Centre d’Etudes Prospectives et d’Informations Internationales (CEPII), Paris.

87. Head, K. – Mayer, T. (2014): Gravity equations: workhorse, toolkit and cookbook. Centre for Economic Policy Research, Discussion Paper, No. 9322.
88. Head, K. – Mayer, T. – Ries, J. (2009): How remote is the offshoring threat? *European Economic Review*. Vol. 53. Issue 4. pp. 429-444.
89. Head, K. – Ries, J. (1998): Immigration and Trade Creation: Econometric Evidence from Canada. *The Canadian Journal of Economics*. Vol. 31. Issue 1. pp. 47-62.
90. Head, K. – Ries, J. (2001): Increasing Returns versus National Product Differentiation as an Explanation for the Pattern of U.S.-Canada Trade. *The American Economic Review*. Vol. 91. Issue 4. pp. 858-876.
91. Heckman, J. J. (1979): Sample Selection Bias as a Specification Error. *Econometrica*. Vol. 47. Issue 1. pp. 152-161.
92. Helble, M. (2007): Border Effect Estimates for France and Germany Combining International Trade and International Transport Flows. *Review of World Economics*. Vol. 143. Issue 3. pp. 433-463.
93. Helliwell, J. F. (1996): Do National Borders Matter for Quebec's Trade? NBER Working paper, No. w5215.
94. Helliwell, J. F. (1998): How Much do National Borders Matter? Brookings Institution Press, Washington, DC. 153 p. (ISBN: 978-081-573-554-0)
95. Helliwell, J. F. – Verdier, G. (2001): Measuring Internal Trade Distance: A New Method Applied to Estimate Provincial Border Effect in Canada. *The Canadian Journal of Economics*. Vol. 43. Issue 4. pp. 1024-1041.
96. Helpman, E. – Krugman, P. R. (1985): Market Structure and Foreign Trade: Increasing Returns, Imperfect Competition and the International Economy. MIT Press, Cambridge MA, 271 p. (ISBN: 978-026-258-087-8)
97. Helpman, E. – Melitz, M. J. – Rubinstein, Y. (2008): Estimating Trade Flows: Trading Partners and Trading Volumes. *The Quarterly Journal of Economics*. Vol. 123. Issue 2. pp. 441-487.
98. Hewett, E. A. (1976): A gravity Model of CEMA Trade. In Brada, J. C. edited: *Quantitative and Analytical Studies in East-West Economic Relations*. Bloomington, Indiana, 133p. (ISBN: 978-089-249-015-8)
99. Hilberry, R. – Hummels, D. (2003): Intranational Home Bias: Some Explanations. *The Review of Economics and Statistics*. Vol. 85. Issue 4. pp. 1089-1092.

100. Jámbor, A. (2014): A horizontális és vertikális ágazaton belüli agrárkereskedelem meghatározó tényezői az EU új tagországaiban. *Közgazdasági Szemle*. 61. évf. 4. sz. pp. 544-565.
101. Jankuné K. Gy. – Dudás Gy. – Darvasné Ö. E. – Radóczné K. T. – Székelyhídi K. – Wagner H. (2017): A magyarországi agrár- és élelmiszerexportra ható tényezők vizsgálata. Agrárgazdasági Kutató Intézet, Budapest, 177 p.
102. Kabir, M. – Salim, R. – Al-Mawali, N. (2017): The gravity model and trade flows: Recent developments in econometric modeling and empirical evidence. *Economic Analysis and Policy*. Vol. 56. Issue 1. pp. 60-71.
103. Kareem, F. O. – Martinez-Zarzoso, I. – Brümmer, B. (2016): Fitting the gravity model when zero trade flows are frequent: A comparison of estimation techniques using Africa's trade data. *Global Food Discussion Papers*. No. 77.
104. Karemera, D. – Oguledo, V. I. – Davis, B. (2000): A gravity model analysis of international migration to North America. *Applied Economics*. Vol. 32. Issue 13. pp. 1745-1755.
105. Kiss J. (2015): Prospects of the Visegrad cooperation in changing economic, political and social conditions – identifying converging and diverging factors. In: Túry G. (Ed.): Prospects of the Visegrad cooperation – identifying converging and diverging factors. Institute of World Economics, Centre for Economic and Regional Studies HAS. Budapest, 367 p.
106. Kiss K. – Bihari K. (2018): The impact of FDI, foreign aid and remittances on the East African Community's intra-regional trade: A gravity model analysis. *IMBusiness*. Vol. 2. Issue 2. pp. 41-66.
107. Kleinert, J. – Toubal, F. (2010): Gravity for FDI. *Review of International Economics*. Vol. 18. Issue 1. pp. 1-13.
108. Kőrösi I. (2015): *Kelet-Közép-Európa felzárkózásának lehetősége és kilátásai az Európai Unióban*. In Katona K. – Kőrösi I. szerk: Felzárkózás vagy lemaradás? Heller Farkas Könyvek (2). Pázmány Press, Budapest, pp. 159-176. ISBN 978-963-308-264-5
109. Köves A. (2003): A KGST-től az EU-csatlakozásig. A kereskedelmi reorientáció néhány főbb kérdése a rendszerváltó országokban, különös tekintettel Magyarországra, I. Kontinuitás és diszkontinuitás a külkapcsolatokban. *Közgazdasági Szemle*. 50. évf. 4. sz. pp. 635-653.

110. Krueger, A. O. (1999): Trade Creation and Trade Diversion under NAFTA. NBER Working Paper, No. w7429.
111. Krugman, P. (1980): Scale Economies, Product Differentiation and the Pattern of Trade. *The American Economic Review*. Vol. 70. Issue 5. pp. 950-959.
112. Krugman, P. (1991): *Geography and Trade*. MIT Press, Cambridge MA, 156 p. (ISBN: 978-026-211-159-1).
113. Lambert, D. (1992): Zero-Inflated Poisson Regression, with an Application to Defects in Manufacturing. *Technometrics*. Vol. 34. Issue 1. pp. 1-14.
114. Leamer, E.E. (1997). Access to Western Markets, and Eastern Effort Levels. In: Zecchini, S. (Ed.), *Lessons from the Economic Transition: Central and Eastern Europe in the 1990s*. Kluwer Academic Publishers, pp. 503– 526.
115. Lee, H. – Park, I. (2007): In search of optimized regional trade agreements and applications to East Asia. *World Economy*. Vol. 30. Issue 5. pp. 783-806.
116. Linders, G-J. – De Groot H. L. F. (2006): Estimation of the Gravity Equation in the Presence of Zero Flows. *Tinbergen Institute Discussion Paper*, No. 06-072/3.
117. Linnemann, H. (1966): *An Econometric Study of International Trade Flows*. North-Holland Publishing Company, Amsterdam, 234 p.
118. Llano-Verduras, C. – Minondo, A. – Requena-Silvente, F. (2011): Is the Border Effect an Artefact of Geographical Aggregation? *World Economy*, Vol. 34. Issue 10. pp. 1171–1187.
119. Longo, R. – Sekkat, K. (2004): Economic Obstacles to Expanding Intra-African Trade. *World Development*. Vol. 32. Issue 8. pp. 1309-1321.
120. MacDermott, R. (2007): Regional trade agreement and foreign direct investment. *North American Journal of Economics and Finance*. Vol. 18. Issue 1. pp.107-116.
121. Manning, W. G. – Mullahy, J. (2001): Estimating log models: to transform or not to transform? *Journal of Health Economics*. Vol. 20. Issue 4. pp. 461-494.
122. Márkus Á. (2017): A határhatás irodalom áttekintése - Torzítják-e az országhatárok a kereskedelmi kapcsolatokat? *Competitio*. 16. évf. 1. sz. pp. 81-102.
123. Márkus Á. (2018a): Disappearing Borders in the Visegrad Countries. *Prague Economic Papers*. Vol. 27. Issue 2. pp. 149-168.
124. Márkus Á. (2018b): Heterogén határhatások az Európai Unió egységes belső piacán – egy PPML- és OLS-elemzés tanulságai. *Statisztikai Szemle*. 96. évf. 4. sz. pp. 375-402.

125. Marrocu, E. – Paci, R. (2011): The arrive with new information. Tourism flows and production efficiency in the European regions. *Tourism Management*. Vol. 32. Issue 4. pp. 750-758.
126. Martin, W. – Pham, C. S. (2015): Estimating the Gravity Model When Zero Trade Flows Are Frequent and Economically Determined. *World Bank, Policy Research Working Paper*, No. 7308.
127. Martínez-Zarzoso, I. (2013): The log of gravity revisited. *Applied Economics*. Vol. 45. Issue 3. pp. 311-327.
128. Mátyás L. (1997): Proper Econometric Specification of the Gravity Model. *The World Economy*. Vol. 20. Issue 3. pp. 363-368.
129. McCallum, J. (1995): National Borders Matter: Canada-U.S. Regional Trade Patterns. *The American Economic Review*. Vol. 85. Issue 3. pp. 615-623.
130. Melitz, J. (2008): Language and Foreign Trade. *European Economic Review*. Vol. 52. Issue 4. pp. 667-699.
131. Melitz, M. J. – Ottaviano, G. I. P. (2008): Market Size, Trade and Productivity. *The Review of Economic Studies*. Vol. 75. Issue 1. pp. 295-316.
132. Millimet, D. L. – Osang, T. (2003): Do State Borders Matter for U.S. Intranational Trade? The Role of History and Internal Migration. *Canadian Journal of Economics* Vol. 40. Issue 1. pp. 93-126.
133. Mitze, T. – Alecke, B. – Untiedt, G. (2008): Trade, FDI and Cross-Variable Linkages: A German (Macro-)Regional Perspective. *MPRA Working paper*, No. 12245.
134. Molnár, E. (2012): Kelet-Közép-Európa az autóipar nemzetközi munkamegosztásában. *Tér és Társadalom*. 26. évf. 1. sz. pp. 123-137.
135. Moser, C. – Grundke, R. (2014): Hidden Protectionism? Evidence from Non-tariff Barriers to Trade in the United States. *KOF Working Papers* 369.
136. Nemes Nagy J. (2009): Terek, helyek, régiók. A regionális tudomány alapjai. Akadémiai Kiadó, Budapest, 350 o.
137. Neumanné, V. I. (2014): Az integráció hatása az EU tagországok külkereskedelmére – vizsgálatok a gravitációs modellel. Diss. Pannon Egyetem, Veszprém.
138. Newton, I. (1686): *Philosophiae Naturalis Principia Mathematica*. S. Peppys, the Royal Society Press, London.

139. Niedercorn, J. H. – Bechdolt, B. V. (1969): An Economic Derivation of the „Gravity Law” of Spatial Interaction. *Journal of Regional Science*, Vol. 9. Issue 2. pp. 273-282.
140. Nitsch, V. (2000): National Borders and International Trade: Evidence from the European Union. *The Canadian Journal of Economics*. Vol. 33. Issue 4. pp. 1091-1105.
141. Novy, D. (2013): International trade without CES: Estimating translog gravity. *Journal of International Economics*. Vol. 89. Issue 2. pp. 271-282.
142. Oberhofer, H. – Pfaffermayr, M. (2012): FDI versus exports: Multiple host countries and empirical evidence. *The World Economy*. Vol. 35. Issue 3. pp. 316-330.
143. Obstfeld, M. – Rogoff, K. S. (2001): The Six Major Puzzles in International Macroeconomics: Is There a Common Cause? *NBER macroeconomics Annual* 2000, Volume 15, pp. 339-412.
144. Okubo, T. (2003): The Border Effect in The Japanese Market: A Gravity Model Analysis. *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol. 18. Issue 1. pp. 1–11.
145. Olper, A. – Raimondi, V. (2008): Agricultural market integration in the OECD: A gravity-border effect approach. *Food Policy*. Vol. 33. Issue 2. pp. 165-175.
146. Pacchioli, C. (2011): Is the EU internal market suffering from an integration deficit? Estimating the 'home-bias effect'. *CEPS Working Document*, No. 348.
147. Pakko, M. R. – Wall, H. J. (2001): Reconsidering the trade creating effect of a currency union. *Federal Reserve Board of Saint Louis Review*. Vol. 83. Issue 5. pp. 37-45.
148. Palánkai, T. – Kengyel, Á. – Kutasi, G. – Benczes, I. – Nagy, S. GY. (2011): A globális és regionális integráció gazdaságtana. *Akadémiai Kiadó*, Budapest, 386 p.
149. Pásztor Sz. (2014): The Economic Transformation of Borders in Central and Eastern Europe: The Case of Hungary and Its Eastern Borders. Phd diss., University of Debrecen, Debrecen. <https://dea.lib.unideb.hu/dea/handle/2437/182110>.
150. Peri, G. – Requena-Silvente, F. (2010): The trade creation effect of immigrants: evidence from the remarkable case of Spain. *The Canadian Journal of Economics*. Vol. 43. Issue 4. pp. 1433-1459.
151. Persson, T. (2001): Currency Unions and Trade: How Large Is the Treatment Effect? *Economic Policy*. Vol. 16. Issue 33. pp. 433-448.

152. Portes, R. – Rey, H. (2005): The determinants of cross-border equity flows. *Journal of International Economics*. Vol. 62. Issue 2. pp. 269-296.
153. Pöstényi, A. (2017): A hat legnagyobb latin-amerikai ország exportjának vizsgálata gravitációs modellel. *Statisztikai Szemle*. 95. évf. 2. sz. pp. 166-188.
154. Pöyhönen, P. (1963): A Tentative Model for the Volume of Trade Between Countries. *Weltwirtschaftliches Archiv*. pp. 93-100.
155. Pulliainen, K. (1963): A World Trade System: An Econometric Model of the Pattern of the Commodity Flows in International Trade in 1948-1960. *Ekonomiska Samfundets Tidskrift*. Vol. 16. Issue 2. pp. 78-91.
156. Quinn, M. (2009): Movies and the Mystery of the Missing Trade: Is Hollywood Good for U.S. Exporters? *International Trade Journal*. Vol. 23. Issue 2. pp. 231-254.
157. Raballand, G. (2003): Determinants of the Negative Impact of Being Landlocked on Trade: An Empirical Investigation Through the Central Asian Case. *Comparative Economic Studies*. Vol. 45. Issue 4. pp. 520-536.
158. Ramanathan, R. (2003): Bevezetés az ökonometriába alkalmazásokkal. Fordította: Marcinkovics, R. – Nagy, G. – Petrimán, Z. Panem Kiadó, Budapest, 708 o.
159. Ramsey, J. B. (1969): Tests for specification errors in classical linear least-squares regression analysis. *Journal of the Royal Statistical Society: Series B*. Vol. 31. Issue 2. pp. 350-371.
160. Rauch, J. R. – Trindade, V. (2002): Ethnic Chinese networks in international trade. *Review of Economics and Statistics*. Vol. 84. Issue 1. 116-130.
161. Ravenstein, E. G. (1885): The Laws of Migration. *Journal of the Statistical Society of London*. Vol. 48. Issue 2. pp. 167-235.
162. Rechnitzer J. (1999): Határ menti együttműködés Európában és Magyarországon. 9-72. old. In: *Elválaszt és összeköt – a határ.* (Szerk. Nárai M. – Rechnitzer J.). MTA RKK, Győr, 307 o.
163. Redding, S. – Venables, A. J. (2000): *Economic Geography and International Inequality*. Mimeo London School of Economics.
164. Reich, R. B. (2010): *The Work of Nations: Preparing Ourselves for 21st Century Capitalis*. Knopf Doubleday Publishing Group, New York, 352 p.
165. Reilly, W. J. (1929): *Methods for the Study of Retail Relationships*. University of Texas Bulletin. 1929. Issue 44.

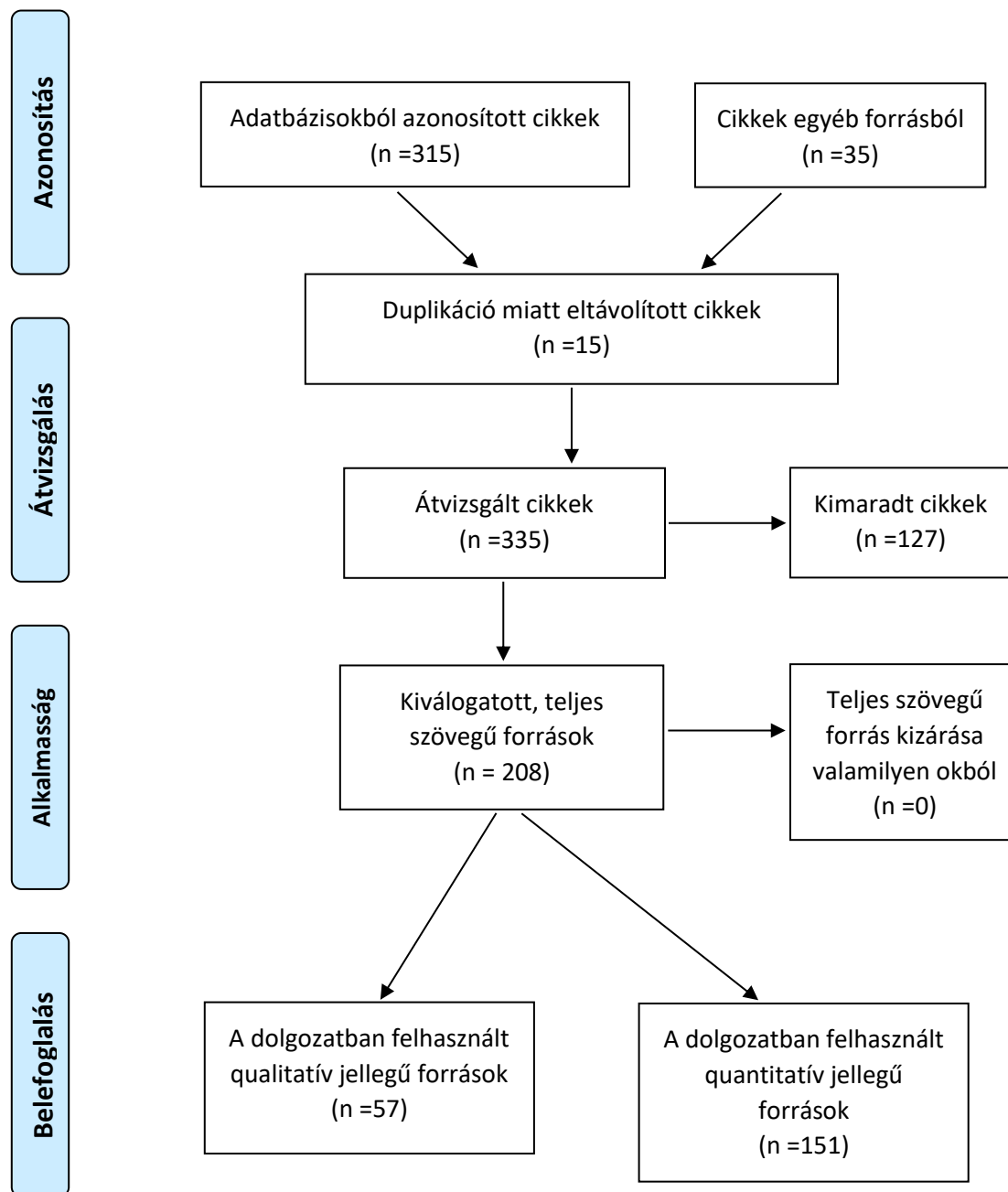
166. Rich, D. C. (1980): Potential Models in Human Geography. Concepts and Techniques in Modern Geography, No. 26.
167. Rose, A. K. (2000): One Money, One Market: The Effect of Common Currencies on Trade. *Economic Policy*. Vol. 15. Issue 30. pp. 7-45.
168. Rose, A. K. (2004): Do We Really Know That the WTO Increases Trade? *The American Economic Review*. Vol. 94. Issue 1. pp. 98-114.
169. Rose, A. K. – van Wincoop, E. (2001): National Money as a Barrier to International Trade: The Real Case for Currency Union. *The American Economic Review*. Vol. 91. Issue 2. pp. 386-390.
170. Rose, A. K. – Stanley, T. D. (2005): A Meta-analysis of the Effect of Common Currencies on International Trade. *Journal of Economic Surveys*. Vol. 19. Issue 3. pp. 347-365.
171. Sadeh, T. (2014): The euro's effect on trade. *European Union Politics*. Vol. 15. Issue 2. pp. 215-234.
172. Samuelson, P. A. (1954): The Transfer Problem and Transport Costs, II: Analysis of Effects of Trade Impediments. *The Economic Journal*. Vol. 64. Issue 254. pp. 264-289.
173. Sandberg, H. M. (2010): The Impact of Historical and Regional Networks on Trade Volumes in the Western Hemisphere: A Gravity Model Analysis. Ph. D. Dissertation, University of Florida, 2010.
174. Santana-Gallego, M. – Ledesma-Rodríguez, F. J. – Pérez-Rodríguez, J. V. (2016): International trade and tourism flows: An extension of the gravity model. *Economic Modelling*. Vol. 52. pp. 1026-1033.
175. Santos Silva, J. – Tenreyro, S. (2006): The Log of Gravity. *Review of Economics and Statistics*. Vol. 88. Issue 4. pp. 641-658.
176. Santos Silva, J. – Tenreyro, S. (2011): Further simulation evidence on the performance of the Poisson pseudo-maximum likelihood estimator. *Economics Letters*. Vol. 112. Issue 2. pp. 220-222.
177. Santos Silva, J. – Tenreyro, S. (2013): Trading partners and trading volumes: implementing the Helpman-Melitz-Rubinstein model empirically. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*. Vol. 77. Issue 1. pp. 93-105.
178. Schulze, M. S. – Wolf, N. (2009): On the origins of border effects: insights of the Habsburg Empire. *Journal of Economic Geography*. Vol. 9. Issue 1. pp. 117-136.

179. Siliverstovs, B. – Schumacher, D. (2009): Estimating gravity equations: to log or not to log? *Empirical Economics*. Vol. 36. Issue 3. pp. 645-669.
180. Simini, F. – González, M. C. – Maritan, A. – Barabási, A. L. (2012): A universal model for mobility and migration patterns. *Nature*. Vol. 483. pp. 96-100.
181. Smith, A. (1776): *An Inquiry into the Nature and Causes of The Wealth of Nations*. Harriman House Ltd, Petersfield, Hampshire, 2007, 619 p.
182. Solow, R. M. (1957): Technical change and the aggregate production function. *The review of Economics and Statistics*. Vol. 39. Issue 3. pp. 312-320.
183. Soós, K. A. (2016): Földrajzi és ágazati koncentráció a cseh, a Magyar és a szlovák exportban. *Külgazdaság*. 60. évf. 1-2. sz. 86-117.
184. Stewart, J. Q. (1948): Demographic Gravitation: Evidence and Applications. *Sociometry*. Vol. 11. Issues 1-2. pp. 31-58.
185. Subasat, T. – Bellos, S. (2013): Governance and foreign direct investment in Latin America. *Latin American Journal of Economics*. Vol. 50. Issue 1. pp. 107-131.
186. Sun, L. – Reed, M. R. (2010): Impacts of Free Trade Agreements on Agricultural Trade Creation and Trade Diversion. *American Journal of Agricultural Economics*. Vol. 92. Issue 5. pp. 1351-1363.
187. Suvankulov, F. (2016): Revisiting National Border Effects in Foreign Trade in Goods of Canadian Provinces. *The Journal of Interantional Trade and Economic Development*. Vol. 25. Issue 8. pp. 1045-1070.
188. Szanyi, M. (2017): Tőkevonzás vagy -taszítás? A befektetésösztönzés politika változásai a rendszerváltás utáni Magyarországon. *Prosperitas*. Vol. 4. Issue 1. pp. 42-62.
189. The Prisma Group (2009): Prisma flow diagram. <http://www.prisma-statement.org/>, letöltés dátuma: 2019. augusztus 27.
190. Tinbergen, J. (1962): *Shaping the World Economy – Suggestions for an International Economic Policy*. Twentieth Century Fund, New York, 352 p.
191. Tobin, J. (1958): Estimation of Relationships for Limited Dependent Variables. *Econometrica*. Vol. 26. Issue 1. pp. 24-36.
192. Tobler, W. R. (1970): A computer movie stimulating urban growth in the Detroit region. *Economic Geography*. Vol. 46. Sup. 1 pp. 234-240.
193. Treffer, D. (1995): The Case of the Missing Trade and Other Mysteries. *The American Economic Review*. Vol. 85. Issue 5. pp. 1029-1046.

194. Udvari, B. (2013): Az Európai Unió nemzetközi fejlesztéspolitikája: a kereskedelempolitikai eszközök eredményessége. JATE Press, Szeged, 161 p.
195. Van Houtum, H. (1998): The Development of Cross-border Economic Relations. Tilburg University Press, Tilburg, 300 o.
196. Van Houtum, H. – Kramsch, O. – Zierhofer, W. (2005): B/ordering Space. Ashgate Publishing Limited, London, 262 p.
197. Venables, A. J. (2001): Geography and International Inequalities: The Impact of New Technologies. Journal of Industry, Competition and Trade. Vol. 1. Issue 2. pp. 135-159.
198. Viner, J. (1950): The Customs Union Issue. Carnegie Endowment for International Peace, New York, 221 p.
199. Wei, S-J. (1996): Intra-national versus International trade: How Stubborn are Nations in Global Integration? National Bureau of Economic Research, Working Paper No. 5531.
200. Westerlund, J. – Wilhelmsson, F. (2011): Estimating the gravity model without gravity using panel data. Applied Economics. Vol. 43. Issue 6. pp. 641-649.
201. Wilson, J. S. – Mann, C. L. – Otsuki, T. (2003): Trade Facilitation and Economic Development: A New Approach to Quantifying the Impact. The World Bank Economic Review. Vol. 17. Issue 3. pp. 367-389.
202. Wooldridge, J. M. (2013): Introductory Econometrics: A Modern Approach. Fifth Edition. South-Western Cengage Learning, Boston, Massachusetts, 881 p.
203. Wolf, H. C. (1997): Patterns of Intra- and Inter-State Trade. National Bureau of Economic Research, Working Paper No. 5939.
204. Wolf, H. C. (2000): Intranational Home Bias in Trade. The Review of Economics and Statistics. Vol. 82. Issue 4. pp. 555-563.
205. WTO (2019): <http://rtais.wto.org/UI/PublicMaintainRTAHome.aspx>, Letöltés dátuma: 201.03.06.
206. Xing, W. – Li, S. (2011): Home Bias, Border Effect and Internal Market Integration in China: Evidence from Inter-provincial Value-added Tax Statistics. Review of Development Economics. Vol. 15. Issue 3. pp. 491–503.
207. Yi, K. M. (2010): Can multistage production explain the home bias in trade? The American Economic Review. Vol. 100. Issue 1. pp. 364-393.
208. Zipf, K. G. (1946): The P_1P_2/D Hypothesis: On the Intercity Movement of Persons. American Sociological Review. Vol. 11. Issue 6. pp. 677-686.

MELLÉKLETEK

M.1. AZ IRODALOMFELTÁRÁS FOLYAMATA



M1. ábra: Az irodalomfeltárás folyamatábrája a THE PRISMA GROUP (2009) alapján szerkesztve.

Forrás: THE PRISMA GROUP (2009)

M.2. FIX VERSUS VÉLETLEN HATÁS

A véletlen hatású és fix hatású modell közötti választás eldöntéséhez a (13) *egyenletből* indulok ki, ahol az α_{ij} változó jelenti a vizsgálat tárgyát. Világosan látszik, hogy ez a tényező nem jelenthet véletlen hatást, hiszen olyan megfigyelhető változók hatásait is tartalmazza, mint a távolság, a nyelvek és a szomszédság. A kérdés azonban az, hogy ha ezeket a megfigyelhető költségelemeket kontrolláljuk, a fennmaradt országpárjellegű hatás korrelálni fog-e valamelyik magyarázó változóval, mert ha nem, akkor a véletlen hatású GLS becslés konzisztens és hatásos, azaz jobb alternatíva, mint az eddig tárgyalt fix hatású párja (WOOLDRIDGE, 2012).

A Hausman-teszt (HAUSMAN, 1978) megmutatja, hogy a véletlen hatású vagy a fix hatású modell feltétele teljesül, azaz hogy van-e korreláció a nem megfigyelhető párjellegű hatás és valamelyik magyarázó változó között, vagy nincs. A nullhipotézis azt feltételezi, hogy nincs kapcsolat a véletlen hatás és a jobb oldali változók között, és ennek teljesülése esetén a két konzisztens modell közül a véletlen hatású GLS becslés a hatásosabb. Ha viszont el kell vetni a H_0 -t, akkor a véletlen hatású modell nem konzisztens, ezért nem lehet jobb, mint a fix hatású alternatívája, független annak hatásosságától.

Érdemes megemlíteni, hogy a Hausman-teszt a becsült paraméterek illetve varianciák közötti különbséggel dolgozik. A (13) *egyenlettel* definiált modellspecifikációnál ilyen értelemben az a probléma merül föl, hogy az évenként értelmezett határhatások együtthatói mást jelentenek egy fix hatású becslésben, mint véletlen hatások mellett. Előbbinél ugyanis a kiinduló évhez viszonyított változást, míg utóbbi esetben az adott évben mért abszolút nagyságot jelentik. A kapott paraméterek és sztenderd hibák összehasonlítása – azaz a Hausman-teszt – ilyen tulajdonságok mellett értelmét veszti.

A véletlen hatású modell létjogosultságának vizsgálatára ezek tudatában két út kínálkozik. Egyrészt a Hausman-teszt kivitelezhetőségének kedvéért átalakítom a (13) *egyenletben* definiált modellt úgy, hogy a határhatásra vonatkozó dummyk az évenkénti értelmezés helyett időben állandókká változnak, azaz akkor kapnak 1-es értéket, ha az áramlás az adott régióban – évtől függetlenül – belföldön zajlott⁵⁷. Így a határhatás

⁵⁷ Mivel a kulcsváltozóról van szó, ezért az átalakítás természetesen csak a Hausman-teszt erejéig érvényes.

mutatók csak a véletlen hatású specifikációban szerepelnek, a fix hatású verzióból kiesnek. További egyszerűsítéssel élek a teszt megvalósíthatóságának kedvéért, mégpedig az országspecifikus fix hatások helyett, csak évdummykat használok. A Hausman-teszt ekkor csak olyan együtthatókon alapul (multilaterális kereskedelmi akadályok, évdummyk, valamint az uniós csatlakozásért és az euró bevezetéséért felelős bináris változók), amiknek a jelentése megegyezik a két modellben. Tehát a Hausman-teszthez módosított fix és véletlen hatású modellváltozat rendre az alábbiak szerint alakul:

$$\ln(X_{ij,t}) = \beta_0 + \beta_1 cur_{ij,t} + \beta_2 eu_{ij,t} + \alpha_{ij} + \gamma_t + \sum_M \gamma^M MR_{ij,t}^M + \varepsilon_{ij,t}, \quad (23)$$

és

$$\begin{aligned} \ln(X_{ij,t}) = & \beta_0 + \beta_1 cur_{ij,t} + \beta_2 eu_{ij,t} + \beta_3 \ln D_{ij} + \beta_4 adj_{ij} + \beta_5 lang_{ij} + \gamma_t + \sum_M \gamma^M MR_{ij,t}^M \\ & + \sum_R \gamma^R border_{ij}^R + \varepsilon_{ij,t}, \end{aligned} \quad (24)$$

ahol tehát $border_{ij}^R$ időben állandó határdummykat jelent. Az α_{ij} szimbólum a (23) *egyenletben* újfent az országpárspecifikus fix hatásokat takarja, melyek a (24) *egyenletből* kikerülnek, pontosabban nem megfigyelhető véletlen hatásokként a hibatagban jelentkeznek. Az γ_t jelölés az évdummykat mutatja. A többi változó a korábban definiáltakkal megegyezik. A Hausman-teszt eredményét a *M1. táblázat* összegzi.

Látható, hogy néhány változó esetén ($mrlang_{ij,t}$, $mradj_{ij,t}$, $mrdist_{ij,t}$, $mrborder_{ij,t}$) jelentős különbségek vannak a becsült paraméterek között, azaz a random hatású becslésnél a kihagyott tényezők hatása ezekben az együtthatókban csapódik le, vagyis nem beszélhetünk véletlenről. A próbastatisztika is egyértelműen azt támasztja alá, hogy el kell vetni a nullhipotézist, vagyis a véletlen hatású becslés nem ad konzisztens együtthatókat, mivel a párhatások korrelálnak egyes magyarázó változókkal. A teszt alapján tehát nem tűnik célszerűnek a véletlen hatású GLS módszer használata annak érdekében, hogy hatásosabb, vagyis jobb eredményeket tudjak felmutatni a fix hatású becslésnél.

M1. táblázat: Hausman-teszt: fix hatás vs. véletlen hatás

	(b)	(B)	(b-B)	$\sqrt{Var(b) - Var(B)}$
	Fix hatású becslés együtthatói	Véletlen hatású becslés együtthatói	A paraméterek különbsége	Sztenderd hiba
cur_{ij,t}	0,2251646	0,2119944	0,0131701	-
eu_{ij,t}	0,0039623	-0,0162468	0,020209	-
mrlang_{ij,t}	2,931033	1,405278	1,525755	0,9882032
mradj_{ij,t}	-3,651499	-2,543836	-1,107662	0,5838477
mrcur_{ij,t}	-0,104962	-0,1518349	0,046873	0,0092819
mreu_{ij,t}	-0,6885866	-0,6987011	0,0101146	0,0116193
mrdist_{ij,t}	-0,5343807	0,0147649	-0,5491456	0,5581782
mrborder_{ij,t}	-7,641149	-12,42972	4,788567	1,659707
year1998	0,1680521	0,1361381	0,031914	0,0086889
year2002	0,4383162	0,364067	0,0742492	0,0129946
year2006	0,7138813	0,364067	0,1264746	0,0171912
year2010	0,7047035	0,5511041	0,1535993	0,0216645
year2014	0,9713633	0,8272585	0,1441048	0,0184781

$$\chi^2(13) = 34,43$$

$$\text{Prob} > \chi^2 = 0,0010$$

Forrás: Szerző számításai

A fix és véletlen hatású modell közötti választást a modell túlidentifikálásának tesztje is megerősítheti, ahol nem közvetlen összehasonlítás történik a két változat között, hanem azt vizsgáljuk, hogy a véletlen hatású becslőfüggvény ortogonalitási feltétele nem vezet-e túlidentifikáláshoz. A módszer előnye, hogy mivel csak a véletlen hatású becslés eredményeit használja fel a teszteléshez, ezért dolgozhatok időben változó határhatásokkal, és így is a Hausman-tesztel ekvivalens eredményeket kapok. A tesztben (M2. táblázat) egy – az eredeti változók szórásait felhasználó – mesterséges regresszió kerül újrabecslésre.

M2. táblázat: A túlidentifikálás tesztje a fix és véletlen hatású modell közötti választáshoz

Sargan-Hansen statisztika: $\chi^2(11) = 193,935$
Prob > $\chi^2 = 0,0000$

Forrás: A szerző számításai.

A khí-négyzet próbastatisztika alapján egyértelműen elvethetjük azt a hipotézist, hogy a véletlen hatású becslés konzisztens eredményeket ad, tehát a rögzített hatású modellt kell preferálnunk.

M.3. AZ ELSŐ MODELLVÁLTOZAT EREDMÉNYEI

M3. táblázat: Az első modellváltozat teljes mintájának leíró statisztikája

Variable	Obs.	Mean	Std. Dev.	Min	Max
$\ln(x_{ij,t}+10^{-1})$	13520	19,794	3,046	-2,303	28,162
$\ln(x_{ij,t}+10^0)$	13520	19,801	2,995	0	28,162
$\ln(x_{ij,t}+10^1)$	13520	19,809	2,949	2,303	28,162
$\ln(x_{ij,t}+10^2)$	13520	19,816	2,908	4,605	28,162
$\ln(x_{ij,t}+10^3)$	13520	19,824	2,872	6,908	28,162
$\ln(x_{ij,t}+10^6)$	13520	19,902	2,683	13,816	28,162
$eu_{ij,t}$	13520	0,342	0,474	0	1
$cur_{ij,t}$	13520	0,795	0,404	0	1
$border_{Vis}1996-border_{Vis}2014$	13520	0,9997	0,017	0	1
$border_{Bal}1996-border_{Bal}2014$	13520	0,9998	0,015	0	1
$border_{Rest}1996-border_{Rest}2014$	13520	0,9986	0,037	0	1

Megjegyzés: $border_{Vis}$ a visegrádi országokra, $border_{Bal}$ a balti országokra, $border_{Rest}$ pedig a többi EU-s országra vonatkozó határváltozókat jelenti. A többi változó a (8) *egyenletben* definiáltakkal azonos.

Forrás: A szerző saját számításai.

M4. táblázat: Az első modellváltozat csonka mintájának leíró statisztikája

Variable	Obs.	Mean	Std. Dev.	Min	Max
$\ln x_{ij,t}$	13477	19,865	2,783	7,032	28,162
$eu_{ij,t}$	13477	0,34	0,474	0	1
$cur_{ij,t}$	13477	0,795	0,404	0	1
$border_{Vis1996} - border_{Vis2014}$	13477	0,9997	0,017	0	1
$border_{Bal1996} - border_{Bal2014}$	13477	0,9998	0,015	0	1
$border_{Rest1996} - border_{Rest2014}$	13477	0,9986	0,038	0	1

Megjegyzés: $border_{Vis}$ a visegrádi országokra, $border_{Bal}$ a balti országokra, $border_{Rest}$ pedig a többi EU-s országra vonatkozó határváltozókat jelenti. A többi változó a (8) egyenletben definiáltakkal azonos.

Forrás: A szerző saját számításai.

M5. táblázat: A fix hatású OLS becslés eredményei a különböző alacsony értékekkel módosított exportokat tartalmazó mintákon

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Függő változó	$LN(X_{ij}+0,1)$	$LN(X_{ij}+10)$	$LN(X_{ij}+100)$	$LN(X_{ij}+1000)$	$LN(X_{ij}+1000000)$
cur_{ijt}	-0,03 (0,032)	-0,03 (0,029)	-0,03 (0,028)	-0,02 (0,027)	-0,06*** (0,022)
eu_{ijt}	-0,13*** (0,043)	-0,14*** (0,038)	-0,15*** (0,035)	-0,16*** (0,034)	-0,35*** (0,025)
const	-49,14*** (15,582)	-46,26*** (13,647)	-44,82*** (12,715)	-43,29*** (11,809)	-28,98*** (9,195)
RMSE (\$)	$7,31 \times 10^{10}$	$6,16 \times 10^{10}$	$5,6 \times 10^{10}$	$5,08 \times 10^{10}$	$3,25 \times 10^{10}$
MAE (\$)	$7,18 \times 10^9$	$6,12 \times 10^9$	$5,6 \times 10^9$	$5,09 \times 10^9$	$3,34 \times 10^9$
$100 * \frac{\sum_{ij} \hat{X}_{ij}}{\sum_{ij} X_{ij}}$	109,5	105,8	104,2	102,9	99,95
N	13520	13520	13520	13520	13520
Adj. R ²	0,945	0,957	0,962	0,966	0,979

Megjegyzés: N a megfigyelések számát jelöli. $Adj. R^2$ a – szabadságfokokkal kiigazított – determinációs együtthatót jelenti. $RMSE$ a négyzetes hibák átlagának a gyöke. MAE az átlagos abszolút hibákat mutatja. $Const$ az egyenlet konstans tagját, azaz β_0 -t takarja. *,*** esetén az adott paraméter statisztikailag különbözik 0-tól rendre 10 illetve 1%-os szignifikancia szinten. $\hat{X}_{ij}$ i ország bilaterális exportjának – a modell által számított – értékét jelöli j országba. A paraméterek alatti zárójelben a standard hibák vannak feltüntetve. A fix hatások, valamint a határhatások paraméterei helytakarékossági okokból nem szerepelnek a táblázatban.

Forrás: A szerző számításai.

M6. táblázat: Határhatások becsült paraméterei az egy dollárral módosított exportértékekkel, valamint a csonkított mintával lefuttatott regressziókban (1. modellváltozat)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Régió	V4	Balti	Egyéb EU	V4	Balti	Egyéb EU
Függő változó	$LN(X_{ij}+1)$	$LN(X_{ij}+1)$	$LN(X_{ij}+1)$	$LN X_{ij}$ (0 nélkül)	$LN X_{ij}$ (0 nélkül)	$LN X_{ij}$ (0 nélkül)
1996	-0,02 (0,208)	0,22 (0,427)	-0,27 (0,957)	0 (0,207)	0,35 (0,304)	0,03 (0,213)
1997	0,27* (0,155)	0,49 (0,395)	-0,12 (0,946)	0,27* (0,151)	0,75*** (0,283)	0,18 (0,2)
1998	0,45*** (0,144)	0,6 (0,378)	-0,04 (0,94)	0,46*** (0,143)	0,72*** (0,279)	0,26 (0,201)
1999	0,54*** (0,151)	0,7* (0,379)	0,01 (0,934)	0,55*** (0,15)	0,81*** (0,292)	0,3 (0,193)
2000	0,89*** (0,162)	1,21*** (0,431)	0,21 (0,926)	0,93*** (0,161)	1,2*** (0,357)	0,5*** (0,188)
2001	1,09*** (0,16)	1,32*** (0,4)	0,19 (0,914)	1,12*** (0,159)	1,3*** (0,321)	0,48*** (0,179)
2002	1,12*** (0,162)	1,53*** (0,371)	0,3 (0,847)	1,16*** (0,162)	1,52*** (0,284)	0,59*** (0,199)
2003	1,2*** (0,14)	1,61*** (0,367)	0,26 (0,851)	1,23*** (0,139)	1,6*** (0,276)	0,55*** (0,192)
2004	1,37*** (0,14)	1,53*** (0,333)	0,37 (0,812)	1,4*** (0,139)	1,51*** (0,244)	0,66*** (0,236)
2005	1,47*** (0,14)	1,65*** (0,411)	1,45 (0,982)	1,48*** (0,137)	1,78*** (0,246)	0,49*** (0,171)
2006	1,68*** (0,136)	1,78*** (0,324)	1,55 (0,979)	1,71*** (0,135)	1,76*** (0,236)	0,57*** (0,172)
2007	1,89*** (0,145)	1,64*** (0,371)	1,51 (0,989)	1,9*** (0,143)	1,78*** (0,234)	0,54*** (0,172)
2008	1,84*** (0,145)	1,79*** (0,32)	1,51 (0,991)	1,86*** (0,144)	1,77*** (0,245)	0,52*** (0,178)
2009	1,81*** (0,149)	1,83*** (0,327)	0,19 (0,879)	1,84*** (0,148)	1,81*** (0,244)	0,48** (0,181)
2010	2*** (0,136)	2,21*** (0,323)	1,64* (0,98)	2,02*** (0,135)	2,18*** (0,243)	0,67*** (0,181)
2011	2,13*** (0,136)	2,48*** (0,322)	1,76* (0,986)	2,15*** (0,135)	2,46*** (0,239)	0,78*** (0,2)
2012	2,26*** (0,152)	2,84*** (0,338)	1,86* (0,989)	2,28*** (0,152)	2,81*** (0,256)	0,9*** (0,242)
2013	2,37*** (0,149)	2,85*** (0,346)	1,87* (0,987)	2,4*** (0,148)	2,83*** (0,278)	0,9*** (0,217)
2014	2,47*** (0,156)	2,76*** (0,352)	1,91* (0,984)	2,49*** (0,156)	2,73*** (0,297)	0,95*** (0,227)

Megjegyzés: Az együtthatók a (8) egyenlet OLS becsléseiből származnak és a 2. táblázat eredményeivel együtt értelmezendők. *,*** esetén az adott paraméter statisztikailag különbözik 0-tól rendre 10 illetve 1%-os szignifikancia szinten. A paraméterek alatti zárójelben a standard hibák vannak feltüntetve.

Forrás: A szerző saját számításai.

M7. táblázat: Határhatások becsült paraméterei az egytized, illetve tíz dollárral módosított exportértékekkel lefuttatott regressziókban (1. modellváltozat)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Régió	V4	Balti	Egyéb EU	V4	Balti	Egyéb EU
Függő változó	$\text{LN}(X_{ij}+10^{-1})$	$\text{LN}(X_{ij}+10^{-1})$	$\text{LN}(X_{ij}+10^{-1})$	$\text{LN}(X_{ij}+10^1)$	$\text{LN}(X_{ij}+10^1)$	$\text{LN}(X_{ij}+10^1)$
1996	-0,02 (0,209)	0,22 (0,459)	-0,27 (1,026)	-0,02 (0,208)	0,22 (0,396)	-0,27 (0,888)
1997	0,28* (0,156)	0,46 (0,43)	-0,12 (1,015)	0,27* (0,153)	0,52 (0,361)	-0,12 (0,877)
1998	0,45*** (0,145)	0,6 (0,408)	-0,04 (1,01)	0,45*** (0,144)	0,6* (0,35)	-0,04 (0,871)
1999	0,54*** (0,152)	0,69* (0,407)	0,01 (1)	0,54*** (0,151)	0,69* (0,353)	0,01 (0,865)
2000	0,89*** (0,162)	1,24*** (0,452)	0,21 (0,995)	0,9*** (0,161)	1,18*** (0,412)	0,21 (0,857)
2001	1,09*** (0,16)	1,35*** (0,423)	0,19 (0,983)	1,1*** (0,16)	1,29*** (0,379)	0,19 (0,845)
2002	1,12*** (0,163)	1,56*** (0,394)	0,31 (0,915)	1,13*** (0,162)	1,51*** (0,348)	0,3 (0,781)
2003	1,19*** (0,14)	1,64*** (0,391)	0,26 (0,919)	1,2*** (0,14)	1,58*** (0,344)	0,26 (0,784)
2004	1,37*** (0,14)	1,56*** (0,394)	0,38 (0,879)	1,37*** (0,139)	1,5*** (0,309)	0,37 (0,747)
2005	1,48*** (0,141)	1,65*** (0,454)	1,58 (1,06)	1,47*** (0,139)	1,65*** (0,37)	1,33 (0,904)
2006	1,68*** (0,137)	1,82*** (0,349)	1,67 (1,057)	1,68*** (0,136)	1,75*** (0,301)	1,42 (0,902)
2007	1,9*** (0,145)	1,64*** (0,406)	1,64 (1,067)	1,89*** (0,144)	1,64*** (0,338)	1,39 (0,911)
2008	1,84*** (0,145)	1,82*** (0,343)	1,64 (1,069)	1,84*** (0,144)	1,76*** (0,299)	1,39 (0,913)
2009	1,81*** (0,149)	1,86*** (0,351)	0,2 (0,948)	1,81*** (0,148)	1,8*** (0,304)	0,19 (0,811)
2010	2*** (0,137)	2,24*** (0,346)	1,77* (1,058)	2*** (0,135)	2,17*** (0,301)	1,52* (0,902)
2011	2,13*** (0,137)	2,51*** (0,346)	1,88* (1,064)	2,13*** (0,135)	2,45*** (0,3)	1,63* (0,908)
2012	2,26*** (0,152)	2,87*** (0,361)	1,99* (1,066)	2,26*** (0,152)	2,8*** (0,315)	1,74* (0,912)
2013	2,37*** (0,149)	2,88*** (0,367)	1,99* (1,064)	2,37*** (0,148)	2,82*** (0,326)	1,74* (0,91)
2014	2,47*** (0,156)	2,79*** (0,371)	2,04* (1,062)	2,47*** (0,155)	2,73*** (0,335)	1,79** (0,907)

Megjegyzés: Az együtthatók a (8) egyenlet OLS becsléseiből származnak és a M5. táblázat eredményeivel együtt értelmezendők. *,*** esetén az adott paraméter statisztikailag különbözik 0-tól rendre 10 illetve 1%-os szignifikancia szinten. A paraméterek alatti zárójelben a standard hibák vannak feltüntetve.

Forrás: A szerző saját számításai.

M8. táblázat: Határhatások becsült paraméterei a száz, ezer illetve egymillió dollárral módosított exportértékekkel lefuttatott regressziókban (1. modellváltozat)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
Régió	V4	Balti	Egyéb EU	V4	Balti	Egyéb EU	V4	Balti	Egyéb EU
Függő változó	LN(X _{ij} +10 ²)	LN(X _{ij} +10 ²)	LN(X _{ij} +10 ²)	LN(X _{ij} +10 ³)	LN(X _{ij} +10 ³)	LN(X _{ij} +10 ³)	LN(X _{ij} +10 ⁶)	LN(X _{ij} +10 ⁶)	LN(X _{ij} +10 ⁶)
1996	-0,02 (0,207)	0,22 (0,366)	-0,27 (0,82)	-0,02 (0,207)	0,22 (0,339)	-0,27 (0,753)	-0,01 (0,188)	0,13 (0,249)	-0,3 (0,559)
1997	0,27* (0,152)	0,55* (0,331)	-0,12 (0,809)	0,26* (0,151)	0,58* (0,305)	-0,12 (0,741)	0,24* (0,141)	0,43** (0,217)	-0,15 (0,547)
1998	0,45*** (0,143)	0,6* (0,324)	-0,04 (0,803)	0,45*** (0,143)	0,6** (0,302)	-0,04 (0,736)	0,45*** (0,135)	0,42 (0,257)	-0,07 (0,542)
1999	0,54*** (0,15)	0,69** (0,329)	0 (0,797)	0,54*** (0,15)	0,69** (0,309)	0 (0,73)	0,55*** (0,139)	0,46* (0,245)	-0,02 (0,537)
2000	0,9*** (0,161)	1,15*** (0,393)	0,21 (0,789)	0,9*** (0,161)	1,13*** (0,377)	0,21 (0,722)	0,89*** (0,154)	0,82** (0,328)	0,17 (0,529)
2001	1,1*** (0,159)	1,26*** (0,36)	0,19 (0,777)	1,1*** (0,159)	1,23*** (0,341)	0,18 (0,71)	1,08*** (0,151)	0,88*** (0,247)	0,16 (0,518)
2002	1,13*** (0,161)	1,48*** (0,327)	0,3 (0,715)	1,13*** (0,161)	1,45*** (0,307)	0,3 (0,651)	1,13*** (0,148)	1,02*** (0,217)	0,27 (0,472)
2003	1,21*** (0,139)	1,55*** (0,322)	0,26 (0,718)	1,21*** (0,138)	1,53*** (0,301)	0,25 (0,654)	1,21*** (0,134)	1,05*** (0,216)	0,21 (0,473)
2004	1,37*** (0,139)	1,47*** (0,287)	0,37 (0,684)	1,37*** (0,138)	1,44*** (0,267)	0,36 (0,622)	1,31*** (0,136)	0,88*** (0,19)	0,29 (0,456)
2005	1,47*** (0,138)	1,64*** (0,331)	1,21 (0,828)	1,46*** (0,137)	1,64*** (0,296)	1,09 (0,752)	1,4*** (0,132)	1,07*** (0,202)	0,65 (0,535)
2006	1,68*** (0,135)	1,72*** (0,279)	1,3 (0,826)	1,68*** (0,135)	1,69*** (0,258)	1,17 (0,75)	1,61*** (0,13)	1,07*** (0,194)	0,73 (0,534)
2007	1,89*** (0,143)	1,63*** (0,307)	1,27 (0,834)	1,88*** (0,142)	1,63*** (0,277)	1,14 (0,758)	1,8*** (0,137)	1,04*** (0,198)	0,67 (0,541)
2008	1,84*** (0,144)	1,73*** (0,279)	1,26 (0,837)	1,84*** (0,143)	1,7*** (0,262)	1,14 (0,761)	1,77*** (0,14)	1,04*** (0,203)	0,67 (0,545)
2009	1,81*** (0,148)	1,77*** (0,284)	0,19 (0,744)	1,81*** (0,147)	1,73*** (0,264)	0,18 (0,679)	1,75*** (0,143)	1,1*** (0,21)	0,07 (0,491)
2010	2*** (0,135)	2,14*** (0,28)	1,39* (0,826)	2*** (0,135)	2,11*** (0,262)	1,27* (0,751)	1,94*** (0,131)	1,46*** (0,205)	0,79 (0,534)
2011	2,13*** (0,135)	2,42*** (0,279)	1,51* (0,832)	2,13*** (0,134)	2,39*** (0,26)	1,38* (0,757)	2,06*** (0,13)	1,73*** (0,205)	0,9* (0,54)
2012	2,26*** (0,151)	2,77*** (0,295)	1,62* (0,837)	2,26*** (0,152)	2,74*** (0,276)	1,49* (0,763)	2,2*** (0,142)	2,08*** (0,225)	1,01* (0,548)
2013	2,37*** (0,148)	2,79*** (0,309)	1,62* (0,834)	2,37*** (0,147)	2,75*** (0,293)	1,49** (0,759)	2,31*** (0,139)	2,08*** (0,246)	1,01* (0,543)
2014	2,47*** (0,155)	2,69*** (0,32)	1,66** (0,832)	2,47*** (0,154)	2,66*** (0,307)	1,54** (0,757)	2,4*** (0,145)	1,99*** (0,253)	1,06* (0,543)

Megjegyzés: Az együtthatók a (8) egyenlet OLS becsléseiből származnak és az M5. táblázat eredményeivel együtt értelmezendők. *, **, *** esetén az adott paraméter statisztikailag különbözik 0-tól rendre 10, 5 illetve 1%-os szignifikancia szinten. A paraméterek alatti zárójelben a standard hibák vannak feltüntetve.

Forrás: A szerző saját számításai.

M.4. A MÁSODIK MODELLVÁLTOZAT EREDMÉNYEI

M9. táblázat: A második modellváltozat mintájának leíró statisztikája

Variable	Obs.	Mean	Std. Dev.	Min	Max
$\ln x_{ij,t}$ (OLS)	2904	20,138	2,546	10,463	28,083
$x_{ij,t}$ (PPML, GPML)	2904	0,158	1,021	$3,5 \cdot 10^{-7}$	15,716
$x_{ij,t}/Y_j$ (MPML)	2904	0,035	0,119	$9,9 \cdot 10^{-7}$	1,432
MRlang _{ij,t}	2904	1,027	0,124	0,568	1,179
MRadj _{ij,t}	2904	0,946	0,19	0,24	1,234
MRcur _{ij,t}	2904	0,883	0,42	0,078	1,52
MReu _{ij,t}	2904	0,463	0,646	0	1,978
MRdist _{ij,t}	2904	7,234	0,52	5,782	8,372
MRborder _{ij,t}	2904	1,055	0,096	0,603	1,161
eu _{ij,t}	2904	0,38	0,486	0	1
cur _{ij,t}	2904	0,844	0,363	0	1
border _{Vis} 1998-border _{Vis} 2014	2904	0,9986	0,037	0	1
border _{Bal} 1998-border _{Bal} 2014	2904	0,999	0,032	0	1
border _{Rest} 1998-border _{Rest} 2014	2904	0,9948	0,072	0	1

Megjegyzés: $\text{border}_{\text{Vis}}$ a visegrádi országokra, $\text{border}_{\text{Bal}}$ a balti országokra, $\text{border}_{\text{Rest}}$ pedig a többi EU-s országra vonatkozó határváltozókat jelenti. A többi változó a (12, 19, 20, 21) *egyenletben* definiáltakkal azonos. A PPML becslés előtt az exportértékeket újra kellett skáláznom (osztani 10^{11} -nel), mert a PPML eljárás nem tudja kezelni a nagy számokat, a paraméterbecslésüket, és azok értelmezését azonban ez nem befolyásolja.

Forrás: A szerző saját számításai.

M10. táblázat: Átlagos határhatalás-paraméterek a négy potenciálisan működő becslőfüggvénnyel

	(1)	(2)	(3)	(4)
$\text{Border}_{ij,t}$	OLS/LSDV	PPML	GPML	MPML
1998	0,31* (0,165)	0,16*** (0,04)	0,32** (0,133)	0,18** (0,067)
2002	0,61*** (0,136)	0,41*** (0,052)	0,69*** (0,11)	0,43*** (0,057)
2006	0,81*** (0,139)	0,36*** (0,035)	0,86*** (0,118)	0,56*** (0,05)
2010	0,95*** (0,156)	0,35*** (0,037)	0,96*** (0,133)	0,68** (0,065)
2014	1,21*** (0,187)	0,46*** (0,042)	1,15*** (0,162)	0,89*** (0,082)

Megjegyzés: Az együtthatók a (12, 19, 20, 21) *egyenlet* becsléseiből származnak a szűkített (EU22) mintával. *, **, *** esetén az adott paraméter statisztikailag különbözik 0-tól rendre 10, 5 illetve 1%-os szignifikancia szinten. $\text{Border}_{ij,t}$ az összes országra értelmezett, átlagos határhatalás-mutató.

Forrás: A szerző saját számításai.

M.5. A ROBOSZTUSSÁGI BECSLÉS EREDMÉNYEI

M11. táblázat: A második modellváltozat robusztussági PPML becsléséhez tartozó mintának leíró statisztikája

Variable	Obs.	Mean	Std. Dev.	Min	Max
$X_{ij,t}$	4056	0,013	0,087	0	1,572
$eu_{ij,t}$	4056	0,38	0,485	0	1
$cur_{ij,t}$	4056	0,814	0,389	0	1
$border_{Vis1998} - border_{Vis2014}$	4056	0,999	0,031	0	1
$border_{Bal1998} - border_{Bal2014}$	4056	0,9993	0,027	0	1
$border_{Rest1998} - border_{Rest2014}$	4056	0,9953	0,068	0	1
$border_{Hun1998} - border_{Hun2014}$	4056	0,9998	0,016	0	1
$border_{Cze1998} - border_{Cze2014}$	4056	0,9998	0,016	0	1
$border_{Svk1998} - border_{Svk2014}$	4056	0,9998	0,016	0	1
$border_{Pol1998} - border_{Pol2014}$	4056	0,9998	0,016	0	1

Megjegyzés: $border_{Vis}$ a visegrádi országokra, $border_{Bal}$ a balti országokra, $border_{Rest}$ a többi EU-s országra, $border_{Hun}$ a Magyarországra, $border_{Cze}$ a Csehországra, $border_{Svk}$ a Szlovákiára, $border_{Pol}$ pedig a Lengyelországra vonatkozó határváltozókat jelenti. A többi változó a (20) egyenletben definiáltakkal azonos. A PPML becslés előtt az exportértékeket újra kellett skáláznom (osztani 10^{12} -nel), mert a PPML eljárás nem tudja kezelni a nagy számokat. A paraméterbecslés, és azok értelmezését mindez azonban nem befolyásolja.

Forrás: A szerző saját számításai.

M12. táblázat: Határhatás-együtthatók az EU26 viszonylatában (PPML becslés, zéró export nélkül)

	BorderVis	BorderBal	BorderRest
1998	0,55*** (0,128)	0,64*** (0,162)	0,2*** (0,06)
2002	1,32*** (0,14)	1,25*** (0,16)	0,55*** (0,074)
2006	1,54*** (0,15)	1,25*** (0,129)	0,52*** (0,051)
2010	1,86*** (0,151)	1,63*** (0,126)	0,52*** (0,058)
2014	2,25*** (0,152)	2,06*** (0,152)	0,61*** (0,071)

Megjegyzés: Az együtthatók a (20) egyenlet PPML becsléséből származnak a bővített (EU26) mintával. *** esetén az adott paraméter statisztikailag különbözik 0-tól rendre 5 illetve 1%-os szignifikancia szinten. *BorderVis* a visegrádi országokra, *BorderBal* a balti országokra, *BorderRest* pedig a minta többi országára értelmezett határhatás-mutató.

Forrás: A szerző saját számításai.

M.13. táblázat: A Robosztussági PPML becslés eredményei

	(1)
	Teljes minta
Függő változó	$X_{ij,t}$
$cur_{ij,t}$	-0,58*** (0,104)
$eu_{ij,t}$	-0,45*** (0,07)
Const	-41,73*** (2,99)
RMSE (\$)	$3,02 \times 10^9$
MAE (\$)	$6,84 \times 10^8$
$100 * \frac{\sum_{ij} \hat{X}_{ij}}{\sum_{ij} X_{ij}}$	100
N	4056
Adj. R^2	0,998
RESET-teszt p-érték	0,388
MaMu-teszt (λ)	1,55***

Megjegyzés: Az eredmények a (20) egyenlet becsléséből származnak. A regressziót a bővített mintával (EU26) és – a V4-eken belül – országszintű határhatásokkal futtattam le. N a megfigyelések számát jelöli. $Adj. R^2$ a – szabadságfokokkal kiigazított – determinációs együtthatót jelenti. $RMSE$ az átlagos eltérésnégyzet gyöke. MAE az átlagos abszolút hibákat mutatja. $Const$ az egyenlet konstans tagját, azaz β_0 -t takarja. *** esetén az adott paraméter statisztikailag különbözik 0-tól 1%-os szignifikancia szinten. $\hat{X}_{ij}$ i ország bilaterális exportjának – a modell által számított – értékét jelöli j országba, x_{ij} pedig a megfigyelt exportforgalmat jelenti ugyanebben a viszonylatban. A paraméterek alatti zárójelben a standard hibák vannak feltüntetve. A fix hatások, valamint a határhatások paraméterei helytakarékossági okokból nem szerepelnek a táblázatban. A RESET-teszt egy modellspecifikációs teszt RAMSEY (1969) alapján futtatva. A MaMu-teszt a PML becslések hatásosságának ellenőrzésére szolgál MANNING – MULAHY (2001) alapján.

Forrás: A szerző saját számításai.