

Heterogén határhatások az Európai Unió egységes belső piacán – egy PPML- és OLS-elemzés tanulságai

Márkus Ádám,

a Debreceni Egyetem PhD-jelöltje, a Világgazdasági és Nemzetközi Kapcsolatok Intézet ügyvivő-szakértője

E-mail:

markus.adam@econ.unideb.hu

Az empirikus tanulmány országcsoportokra bontva vizsgálja az európai uniós tagországok kereskedelmének integrálódási folyamatát az 1995 és 2014 közötti időszakban. A kétféle gravitációs modellspecifikációval becsült határhatások (border effects) időbeli alakulásával sikerül rámutatni az EU (Európai Unió) országai között levő árupiaci integráció heterogenitására. Az eredményekből arra lehet következtetni, hogy a fejlettebb tagországok – közöttük is főként a nyugat-európaiak – kereskedelme kisebb torzulást mutat belső árupiacaik felé, mint a 2004-ben és 2007-ben csatlakozottaké. Utóbbiak esetén viszont – legfőképpen az Unió keleti országaiban – rendkívül dinamikusan csökkent a határ-dummy együtthatója, ami így 2014-ben már csak töredéke volt a húsz évvel azelőttiének. Az északi és déli tagországokra viszonylag magas határhatás-paramétereket adtak a regressziók az időszak elején, melyek a dél-európai tagországok esetén nem is tudtak számottevően csökkenni a vizsgált időszak alatt. A tanulmány ezen felül különböző modellváltozatokkal bizonyítja, hogy a Poisson pseudo-maximum likelihood eljárás – szemben a legkisebb négyzetek módszerével – torzításmentes, konzisztens és hatáson becsülést ad.

TÁRGYSZÓ:

Határhatás.

Gravitációs modell.

Kereskedelmi integráció.

DOI: 10.20311/stat2018.04.hu0375

Az országhatárok – mint gazdasági teret megosztó képződmények – jelentősen befolyásolják a nemzetközi gazdasági kapcsolatok alakulását.¹ A határkutatás meglehetősen széles körben vizsgált és interdiszciplináris jellegű terület. 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], Rechnittzer [1999], Van Houtum [1998]). Az EU-ban pedig – köszönhetően az egységes belső piac programjának, valamint a különböző regionális együttműködéseknek – a határ menti térségeket gyakran szűrőzónaként és nemzetközi együttműködésre alkalmas területegységként definiálják (Nemes Nagy [2009]). Ez a tanulmány a nemzetközi makro-közgazdaságtan szemszögéből közelíti a problémát, és egy gravitációs regressziós keretben kísérli meg számszerűsíteni a határok – nemzetközi árukereskedelmet – torzító hatásait az EU-tagországok vonatkozásában. A módszer azért különleges, mert nem a megfigyelhető és logikusan összegyűjthető negatív tényezők hatásait próbálja összesíteni, hanem azokat figyelembe véve és kontrollálva mutat rá a belföldi kereskedelmi partnerek túlzott preferálására. A McCallum [1995] nyomán kialakult „border effect-” (határon átnyúló hatás) irodalom ugyanis felhívja a figyelmet arra, hogy a nemzetközi kereskedelemben megmutatkozó határhatás² nemcsak formális, könnyen számszerűsíthető tényezőkből áll, hanem egy nehezen megfogható és magyarázható komponenst is tartalmaz (Suvankulov [2016]). Példaként szolgálnak erre azok a regressziós vizsgálatok, amelyek arra a megállapításra jutnak, hogy a belföldi kereskedelem preferálását megtestesítő határváltozó paramétere még a – határok átlépésével felmerülő – fizikai, természeti és kulturális tényezők kontrollálása után is szignifikánsan különbözik nullától. A világ leginkább integrált régióiban is azt bizonyítják a kutatók, hogy a kereskedelmi kapcsolatok – ceteris paribus – torzulást mutatnak a belföldi partnerek felé (többek között Head–Mayer [2000], [2002]; Pacchioli [2011]; Coughlin–Novy [2013]; Suvankulov [2016]). Másképp fogalmazva, azt is állíthatjuk, hogy még az EU vagy akár az Egyesült Államok belső piacának viszonyai sem egyeznek meg az elméletileg tökéletesen integrált nemzeti piacéival. A nemzetközi árukereskedelem vizsgálatának ilyen jellegű megközelítése azonban nem csak egy statikus állapotfel-

¹ A jelenséget már Adam Smith [1776] is körbejárta klasszikus művében, melyben arra mutat rá, hogy a természetes és az ember alkotta akadályok nagymértékben csökkenthetik a folyók – távolsági kereskedelemre kifejtett – kedvező hatásait.

² A „határhatás” szó alatt azt értem, hogy egy adott ország mennyivel kereskedik többet a saját határain belül annál, mint amit egy – a határok jelentette minden számba vehető magyarázó tényezőt tartalmazó – gravitációs modellel becsülnénk.

mérést adhat a piaci viszonyokról. A határhatás-paraméterének időbeli alakulása ugyanis jó indikátora lehet a nemzetközi árupiacok – a formális akadályok leépítésén túli – egységesülési folyamatának.³

Az EU-ra irányuló határhatás-elemzések túlnyomó többsége (többek között *Head–Mayer* [2000], [2002]; *Nitsch* [2000]; *Chen* [2004]; *Helble* [2007]) a 2004 előtti állapotra, azaz a régebbi tagországokra fókuszál. A kelet-közép-európai régió vonatkozásában *Cheptea* [2010], *Pásztor* [2014] és *Márkus* [2017b] vizsgálja a jelenséget. Jelen tanulmány viszont átfogó és egyben összehasonlító képet szeretne adni az EU26,⁴ illetve egyes régiói árukereskedelmének integrálódási folyamatáról az 1995 és 2014 közötti időszakban.

A nemzetközi kereskedelem gravitációs modelljével foglalkozó irodalomban az elmúlt tíz-tizenöt év legmarkánsabb vitái a hagyományos OLS (ordinary least squares – legkisebb négyzetek módszere) alkalmazhatósága (*Santos Silva–Tenreyro* [2006], *Baier–Bergstrand* [2009]) körül forognak. Az elemzés célja éppen ezért az is, hogy rávilágítson az OLS tökéletlenségeire, illetve a PPML (Poisson pseudo-maximum likelihood) előnyeire gravitációs modellek becslésekor. A tanulmány első fejezete a gravitációs modellkeretben becsült határhatások elméleti hátterét mutatja be, a második a vizsgálat mintájának és a becslés módszerének sajátosságait tárgyalja, a harmadik részletesen ismerteti a két modellspecifikációt. Ezután következik az eredmények értelmezése (negyedik fejezet) és végül a következtetések levonása (ötödik fejezet).

1. Elméleti keret

A tanulmány lényegében arra a gondolatra épül, hogy a nemzetközi kereskedelmi kapcsolatok szorosságát a belföldi – vagyis a leginkább integrált – piac viszonyaihoz érdemes hasonlítani. Eszerint akkor beszélhetünk tökéletes nemzetközi integrációról, ha egy ország gazdasági szereplőinek belföldiekkel folytatott kereskedelme megegyezik azzal a mennyiséggel, amennyit ezek a szereplők egy hasonló jövedelmű ország, ugyanolyan távolságban levő (ugyanakkora költségek árán elérhető) gazdasági szereplőivel kereskednek (*Balta–Delgado* [2007]). Ebben az értelemben *McCallum* [1995] mutat rá először a nemzetközi árupiacok tökéletlenségére, amikor arra a megállapításra jut, hogy 1988-ban Kanada egyik tartománya 22-szer annyit

³ A határhatás nemzetközi irodalmáról *Márkus* [2017a] ad átfogó képet összefoglaló tanulmányában.

⁴ Belgiumot és Luxemburgot – igazodva az UNCOMTRADE adatbázis 1999 előtti gyakorlatához – összevonva, egy országgént szerepeltetem, Horvátországot pedig nem vontam be a vizsgált mintába lévén, hogy csak az időszak legvégén csatlakozott az Unióhoz.

kereskedett egy másik kanadai tartománnyal, mint az Egyesült Államok egy államával. A belföldi kereskedelem preferálásának mértéke, azaz a határhatás nagysága – ceteris paribus – minden más befolyásoló tényező kontrollálása mellett értendő, melynek becsléséhez gravitációs modellkeretre és regresszióanalízisre van szükség.

A nemzetközi kereskedelem gravitációs modelljének alapkonceptiója *Tinbergen* [1962] és *Pöyhönen* [1963] munkáihoz vezethető vissza, akik még ugyan nem nevezik nevén a modellt, mégis kijelentik, hogy bármely két ország között realizálódó kereskedelem nagysága a gazdaságok méretétől pozitívan, a közöttük levő földrajzi távolságtól pedig negatívan függ:

$$T_{ij} = AY_i^\gamma Y_j^\delta D_{ij}^\theta . \quad /1/$$

A modell – a magas magyarázó erejének köszönhetően – gyorsan elterjedt a nemzetközi makroközgazdászok körében annak ellenére, hogy sokáig nem volt más, mint fizikai analógia.⁵ Csak 1979-ben érkezett az első közgazdaság-elméleti levezetés *Andersontól* [1979], ami mikroökonómiai alapot adott a módszernek. A szerző – a tökéletes versenyen alapuló modelljében – bizonyítja a gravitációs összefüggést a nemzetközi kereskedelemben. A formula közgazdasági relevanciáját azóta számos más kereskedelemelméleti koncepcióval sikerült alátámasztani. *Bergstrand* ([1985], [1989]) a monopolisztikus versenyt, *Deardorff* [2011] az eltérő tényezőellátottságot, *Eaton–Kortum* [2002] a technológián alapuló komparatív előnyöket, *Chaney* [2008], valamint *Melitz–Ottaviano* [2008] a heterogén vállalatokat, *Yi* [2010] pedig az iparágon belüli vertikális specializációt alapul véve vezetnek le egy-egy becsülhető gravitációs egyenletet. Az elméleti levezetések és az ezeken alapuló empirikus vizsgálatok újabb és újabb magyarázó tényezők relevanciájára mutatnak rá a GDP (gross domestic product – bruttó hazai termék) és a távolság mellett, úgymint a népesség, az egy főre jutó jövedelem, a közös nyelv, a közös valuta, a közös szárazföldi határ vagy éppen a regionális kereskedelmi egyezmények.

A gravitációs irodalom legnagyobb hatást kiváltó elméleti tanulmánya kétségkívül *Anderson–van Wincoop* [2003] nevéhez fűződik, akik rávilágítanak arra, hogy az őket megelőzők rendre torzított eredményeket kaptak, mert nem vették figyelembe az árak hatását a nemzetközi tranzakciós költségekre vonatkozóan. Elméleti levezetésük szerint két ország között a kereskedelem nagysága nemcsak a bilaterális költségektől függ, hanem attól is, hogy ezek az országok más kereskedelmi partnereket

⁵ A XIX. század végétől jellemző volt a társadalomtudományi ágakra, hogy természettudományi törvényszerűségeket vettek át és alkalmaztak. A newtoni gravitációt például átültették az emberek vándorlásának/letelepedésének vizsgálatára (*Carey* [1858], *Ravenstein* [1885], *Stewart* [1941]) vagy éppen a városok közötti utazásra (*Zipf* [1946]), de voltak, akik a párválasztást (*Clarke* [1952]) és a telefonhívások számát (*Hammer–Iklé* [1957]) is a mérettel és a távolsággal hozták összefüggésbe. *Tobler* [1970] pedig egyenesen a földrajz első törvényeként ír a gravitációról.

milyen feltételekkel tudnak elérni. Minél költségesebb más országokkal kereskedelmi kapcsolatba lépni, annál nagyobb volumenű lesz az adott viszonylatban realizálódó árukereskedelem nagysága. Az Ausztrália és Új-Zéland közötti csereforgalmak például sokkal intenzívebbek annál, mint amelyet a két gazdaság mérete, a közöttük levő távolság és egyéb bilaterális tranzakciós költségek indokolnának. A szerzőpáros – elmélettel konzisztens – gravitációs egyenlete a következő formát ölti:

$$x_{ij} = \frac{Y_i Y_j}{Y^w} \left(\frac{t_{ij}}{P_i P_j} \right)^{1-\sigma}, \quad /2/$$

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} az adott országpár között felmerülő tranzakciós költségeket foglalja magába; P_i és P_j pedig azokat a multilaterális kereskedelmi akadályokat jelöli, melyekkel i -nek és j -nek szembe kell néznie; $\sigma > 1$ az áruk közötti helyettesítési rugalmasságot takarja. Minél alacsonyabb a σ értéke, annál kevésbé éreztetik hatásukat a relatív (bilaterális vs. multilaterális) költségek, és ez a termékek nagyfokú differenciálódására utal.

A gravitációs modell kellően alátámasztott empirikus módszernek bizonyul tehát ahhoz, hogy megbecsüljük bizonyos kereskedelempolitikai döntések, gazdasági intézmények kereskedelemre kifejtett hatásait. *McCallum* [1995] nevezetes tanulmánya óta azt is tudjuk, hogy az országon belüli kereskedelmi áramlások bevezetésével a nemzetközi árupiacok integráltsági fokát is fel lehet mérni. A belföldi piac felé mutatott torzulás mértékével vizsgálható ugyanis, hogy egy integrált, nemzetközi piac mennyire áll távol a tökéletesen „súrlódásmentes” (belföldi) viszonyoktól. *McCallum* [1995] a – 10 kanadai tartományra és 30 egyesült államokbeli tagállamra kiterjedő – kutatásában a következő logaritmizált regressziós egyenletet alkalmazta a határhatás megbecsléséhez:

$$\ln X_{ij} = \beta_0 + \beta_1 \ln Y_i + \beta_2 \ln Y_j + \beta_3 \ln D_{ij} + \beta_4 \text{border}_{ij} + u_{ij}, \quad /3/$$

ahol border_{ij} olyan bináris változó, aminek értéke 1, ha a kereskedelmi ügyletek országhatáron belül zajlanak (azaz i és j egyazon országot jelenti), és 0, amennyiben nemzetközi árumozgásokról van szó. A továbbiak megegyeznek az /1/, illetve /2/ egyenletben definiált változókkal. A border_{ij} dummy paramétere adja meg a határhatás nagyságát, vagyis azt a túlzottan nagy kereskedelmi volument, ami az országon belül figyelhető meg ahhoz a „normális” forgalomhoz képest, amit a gravitációs modell alapváltozóival (jövedelmek és távolság) becsülnénk (*Head–Mayer* [2002]).

A határhatás-kutatás irodalma tulajdonképpen *McCallum* [1995] meglepően eredményét igyekszik magyarázni, illetve cáfolni, éppen ezért a tanulmányok döntő többsége (többek között *Helliwell* [1998], *Anderson–Smith* [1999], *Anderson–van Wincoop* [2003], *Andresen* [2010], *Suvankulov* [2016]) az Egyesült Államok és Kanada közötti relációt vizsgálja különböző modellspecifikációk és becslési módszerek segítségével. *Wei* [1996] nyomán azonban hamar kialakult egy némiképp más irány is (többek között *Nitsch* [2000]; *Head–Mayer* [2000], [2002]; *Chen* [2004]; *Pacchioli* [2011]) a világ többi részén jelentkező határhatások becsléséről. *McCallum* [1995] módszere ugyanis módosításra szorult a kellően részletes belföldi (regionális szintű) kereskedelmi adatok hiánya miatt. A megfigyelés alapegysége az ország lett, a belföldi kereskedelem volumenét pedig a – szállítási értékre átszámított – áruterhelés és az áruexport különbségeként határozták meg.

Amerikán kívül a legnagyobb figyelmet természetesen az európai integráció kapta. *Head–Mayer* [2000], [2002] például előbb az EU9,⁶ majd az EU12⁷ országait vizsgálva mutat ki egy jelentős, ám időben csökkenő torzulást a belföldi piacok felé. *Nitsch* [2000] Görögország csatlakozása idején elemzi a közös piac széttöredezettiségét, és eredményei arról tanúskodnak, hogy egy átlagos európai vállalat az 1980-as években 16,4-szer annyit kereskedett saját határain belül, mint amennyit az ország jövedelme és a belföldi távolságok indokoltak volna. *Chen* [2004] pedig az 1996-os évre lefuttatott keresztszetszeti regressziójával szemlélteti, hogy az egy évvel azelőtt csatlakozott Finnország határai nagyságrendekkel jobban korlátozták a nemzetközi kereskedelmi áramlásokat, mint amit az alapítók esetében megfigyelhettünk. Panel-elemzésében számottevő – az Egyesült Államok belső piacán becsültnek a háromszorosát kitevő – határhatást tár fel az EU tagországai között *Pacchioli* [2011]. *Márkus* [2017b] a visegrádi országok európai kereskedelmét vizsgálva *Chen* [2004], valamint *Head–Mayer* [2000], [2002] tanulmányaihoz hasonló következtetésre jut, miszerint az európai országok az uniós tagságukat megelőzően, illetve annak kezdetén még erőteljes határhatással szembesülnek, ami évről évre – mintegy a mélyülő integráció jeleként – fokozatosan csökken.

2. A vizsgált minta felépítése és a becslési eljárások

Az EU-ra vonatkozó határhatás-becslések tehát döntően a régi tagországokra fókuszáltak. A szakirodalomban még nem találtam olyan publikációt, ami a kibővült

⁶ Az 1973-as bővítés állapota, azaz Belgium, Luxemburg, Hollandia, Olaszország, Franciaország, Német Szövetségi Köztársaság, Egyesült Királyság, Írország és Dánia.

⁷ Az 1981 és 1986-os bővítés állapota, azaz EU9, valamint Görögország, Spanyolország és Portugália.

integráció belső piaci viszonyait mérte volna fel ebből a megközelítésből. Ez a tanulmány előbb két részre (az EU15-re,⁸ valamint a 2004-ben és 2007-ben csatlakozottakra), majd négy régióra (észak, dél, kelet, nyugat) bontja az EU26 országait, hogy megvizsgálja, mennyire homogén az EU egységes belső piaca a belföldi kereskedelem preferálása szempontjából.

A becsléshez 20 év adatait használtam fel (1995–2014), aminek végleges meghatározása a belföldi kereskedelem volumenére vonatkozó megfigyelések begyűjtése után történhetett meg. Az adatgyűjtést nehezítette, hogy nem állt rendelkezésre olyan adatbázis, ahol ez a mutató közvetlenül elérhető, *Wei* [1996] nyomán azonban egy négylépcsős eljárással megbecsülhető, mégpedig az – azonos értékre átszámított – árutermelés és áruexport különbségeként.⁹ A számításhoz a WDI (World development indicators – világfejlesztési mutatók) és a WIOD (World input-output database – világ forrás-felhasználás adatbázis) adatait használtam.

A gravitációs modellekkel kapcsolatos empirikus kutatások másik kulcskérdése a távolságok pontos meghatározása. *Head–Mayer* [2002] sorra veszik és bírálják a különböző lehetséges távolságmeghatározásokat, majd geometriai és algebrai bizonyítékot is adnak arra vonatkozóan, hogy a két ország közötti, valamint az országon belüli kereskedelmi távolságokat a nagyvárosok súlyozott harmonikus átlagos távolságaként célszerű megadni. A becslésben én is a *Head–Mayer*-féle [2002] „tényleges” (effective) távolságokat használom, amiket a CEPII (Centre d’Etudes Prospectives et d’Informations Internationales) Geodist adatbázisából gyűjtöttem ki.

Az exportadatok az ENSZ (Egyesült Nemzetek Szervezete) Comtrade adatbázisából származnak. A vizsgált – 20 évet átölelő – minta 26 országot tartalmaz, mégpedig úgy, hogy Belgiumot és Luxemburgot végig összevontan, egy országgént kezeltem, mivel a Comtrade adatbázisában 1999 előtt így szerepelnek.¹⁰ Érdemes megjegyezni, hogy Hollandia, Belgium–Luxemburg, Észtország és Litvánia esetén a belföldi kereskedelem volumenének számított értékei többször negatívak. Előbbi két országot tekintve valószínűleg ez a Rotterdamban és Antwerpenen keresztülhaladó tekintélyes mennyiségű áruforgalom bizonytalan elszámolása miatt van. Ezeket a kereskedelmi értékeket 0-ként kezeltem. Az összes lehetséges megfigyelés száma 13 520 ($26 \times 26 \times 20$), amiből 87 esetben 0 volt az export értéke.

A gravitációs irodalom nagy problémái közé tartozik a 0 értékű exportáramlás kezelése, amire többféle megoldási javaslat is született már (lásd *Linders–de Groot*

⁸ Az 1995-ös bővítés állapota, azaz EU12, valamint Finnország, Svédország és Ausztria.

⁹ A hozzáadott értéken megállapított GDP-ből kiindulva előbb meg kell határozni az árutermelés nagyságát, majd a kapott értéket átszámítani bruttó vagy szállítási értékre, és ezután lehet kivonni az áruexport volumenét. A módszertanról bővebben *Wei* [1996] és *Márkus* [2017a], [2017b] írnak.

¹⁰ Egy ország Belgium–Luxemburgtól vett távolságát a Belgiumtól és a Luxemburgtól számított távolság súlyozott átlagaként értelmezem. Súlyként a 2004-es népességeket használom, hiszen a CEPII adatbázisában is ezt az évet veszik alapul.

[2006], valamint *Kareem–Martínez-Zarzoso–Brümmer* [2016]). A legnépszerűbb és legkézenfekvőbb megoldások közé tartozik, hogy kihagyjuk azokat a megfigyeléseket, ahol a függő változó értéke 0, azaz megcsonkítjuk (truncate) a paneladatsort. Gyakori eljárás még, hogy a megfigyelt exportokhoz hozzáadnak egy-egy önkényesen választott alacsony értéket, hogy ne okozzon problémát a logaritmizálás a nulla áramlások esetén. Ezek a megoldások azonban egyrészt elméletileg nem megalapozottak, másrészt előbbi mintavételi torzítást okoz (*Heckman* [1979]), utóbbi esetén pedig az eredmények nagyban függenek az exporthoz hozzáadott ad hoc érték nagyságától (*Flowerdew–Aitkin* [1982]).¹¹ Vizsgálatomban egy csonkított mintán ($N = 13\,433$), valamint különböző alacsony értékekkel növelt exportáramlásokkal is lefuttatom a regressziókat azért, hogy szemléltessem a loglinearizált OLS-modell tökéletlenségének mértékét. A 0 exportértékek kezelésének legmegfelelőbb – és a nemzetközi irodalomban, az utóbbi évtizedben egyre inkább elterjedt – módszere *Santos Silva–Tenreyro* [2006] szerzőpáros nevéhez fűződik, akik az ún. PPML-módszer mellett sorakoztatnak fel érveket. A becslés a gravitációs egyenlet eredeti, multiplikatív formájában történik, így a 0 exportforgalomhoz tartozó megfigyelések természetes módon maradhatnak a modellben. A módszer ugyanarra az elsőrendű feltételre épít, mint egy alapvető maximum likelihood becslés olyan adatokon, amik Poisson-eloszlást követnek (*Gourieroux–Monfort–Trognon* [1984]). Az eljárás nagy előnye azonban, hogy – nevével ellentétben – bármilyen eloszlással is rendelkezzen a függő változó, könnyen értelmezhető, robusztus és konzisztens eredményekre vezet.

A PPML-becslés megoldást jelent arra a problémára is, amire a szakirodalom már régóta felhívta a figyelmet a hagyományos OLS-módszerrel lefuttatott gravitációs modellekkel kapcsolatban, de valahogy mégsem tulajdonítottak a közgazdászok túl nagy jelentőséget neki. Az ún. Jensen-egyenlőtlenség¹² miatt ugyanis a – logaritmizált egyenleten alkalmazott – OLS-módszer torzított eredményeket ad, egyesek szerint alulbecsüli (*Flowerdew–Aitkin* [1982]), míg mások szerint túlbecsüli (*Arvis–Shepherd* [2011], *Fally* [2015]) a nagy exportforgalmakat, aminek köszönhetően a becslt exportértékek összege elmarad a ténylegesen megfigyelt exportértékek összegétől, vagy – éppen ellenkezőleg – meghaladja azt. *Santos Silva–Tenreyro* [2006] szerint a logaritmizálásnak ezen tulajdonsága miatt a hibtagok heteroszkedasztikusak lesznek, vagyis, ha torzítás és inkonzisztencia nem is áll fenn, a becslés akkor sem lesz hatásos. A PPML ezzel szemben torzítatlan, konzisztens és hatásos paraméterbecsléseket ad, sőt *Arvis–Shepherd* [2011], valamint *Fally* [2015] elméleti és empirikus bizonyítékai szerint ez az egyetlen olyan becslési eljárás, ahol

¹¹ *Heckman* [1979] egy kétlépcsős eljárást javasol a nullák kezelésére, hogy elkerülhető legyen a mintavételi torzítás. Első lépésben egy probit becsléssel határozza meg az i és j közötti pozitív kereskedelem valószínűségét, majd a pozitív áramlásokon egy korrekciós tényező használatával becslései meg a gravitációs modellt.

¹² Lineáris regresszióra alkalmazva: egy véletlen változó (azaz a reziduum) logaritmusának várható értéke nem egyenlő a változó várható értékének logaritmusával.

a függő változó számított értékeinek összege 100 százalékosan megegyezik a megfigyelt értékek összegével. *Martin–Pham* [2008], valamint *Burger–Van Oort–Linders* [2009] viszont kétségbe vonják a PPML hatékonyságát, és amellet érvelnek, hogy torzított paraméterbecsléseket eredményez, valamint különösen akkor nem megbízható, ha nagyon magas a 0 exportértékek összes megfigyelésen belüli aránya, ami dezaggregált szinteken könnyen előfordulhat. *Santos Silva–Tenreyro* [2011] szerint azonban ezek a kritikák nem állják meg a helyüket, mégpedig azért nem, mert az adatgenerálás nem CES-folyamat (Constant Elasticity of Substitution – konstans helyettesítési rugalmasság). A szerzőpáros szimulációs példájában azt is bemutatja, hogy a 0 exportforgalmak egészen magas (akár 70–80 százalékos) arányánál is megbízhatóan működik a PPML, ezért a CES-típusú modellek első számú becslési eljárása lehet.

3. Modellspecifikációk

Az elemzés alapvetően két fő modellspecifikációra épülve értékeli az Európai Unió régióinak árupiaci integrációját. A robusztusságot kétféle becslési eljárás (PPML vs. OLS) és a függő változóban végrehajtott apróbb módosítások (0 export kihagyása; 0,1, 1, 10 vagy 100 dollár hozzáadása az exportokhoz) biztosítják, amivel a tanulmány rámutat a hagyományos OLS-módszer gyengeségeire is, valamint a PPML-eljárás megbízhatóságára.

3.1. Első specifikáció

Anderson–van Wincoop [2003] tanulmánya óta egy konzisztens gravitációs becslés mindig figyelembe veszi a multilaterális kereskedelmi akadályokat. *Hillberry–Hummels* [2003], valamint *Pacchioli* [2011] ezt – exportőrré és importőrré értelmezett – ország-dummykkal teszi meg. Ez a megközelítés azonban csak keresztmetszeti vagy rövid időszakot átölelő panelelemzéseknél lehet eredményes, hiszen az időben állandó ország-dummyk csak azokat a tényezőket foglalják magukba, amelyek az adott országra jellemzők, és időben nem változnak. *Baldwin–Taglioni* [2007] is kiemeli, hogy a multilaterális kereskedelmi akadályok időben változó tényezők, azaz – különösen több évet átölelő panelvizsgálatok esetén – évenként értelmezett ország-dummykra van szükség a torzításmentes becsléshez.

Az országpárok között felmerülő kereskedelmi költségek pontos feltárása, valamint azok modellbe emelése kulcsfontosságú kérdés, ám ezeknek a tényezőknek

csak egy része (természetes, ember alkotta és kulturális akadályok) figyelhető meg. Az országpárok közötti heterogenitás teljes kontrollálásához ezért – időben állandó – országpár-dummykra van szükség, ahogy azt *Baldwin–Taglioni* [2007], valamint *Cheng–Wall* [2005] is hangsúlyozza. Ilyen specifikáció mellett azonban csak olyan költségtényezőnek becsülhető a paramétere, ami időben változik, hiszen az állandó elemek hatását az országpárokra bevezetett dummyk magukba foglalják. Ennek a kritériumnak a közösvaluta-dummy, valamint az évekre lebontott határváltozó felel meg.

A multilaterális kereskedelmi akadályokat, valamint az országpárok közötti heterogenitást figyelembe véve és kontrollálva tehát a következő loglineáris /4/ és multiplikatív /5/ specifikációval becsültem meg az EU tagországaira jellemző határhatás időbeli alakulását:

$$\ln X_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 cur_{ijt} + \sum_{ij=2}^{676} \alpha_{ij} + \sum_{ik=2}^{475} \alpha_{ik} + \sum_{jk=2}^{475} \alpha_{jk} + \sum_{k=1996}^{2014} \sum_R home_k + \varepsilon_{ijt} \quad /4/$$

$$X_{ijt} = \exp \left(\beta_0 + \beta_1 cur_{ijt} + \sum_{ij=2}^{676} \alpha_{ij} + \sum_{ik=2}^{475} \alpha_{ik} + \sum_{jk=2}^{475} \alpha_{jk} + \sum_{k=1996}^{2014} \sum_R home_k + \varepsilon_{ijt} \right), \quad /5/$$

ahol X_{ij} az i országból j országba tartó áruexport értéke folyó áron, dollárban, cur_{ijt} egy bináris változó a közös valuta hatásának kontrollálására, ami 1-es értéket kap, ha i és j a t -edik évben azonos fizetőeszközt használ, míg különböző esetében 0-t. Az α_{ij} az országpárokra bevezetett fix hatást jelöli, ami az időben változatlan, párspecifikus tényezőket foglalja magába. Az α_{ik} és α_{jk} az i , illetve j országra k -adik évben jellemző tényezőket fogja egybe, így többek között a jövedelmeket, továbbá a multilaterális kereskedelmi akadályokat is. A $home_k$ kulcsváltozó, ami az évekre (k) és régiókra (R) lebontott határ-dummyt takarja. Ennek értéke 1, ha a megfigyelt árumozgás az adott R régió ($R = \{\text{Észak-Európa, Nyugat-Európa, Dél-Európa, Kelet-Európa, EU15, 2004-ben vagy azután csatlakozottak}\}$) valamely országának határain belül bonyolódott le, és 0 minden más esetben. A határ-dummy paraméterei megmutatják, hogyan változott a belföldi kereskedelem preferálásának mértéke az adott évre 1995-höz viszonyítva (*Bergstrand–Larch–Yotov* [2013]). Fontos tehát megjegyezni, hogy ebből a specifikációból az nem derül ki, hogy milyen mértékű torzulás figyelhető meg a belföldi partnerek felé, viszont az együttthatók időbeli változása alapján kiértékelhető az európai áru piacok integrációs folyamatának sikeressége. Végül az egyenletben ε_{ijt} a véletlen hibátényezőt jelenti.

3.2. Második specifikáció

Ahhoz, hogy össze tudjuk vetni, melyik régióban nagyobb a határok – formális tényezőkkel meg nem magyarázható – kereskedelmet korlátozó szerepe, meg kell szabadulni az országpárokra bevezetett dummyktól, mert azok a határok keresztmetszeti hatását tartalmazzák. Ekkor azonban a lehető legtöbb változóval kontrollálni kell az országpárok közötti heterogenitást, azaz az adott kereskedelmi viszonylatokat meghatározó költségtényezőket. *Anderson–van Wincoop* [2003] a bilaterális kereskedelmi költségeket a távolság, valamint a határok miatt felmerülő költségek függvényeként modellezi. *Baldwin–Taglioni* [2007] három csoportba osztja a nemzetközi árumozgásokat befolyásoló bilaterális tényezőket: 1. természetes akadályok: távolság, szomszédság, határok; 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] szintén hangsúlyozza, hogy a kereskedelem-politikai eszközök megléte vagy éppen hiánya lehet az egyik legmeghatározóbb eleme a kereskedelmi költségeknek. Hasonlóképpen megemlítik még, hogy a nemzetközi kapcsolatok kiépítéséhez szükséges információk megszerzését gátolhatják, vagy éppen segíthetik olyan tényezők, mint a távolság, a szomszédság, a közös kultúra és nyelv, a gyarmati múlt. Figyelembe véve azt, hogy melyek azok a bilaterális költségtényezők, amik az uniós országok között felmerülhetnek, a második modellspecifikációt a /6/, illetve /7/ egyenlet adja:

$$\ln X_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 \ln D_{ij} + \beta_2 adj_{ij} + \beta_3 lang_{ij} + \beta_4 cur_{ijt} + \sum_{ik=1}^{475} \alpha_{ik} + \sum_{jk=1}^{475} \alpha_{jk} + \sum_{k=1996}^{2014} \sum_R home_k + \varepsilon_{ijt}, \quad /6/$$

$$X_{ijt} = \exp \left(\beta_0 + \beta_1 \ln D_{ij} + \beta_2 adj_{ij} + \beta_3 lang_{ij} + \beta_4 cur_{ijt} + \sum_{ik=1}^{475} \alpha_{ik} + \sum_{jk=1}^{475} \alpha_{jk} + \sum_{k=1996}^{2014} \sum_R home_k + \varepsilon_{ijt} \right), \quad /7/$$

ahol D_{ij} az i és j ország közötti kereskedelmi távolságot jelenti. Az adj_{ij} a szomszédságra vonatkozó dummy változó, melynek értéke akkor 1, ha a két ország közös szárazföldi határral rendelkezik, és 0 minden más esetben. A $lang_{ij}$ dummyval ragadom meg a közös kulturális gyökerek hatását, ennek az értéke 1, ha a két országban

van közös hivatalos nyelv, és 0 abban az esetben, ha az országokban különböző nyelveken beszélnek. A fixhatások közül csak az évenként értelmezett exportőr és importőr hatások maradtak, és továbbra is szerepelnek a magyarázó tényezők között a közösvaluta-, valamint a kulcsváltozói a „home-dummy”. Ekkor már a határhatás mindig az adott évre vonatkozik, azaz – ceteris paribus – megmutatja, hogy abban az évben hányszorosa a belföldi kereskedelem a nemzetközinek.

4. Eredmények

Az eredmények bemutatása abban a logikai sorrendben történik, amit az előző fejezetben felvázoltam. A futtatások kimenetelét két alfejezetben tekintem át, hiszen a két modellspecifikáció – kulcsváltozóm jelentéstartalmát tekintve – alapvetően különbözik egymástól, ami eltérő következtetésekre ad lehetőséget.

4.1. Első specifikáció

A regressziók paraméterbecsléseinek bemutatását az első specifikációval (4/ és 5/ egyenlet) kezdem, ami – *Baldwin–Taglioni* [2007] végső, torzításmentes modelljéhez hasonlóan – évenként értelmezett exportőr- és importőr-, valamint időben állandó országpár-specifikus fixhatásokat tartalmaz. A becsléseket alapvetően kétféle mintán végeztem, az egyik az összes lehetséges megfigyelést tartalmazza, azaz 13 520-at, míg a másik egy csonkított minta, 0 exportáramlások nélkül, 13 433 megfigyeléssel. A futtatások legfontosabb eredményeit az 1. táblázat összegzi, a határhatásra vonatkozó paraméterek nélkül, amik terjedelmük és fontosságuk miatt külön – a 2. és az internetes Melléklet M2a. és M2b. táblázatban (http://www.ksh.hu/statszemle_archive/2018/2018_04/2018_04_375_1.pdf) – szerepelnek. Mivel a fixhatások szinte a teljes vektorteret lefedik, a magyarázó változók közé a határhatáson kívül, már csak a közösvaluta-dummy fért be. A modell szerint az EU országainak egymás közötti kereskedelmét nem, vagy kismértékben pozitívan érintette az euró használata. A PPML-paraméterek alapján a közös valuta bevezetése – ceteris paribus – 25–45 százalékkal növelte az árukereskedelmet az érintett országok között. Gravitációs modelleknél gyakori a 0,9 fölötti R^2 , ennél a fixhatású specifikációnál azonban a 0,95 feletti értékek sem számítanak meglepőnek. Ahogy azt az empirikus irodalom korábban már hangsúlyozta (többek között *Santos Silva–Tenreyro* [2006], *Suvankulov* [2016]), esetemben is rendre jobb illeszkedést mutat a PPML az OLS-nél (0,998–0,999 vs. 0,928–0,98). A két becslési eljárás közötti különbség az ún. „adding

up” (összegzés) problémában (Arvis–Shepherd [2011]) csúcsonyosodik ki leginkább: amíg a csonkított mintás OLS egész jól teljesít, azaz a becült exportok összege nagyjából megegyezik a megfigyelt exportok összegével, addig az 1 dollárral megnövelt exportokkal az OLS durván túlbecsüli az összes áramlást (+52,2, illetve +284,2 százalék). Fally [2015] szerint egyébként, abban az esetben, ha a multilaterális kereskedelmi akadályokat fixhatásokkal kontrolláljuk, csak a PPML adhat garanciát arra, hogy a függő változó számított értékeinek összege teljes mértékben megegyezik a megfigyelt értékek összegével.

Mivel nincs semmiféle szabály arra vonatkozóan, mekkora értéket kell hozzáadni az exportokhoz, ha minden megfigyelést be akarunk vonni a mintába, másik három alacsony értékkel is (0,1, 10 és 100) megvizsgáltam, hogyan viselkedik a becslés. Az eredményeket az M1. táblázat foglalja össze. Látható, hogy a zéró áramlás beillesztésére meglehetősen érzékeny az OLS. Az eredmények ráadásul könnyen manipulálhatók. Ugyanis minél nagyobb számot adunk hozzá az exportokhoz, annál jobb illeszkedést mutat a modell, valamint annál kisebbek lesznek az átlagos hibák, továbbá annál közelebb kerül a becült értékek összegének és a megfigyelt értékek összegének aránya a 100 százalékhoz.

1. táblázat

Az első specifikáció eredményei

Megnevezés	1.	2.	3.	4.
	Az EU15-, valamint a 2004-ben és 2007-ben csatlakozott országok			
	OLS-		PPML-	
	becslés			
	$\ln X_{ij}$ (0 nélkül)	$\ln(X_{ij} + 1)$	X_{ij} (0 nélkül)	X_{ij}
cur_{ijt}	0,00 (0,023)	0,11 (0,071)	0,23*** (0,025)	0,28*** (0,034)
β	25,68*** (0,150)	27,69*** (1,435)	0,19*** (0,070)	0,24** (0,104)
N	13 433	13 520	13 433	13 520
Korrigált R^2	0,980	0,928	0,999	0,998
RMSE	0,391	0,848	0,020	0,024
$100 \frac{\sum_{ij} \hat{X}_{ij}}{\sum_{ij} X_{ij}}$	100,3	152,2	100,0	100,0

(A táblázat folytatása a következő oldalon.)

(Folytatás.)

Megnevezés	5.	6.	7.	8.
	Észak-, Dél-, Nyugat-, Kelet-Európa régió			
	OLS-		PPML-	
	becslés			
	$\ln X_{ij}$ (0 nélkül)	$\ln(X_{ij} + 1)$	X_{ij} (0 nélkül)	X_{ij}
cur_{ij}	0,03 (0,023)	0,16** (0,073)	0,29*** (0,027)	0,37*** (0,040)
β	25,85*** (0,226)	29,76*** (2,670)	0,23** (0,089)	0,30** (0,140)
N	13 433	13 520	13 433	13 520
Korrigált R^2	0,980	0,932	0,999	0,998
RMSE	0,392	0,824	0,019	0,022
$100 \frac{\sum_{ij} \hat{X}_{ij}}{\sum_{ij} X_{ij}}$	101,2	384,2	100,0	100,0

Megjegyzés. ** $p < 0,05$, illetve *** $p < 0,01$ szignifikanciaszinten az adott paraméter statisztikailag rendre különbözik 0-tól. Az eredmények a /4/ (OLS), illetve /5/ (PPML) egyenletek becsléséből származnak. RMSE (root mean squared error): négyzetes hibák átlagának a gyöke. A paraméterek alatti zárójelben a standard hibák értékei találhatóak. A fixhatások (az időben változó országhatások és az időben állandó országpárhatások), valamint a határhatások paraméterei helytakarékossági okokból nem szerepelnek a táblázatban.

Forrás: Itt és a további táblázatoknál saját számítás.

Az 1. táblázat 1. és 5. oszlopai alapján tehát – a 0 exportot tartalmazó megfigyeléseket mellőzve – az OLS-becslés torzítatlan és konzisztens, hiszen a becslt exportértékek összege gyakorlatilag megegyezik a megfigyelték összegével, azaz teljesül a hibatagok nulla várható értékére vonatkozó elméleti feltétel. Az M1. és M2. ábrák azonban azt sugallják, hogy a modellben heteroszkedaszticitás van, azaz az OLS nem ad hatásos paraméterbecsléseket. A PPML tehát még ezekben az esetekben is felülteljesíti az OLS-t, mert az heteroszkedaszticitás mellett is torzítatlan, konzisztens és hatásos marad (Santos Silva–Tenreyro [2006], Fally [2015]).

A határhatásokra áttérve, a 2. táblázatban szerepelnek az EU15-re, valamint a 2004-ben és 2007-ben csatlakozott országokra vonatkozó paraméterbecslések. Ahogy azt a 3.1. alfejezetben hangsúlyoztam, az együththatók azt mutatják meg, hogy az adott évre mennyivel változott a belföldi kereskedelem preferálásának mértéke az 1995-ös bázis-évhez képest. Egy átlagos, új tagországban például 2012-ben a határhatás nagysága (8. oszlop) a 17 évvel azelőttinek már csak 6,6 százaléka ($e^{-2,72} \cdot 100$), azaz körülbelül

egy tizenötöde volt a PPML-becsléssel kapott paraméter szerint. Szembetűnő lehet, hogy az 1 dollárral növelt exportok esetén (2. és 6. oszlop) nem megszokott, a többi oszloptól nagyban eltérő, statisztikailag többször nem szignifikáns paraméterek szerepelnek, meglehetősen magas standard hibákkal. Ráadásul a régi tagországok esetén 2000-ben és 2006-ban, az újonnan csatlakozóknál pedig 2011-ben hirtelen ugrások tapasztalhatók a határhatásban. Mindez annak a következménye, hogy 2000-től Belgium–Luxemburgban, 2006-tól Hollandiában, 2011-től Észtországban és 2013-tól Litvániában a belföldi kereskedelem számított értékei negatívak lettek, Málta és Bulgária esetén pedig 1995-ben hiányoztak, amiket 0-ként vontam be a mintába. Ezekre a 0-kra az OLS – a PPML-lel szemben – érzékenyen reagált.

2. táblázat

*Az első specifikáció határhatás-paraméterei az EU15-re,
valamint a 2004-ben és 2007-ben csatlakozott országokra, 1996–2014*

Év	1.	2.	3.	4.
	EU15-országok			
	OLS-		PPML-	
	becslés			
	$\ln X_{ij}$ (0 nélkül)	$\ln(X_{ij} + 1)$	X_{ij} (0 nélkül)	X_{ij}
1996	-0,02 (0,189)	-0,14 (2,012)	-0,05 (0,06)	-0,05 (0,122)
1997	-0,28* (0,157)	-0,41 (1,95)	-0,21*** (0,054)	-0,23** (0,103)
1998	-0,44** (0,205)	-0,55 (1,907)	-0,24*** (0,061)	-0,26** (0,114)
1999	-0,41** (0,183)	-0,49 (1,93)	-0,12* (0,067)	-0,12 (0,116)
2000	-0,63*** (0,165)	-2,28 (1,627)	-0,34*** (0,063)	-0,38*** (0,096)
2001	-0,54*** (0,15)	-2,2 (1,634)	-0,33*** (0,063)	-0,37*** (0,098)
2002	-0,52*** (0,143)	-2,21 (1,635)	-0,33*** (0,061)	-0,37*** (0,098)
2003	-0,49*** (0,141)	-2,18 (1,635)	-0,3*** (0,051)	-0,33*** (0,091)
2004	-0,54*** (0,15)	-2,23 (1,621)	-0,34*** (0,051)	-0,38*** (0,088)
2005	-0,57*** (0,17)	-2,29 (1,608)	-0,37*** (0,054)	-0,41*** (0,088)

(A táblázat folytatása a következő oldalon.)

(Folytatás.)

Év	1.	2.	3.	4.
	EU15-országok			
	OLS-		PPML-	
	becslés			
	$\ln X_{ij}$ (0 nélkül)	$\ln(X_{ij} + 1)$	X_{ij} (0 nélkül)	X_{ij}
2006	-0,53*** (0,157)	-3,99** (1,768)	-0,39*** (0,051)	-0,48*** (0,091)
2007	-0,48*** (0,147)	-3,98** (1,775)	-0,35*** (0,053)	-0,45*** (0,093)
2008	-0,57*** (0,149)	-4,04** (1,778)	-0,38*** (0,056)	-0,47*** (0,096)
2009	-0,71** (0,287)	-2,39 (1,555)	-0,33*** (0,069)	-0,37*** (0,095)
2010	-0,59*** (0,143)	-4,05** (1,772)	-0,39*** (0,053)	-0,49*** (0,094)
2011	-0,65*** (0,148)	-4,12** (1,779)	-0,46*** (0,056)	-0,56*** (0,096)
2012	-0,66*** (0,154)	-4,12** (1,779)	-0,46*** (0,057)	-0,57*** (0,097)
2013	-0,66*** (0,161)	-4,14** (1,781)	-0,46*** (0,056)	-0,57*** (0,098)
2014	-0,69*** (0,171)	-4,16** (1,778)	-0,50*** (0,056)	-0,60*** (0,097)

Év	5.	6.	7.	8.
	A 2004-ben és 2007-ben csatlakozott országok			
	OLS-		PPML-	
	becslés			
	$\ln X_{ij}$ (0 nélkül)	$\ln(X_{ij} + 1)$	X_{ij} (0 nélkül)	X_{ij}
1996	-0,37 (0,352)	1,01 (0,947)	-0,10 (0,15)	-0,10 (0,155)
1997	-0,56* (0,312)	0,89 (0,928)	-0,37*** (0,135)	-0,37*** (0,139)
1998	-0,65** (0,309)	0,73 (0,929)	-0,60*** (0,125)	-0,60*** (0,13)
1999	-0,72** (0,302)	0,65 (0,923)	-0,76*** (0,124)	-0,77*** (0,129)

(A táblázat folytatása a következő oldalon.)

(Folytatás.)

Év	5.	6.	7.	8.
	A 2004-ben és 2007-ben csatlakozott országok			
	OLS-		PPML-	
	becslés			
	$\ln X_{ij}$ (0 nélkül)	$\ln(X_{ij} + 1)$	X_{ij} (0 nélkül)	X_{ij}
2000	-1,04*** (0,293)	0,27 (0,902)	-1,10*** (0,124)	-1,11*** (0,124)
2001	-1,14*** (0,278)	0,17 (0,903)	-1,23*** (0,123)	-1,23*** (0,126)
2002	-1,21*** (0,273)	0,17 (0,898)	-1,40*** (0,125)	-1,41*** (0,128)
2003	-1,25*** (0,267)	0,06 (0,893)	-1,49*** (0,122)	-1,49*** (0,125)
2004	-1,43*** (0,266)	-0,12 (0,903)	-1,64*** (0,122)	-1,64*** (0,125)
2005	-1,59*** (0,27)	-0,22 (0,913)	-1,76*** (0,122)	-1,76*** (0,125)
2006	-1,75*** (0,266)	-0,45 (0,902)	-1,99*** (0,12)	-1,98*** (0,123)
2007	-1,86*** (0,28)	-0,48 (0,926)	-2,12*** (0,119)	-2,10*** (0,122)
2008	-1,87*** (0,285)	-0,56 (0,91)	-2,19*** (0,119)	-2,18*** (0,123)
2009	-1,88** (0,287)	-0,55 (0,902)	-2,14*** (0,12)	-2,14*** (0,123)
2010	-2,36*** (0,285)	-1,04 (0,888)	-2,40*** (0,12)	-2,40*** (0,123)
2011	-2,63*** (0,292)	-3,07* (1,763)	-2,57*** (0,123)	-2,57*** (0,126)
2012	-3,15*** (0,505)	-3,57** (1,754)	-2,72*** (0,131)	-2,72*** (0,134)
2013	-3,05*** (0,324)	-3,56* (1,833)	-2,90*** (0,134)	-2,91*** (0,138)
2014	-2,97*** (0,299)	-3,49* (1,848)	-2,96*** (0,125)	-2,98*** (0,129)

Megjegyzés. * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, illetve *** $p < 0,01$ szignifikanciaszinten az adott paraméter statisztikailag rendre különbözik 0-tól. A határhataások-paraméterek az 1. táblázat 1–4. oszlopainak eredményeihez tartoznak és szintén a /4/ (OLS) és /5/ (PPML) egyenletek becsléseiből származnak. A paraméterek alatti zárójelben a standard hibák értékei találhatóak. Az 1995-ös határ-dummyk a tökéletes multikollinearitás elkerülése végett nem kerültek be a regresszióba.

A tagországok integrációjára vonatkozó érdemi következtetéseket tehát a PPML-becslésből célszerű levonni, hiszen itt gyakorlatilag nincs különbség a 0-k nélküli és a teljes minta eredményei között, valamint torzításmentes, konzisztens és hatásos a becslés. Az EU15-országokról megállapítható, hogy 2014-ben már nagyjából csak fele akkora ($e^{-0,6}$) a belföldi kereskedelmi partnerek túlzott preferálásának mértéke, mint 1995-ben volt. A határhatás azonban nem mutat folyamatos és határozott csökkenő trendet, nem úgy, mint az újonnan csatlakozó országok esetén, akik évről évre mélyítették kereskedelmi kapcsolataikat a többi EU-s országgal. Például a határok 2014-re – ceteris paribus – átlagosan már 95 százalékkal kevésbé ($(e^{-2,98} - 1) \cdot 100$) akadályozták a nemzetközi kereskedelmet, mint két évtizeddel korábban. A későbbiekben rámutatok arra, hogy az EU15 – fejlettebb gazdasággal rendelkező – országai átlagosan nagyobb fokú integráltságról tanúskodnak, mint egy átlagos 2004-ben vagy azután csatlakozott tagország.

Földrajzi megfontolások szerint sok szempontból homogén és egységes képet mutató régiókra lehet osztani Európa országait, éppen ezért megvizsgáltam a határhatás alakulását Észak-, Dél-, Nyugat- és Kelet-Európa vonatkozásában. A Világbank tipologizálását követve az EU26 országait a következők szerint csoportosítottam:

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

Az Észak-Európára vonatkozó 1996-os határ-dummy például akkor kapott 1-es értéket, ha a megfigyelt belföldi kereskedelmi áramlás abban az évben a három skandináv vagy a három balti ország valamelyikében jelentkezett, és 0-t minden más esetben.

Az Európai Unió északi és déli országaira vonatkozó eredmények az M2a. táblázatában, míg a nyugati és keleti régióra vonatkozó paraméterek a M2b. táblázatában szerepelnek. Az észak-európai országokban a vizsgált időszak első felében folyamatosan csökkent a torzulás a belföldi piac felé, 2006-ra már 42 százalékkal ($e^{-0,55} - 1$) kisebb volt a határhatás az 1995-ös értéknél (M2a. táblázat 4. oszlop). Azonban 2006 után nagyjából stagnált a mutató értéke, vagyis ezek az országok nem tudták tovább mélyíteni nemzetközi kereskedelmi kapcsolataikat. Az M2a. táblázat 2. oszlopában ismét nyomon követhető egy hirtelen ugrás a határhatásban, ami Észtország és Litvánia alacsony (0 + 1) belföldi kereskedelme miatt következett be az OLS-nél.

Dél-Európa országai teljesítettek a legrosszabbul az árukereskedelmi integrációt illetően (M2a. táblázat 5–8. oszlop). A határhatás értéke egészen a vizsgált időszak utolsó néhány évéig nem csökkent szignifikánsan, vagyis ezen országok az árukereskedelem területén nem tudták elmélyíteni az integrációt az Unió többi országával.

Nyugat-Európa (M2b. táblázat 1–4. oszlop) hasonló képet mutat, mint Észak-Európa. A határhatás némileg csökkent, ami elsősorban a vizsgált időszak elején lezajlott árupiaci integráció következménye. Összességében elmondható az EU legfejlettebb gazdaságairól, hogy 2014-ben már csak fele ($e^{-0,63}$) annyira favorizálták a belföldi partnereket, mint 20 évvel azelőtt (M2b. táblázat 4. oszlop).

Kelet-Európa országait folyamatos és meggyőző fejlődés jellemzi az árukereskedelmi integrációt illetően, miszerint évről évre egyre kisebb a torzulás a belföldi piac felé. A hét volt szocialista ország alkotta régióban évente átlagosan 14 százalékkal csökkent a határhatás nagysága, ami azt jelentette, hogy 2014-ben már csak egyhuszada (e^{-3}) volt az 1995-ben mértnek.

4.2. Második specifikáció

A második specifikációban az országpárokra vonatkozó fixhatások elhagyásával becsültem meg a határhatások nagyságát, évekre lebontva. Ebben az esetben azonban három további – országpárokra jellemző – tényezőt kellett még bevonnom a modellbe a kereskedelem költségeinek kontrollálására: a távolságot, a közös szárazföldi határt és a közös nyelvet. A regressziók eredményeit a 3. táblázat tartalmazza. Ismét szembevetendő, hogy az 1 dollárral növelt exportértékekkel futtatott modellvariáció nem teljesít jól, amit elsősorban a – szokásoshoz képest – alacsony R^2 mutató (0,622 és 0,641) jelez. Ebben a specifikációban tisztán látszik az OLS-módszer legnagyobb tökéletlensége, miszerint a becsült exportértékek összege eltér a megfigyelt exportok összegétől. Érdekes, hogy a 2. oszlop esetén az összegek aránya 100 százalék alatti (87,3%), bár *Flowerdew–Aitkin* [1982] véleménye alapján előfordul, hogy a modell alulbecsli a nagy áramlásokat, és így az összes áramlás összegét is. Az M3. táblázat szintén azt mutatja, hogy a 0,1, 10 vagy 100 dollárral növelt exportokon lefuttatott regressziók 100 százalékhoz valamelyest egyre közelítő arányt adnak, valamint egyre jobb illeszkedést mutatnak, de mégsem állapíthatjuk meg, hogy torzítatlanságban és konzisztenciában felvennék a versenyt a PPML-lel.

Érdekes még kiemelni, hogy a távolság és a szomszédság paraméterei rendre, nagyságrendileg alacsonyabbak a PPML-becslés esetén, ami *Head–Mayer* [2013] szerint egyébként arra utal, hogy a távolságnak nem lineáris a hatása, azaz minél távolabbra történik az áruszállítás, a távolságváltozás annál kisebb hatással lesz a kereskedelem volumenének alakulására. A specifikációm sajátja még, hogy a PPML-módszer az euró használatának némi negatív hatást becsül, a 3. táblázat 8. oszlopa kivételével.

3. táblázat

A második modellspecifikáció eredményei

Megnevezés	1.	2.	3.	4.
	Az EU15-, valamint a 2004-ben és 2007-ben csatlakozott országok			
	OLS-		PPML-	
	becslés			
	$\ln X_{ij}$ (0 nélkül)	$\ln(X_{ij} + 1)$	X_{ij} (0 nélkül)	X_{ij}
$\ln D_{ij}$	-0,97*** (0,029)	-0,99*** (0,054)	-0,54*** (0,077)	-0,52*** (0,074)
$lang_{ij}$	0,27*** (0,067)	0,50*** (0,127)	0,31*** (0,047)	0,66*** (0,062)
adj_{ij}	1,02*** (0,048)	1,05*** (0,074)	0,73*** (0,081)	0,67*** (0,078)
cur_{ij}	0,22*** (0,031)	0,62*** (0,071)	-0,37*** (0,083)	-0,22*** (0,082)
β	26,09*** (0,218)	25,12*** (0,416)	0,55 (0,730)	0,33 (0,713)
N	13 433	13 520	13 433	13 520
Korrigált R^2	0,868	0,622	0,916	0,908
RMSE	0,994	1,941	0,166	0,173
$100 \frac{\sum_{ij} \hat{X}_{ij}}{\sum_{ij} X_{ij}}$	160,2	87,3	100,0	100,0

Megnevezés	5.	6.	7.	8.
	Észak-, Dél-, Nyugat-, Kelet-Európa régió			
	OLS-		PPML-	
	becslés			
	$\ln X_{ij}$ (0 nélkül)	$\ln(X_{ij} + 1)$	X_{ij} (0 nélkül)	X_{ij}
$\ln D_{ij}$	-1,01*** (0,030)	-1,01*** (0,055)	-0,64*** (0,085)	-0,63*** (0,078)
$lang_{ij}$	0,23*** (0,067)	0,38*** (0,122)	0,14*** (0,051)	0,38*** (0,064)
adj_{ij}	0,99*** (0,048)	1,02*** (0,074)	0,47*** (0,088)	0,39*** (0,080)
cur_{ij}	0,24*** (0,032)	0,65*** (0,074)	-0,10** (0,051)	0,05 (0,053)

(A táblázat folytatása a következő oldalon.)

(Folytatás.)

Megnevezés	5.	6.	7.	8.
	Észak-, Dél-, Nyugat-, Kelet-Európa régió			
	OLS-		PPML-	
	becslés			
	$\ln X_{ij}$ (0 nélkül)	$\ln(X_{ij} + 1)$	X_{ij} (0 nélkül)	X_{ij}
β	26,37*** (0,226)	25,31*** (0,422)	1,35* (0,772)	1,21* (0,722)
N	13 433	13 520	13 433	13 520
Korrigált R^2	0,879	0,641	0,932	0,928
RMSE	0,994	1,892	0,149	0,153
$100 \frac{\sum_{ij} \hat{X}_{ij}}{\sum_{ij} X_{ij}}$	157,1	118,2	100,0	100,0

Megjegyzés. * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, illetve *** $p < 0,01$ szignifikanciaszinten az adott paraméter statisztikailag rendre különbözik 0-tól. Az eredmények a /6/ (OLS), illetve /7/ (PPML) egyenletek becsléséből származnak. A paraméterek alatti zárójelben a standard hibák értékei találhatóak. A fixhatások (időben változó országhatások), valamint a határhatások paraméterei helytakarékossági okokból nem szerepelnek a táblázatban.

A határhatás-paraméterek ismét külön, a 4. táblázatban szerepelnek, ezúttal azonban csak a PPML-becslés paramétereit szemléltetem, hiszen abból lehet levonni a megfelelő következtetéseket. Az 1. és 2. oszlop eredményei egyértelműen arról árulkodnak, hogy az EU régi tagországai 1996-ban jóval kisebb határhatást mutatnak, azaz az EU15 egy átlagos országa szervezettebb része volt a belső piacnak, mint egy akkor csatlakozásra készülő átlagos volt szocialista ország. Az ezredfordulón például egy tagország átlagosan 7,8-szer ($e^{2,05}$) többet kereskedett belföldön, mint egy másik tagországgal, míg a belföldi partnerek preferálásának szorzója egy csatlakozás előtt álló országnál 90,9 ($e^{4,51}$) volt. Mindez persze nem meglepő, ahogy az sem, hogy még az időszak végén is nagyobb torzulást mutatnak a frissen csatlakozók a belföldi áru piacok felé. A konvergencia azonban az Unió két csoportja között – a fejlettségi színvonalak esetén tapasztaltakkal ellentétben – az áru piaci integráció folyamatában tetten érhető. Az EU15-ben 2014-ben átlagosan 5,9-szeres határhatás volt jellemző, míg egy átlagos 2004-ben vagy 2007-ben csatlakozott ország már csak 11,7-szer preferálta jobban a határokon belüli kereskedelmet a nemzetközivel szemben.

Amennyiben négy régióra osztjuk fel az EU26 országait (3–6. oszlop), érdekes képet kapunk az integrációról. Az időszak kezdetétől fogva a nyugat-európai országok áru piaca tekinthető a leginkább integráltnak az Unióban, ami önmagában nem okoz nagy meglepetést, hiszen több szempontból is bizonyították már, hogy az euró-

pai integrációnak rendre ők a legnagyobb haszonélvezői. Az időszak végén az átlagos határhatás 3 alá csökkent, amihez hasonlóan alacsony értéket korábban többnyire csak az Egyesült Államok tagállamai között mutattak ki kutatók (többek között *Hilberry–Hummels* [2003], *Coughlin–Novy* [2013], *Pacchioli* [2011]).

A 2004-ben és 2007-ben csatlakozott országok többsége az Unió keleti részéhez tartozik, amiből adódóan itt is (6. oszlop) rendkívül magas határhatásokat tapasztalunk az időszak elején. Integrálódásuk folyamata azonban olyannyira dinamikus, hogy az időszak végén már kisebb torzulást mutatnak a belföldi piac felé átlagosan, mint egy észak- vagy dél-európai ország.

Az Észak-Európa régióra – annak ellenére, hogy magasan fejlett skandináv országokat is magába foglal – viszonylag magas átlagos határhatások adódnak, és csak mérsékelt a csökkenés (18,5-ről 10,9-re) 1996 és 2014 között.

A legcsekélyebb mértékű árupiaci integráció azonban a Dél-Európa régióra jellemző, pedig – Ciprus és Málta kivételével – ezek az országok jóval a vizsgált időszak kezdete előtt csatlakoztak a Közös Piachoz. A szokatlanul magas, nagyjából 30-szoros határhatás, csak az időszak végére csökkent valamelyest (17,5-szeres lett 2014-ben).

4. táblázat

A második specifikáció határhatás-paraméterei PPML-becsléssel, 1996–2014

Év	1.	2.	3.	4.	5.	6.
	EU15-	2004-ben és 2007-ben csatlakozott	Észak-	Dél-	Nyugat-	Kelet-
	országok		Európa régió			
	X_{ij}					
1996	2,51*** (0,230)	5,34*** (0,214)	2,92*** (0,238)	3,44*** (0,202)	1,73*** (0,243)	5,12*** (0,230)
1997	2,38*** (0,229)	5,05*** (0,216)	2,79*** (0,240)	3,36*** (0,193)	1,57*** (0,241)	4,82*** (0,232)
1998	2,36*** (0,226)	4,82*** (0,224)	2,78*** (0,239)	3,33*** (0,189)	1,55*** (0,238)	4,58*** (0,244)
1999	2,23*** (0,250)	4,86*** (0,226)	2,85*** (0,233)	3,35*** (0,203)	1,56*** (0,258)	4,49*** (0,252)
2000	2,05*** (0,250)	4,51*** (0,236)	2,63*** (0,243)	3,26*** (0,207)	1,33*** (0,256)	4,13*** (0,267)
2001	2,05*** (0,253)	4,38*** (0,230)	2,70*** (0,238)	3,28*** (0,210)	1,32*** (0,257)	3,99*** (0,258)
2002	2,07*** (0,251)	4,20*** (0,240)	2,65*** (0,238)	3,34*** (0,206)	1,32*** (0,255)	3,79*** (0,271)

(A táblázat folytatása a következő oldalon.)

(Folytatás.)

Év	1.	2.	3.	4.	5.	6.
	EU15-	2004-ben és 2007-ben csatlakozott	Észak-	Dél-	Nyugat-	Kelet-
	országok		Európa régió			
	X_{ij}					
2003	2,11*** (0,245)	4,11*** (0,233)	2,65*** (0,242)	3,31*** (0,200)	1,36*** (0,251)	3,70*** (0,264)
2004	2,07*** (0,242)	3,93*** (0,230)	2,61*** (0,246)	3,31*** (0,202)	1,31*** (0,250)	3,51*** (0,260)
2005	2,06*** (0,242)	3,80*** (0,224)	2,54*** (0,249)	3,34*** (0,203)	1,27*** (0,251)	3,39*** (0,250)
2006	2,01*** (0,243)	3,60*** (0,225)	2,51*** (0,251)	3,33*** (0,207)	1,19*** (0,253)	3,17*** (0,250)
2007	2,04*** (0,241)	3,44*** (0,209)	2,56*** (0,253)	3,27*** (0,209)	1,24*** (0,255)	2,99*** (0,236)
2008	2,00*** (0,244)	3,35*** (0,204)	2,51*** (0,254)	3,30*** (0,213)	1,18*** (0,259)	2,92*** (0,226)
2009	2,08*** (0,246)	3,36*** (0,190)	2,65*** (0,253)	3,42*** (0,212)	1,27*** (0,260)	2,96*** (0,218)
2010	1,94*** (0,247)	3,09*** (0,188)	2,52*** (0,248)	3,24*** (0,218)	1,14*** (0,258)	2,70*** (0,210)
2011	1,85*** (0,248)	2,90*** (0,186)	2,40*** (0,247)	3,10*** (0,221)	1,08*** (0,258)	2,54*** (0,210)
2012	1,82*** (0,249)	2,74*** (0,190)	2,38*** (0,249)	3,06*** (0,224)	1,09*** (0,257)	2,40*** (0,207)
2013	1,80*** (0,249)	2,54*** (0,193)	2,40*** (0,247)	2,95*** (0,227)	1,11*** (0,259)	2,18*** (0,208)
2014	1,78*** (0,247)	2,46*** (0,195)	2,39*** (0,246)	2,86*** (0,227)	1,11*** (0,257)	2,09*** (0,214)

Megjegyzés. *** $p < 0,01$ szignifikanciaszinten az adott paraméter statisztikailag rendre különbözik 0-tól. A határhatás-paraméterek a 4. táblázat 3–4. és 7–8. oszlopainak eredményeihez tartoznak, valamint szintén a /6/ (OLS) és /7/ (PPML) egyenlet becsléséből származnak. A paraméterek alatti zárójelben a standard hibák értékei találhatóak. Az 1995-ös határ-dummy a tökéletes multikollinearitás elkerülése végett nem kerültek be a regresszióba.

5. Konklúzió

Az EU tagországait világszerte legszorosabb kereskedelmi integráció köti össze egymással, mégsem jellemző, hogy az egységes belső piac teljesen homogén lenne. A tanulmány – egy átfogó határhatás-vizsgálattal – azt mutatja be, hogy a nemzetközi kereskedelmi szálak szorosságát tekintve nagy különbségek voltak és részben maradtak is az EU földrajzi régiói vagy éppen a régi tagországok, valamint a 2004-ben és 2007-ben csatlakozottak között. A belföldi kereskedelmi partnerek – külföldiekkel szembeni – preferálásának mértékében a vizsgált időszakban egyfajta konvergencia mutatható ki az Unióban, amit különösképpen a keleti régió folyamatosan és rendkívül dinamikus csökkenő határhatása eredményez. A becslések szerint a nyugati országok állnak legközelebb a tökéletesen integrált piacok kialakításához, a leglazább szálakkal pedig a dél-európai országok kötődnek az Unió belső piacához. Észak-Európa országaiban a déliekhez hasonlóan csak kismértékben tudott csökkenni a torzulás a belföldi piac felé, aminek következtében 2014-re – a kereskedelmi integráltság szempontjából – mellettük is elhaladt Kelet-Európa.

A különbözőképpen lefuttatott regressziókkal arra is sikerült rávilágítani, hogy a hagyományos OLS-módszer sokszor ad torzított eredményeket, és rendkívül érzékenyen reagál a 0 exportáramlások alternatív kezeléseire. Mindegyik esetben bebizonyosodott, hogy a logaritmikus transzformáció után az OLS nem képes 100 százalékosan visszaadni a teljes mintán megfigyelt exportáramlások összmenyiségét. Bár a csonkított mintán alkalmazott OLS nem tévedett sokat, a 0 exportáramlások kihagyása nemcsak statisztikai (Heckman [1979]), hanem kereskedelemelméleti (Bao–Chen [2013], Kareem–Martíner-Zarzoso–Brümmer [2016]) szempontból is aggályos lehet. Éppen ezért – ahogy azt az eredmények is végig alátámasztják – a PPML-eljárásnak prioritást kell élveznie az OLS-szel szemben, mert torzításmentes, konzisztens és hatásos becslést ad.

Irodalom

- ANDERSON, J. E. [1979]: A theoretical foundation for the gravity equation. *The American Economic Review*. Vol. 69. No. 1. pp. 106–116.
- ANDERSON, J. E. – VAN WINCOOP, E. [2003]: Gravity with gravitas: a solution to the border puzzle. *The American Economic Review*. Vol. 93. No. 1. pp. 170–192. <http://dx.doi.org/10.1257/000282803321455214>
- ANDERSON, M. A. – SMITH, S. L. S. [1999]: Do national borders really matter? Canada–US regional trade reconsidered. *Review of International Economics*. Vol. 7. No. 2. pp. 219–227. <http://dx.doi.org/10.1111/1467-9396.00158>
- ANDRESEN, M. A. [2010]: The geography of the Canada–United States border effect. *Regional Studies*. Vol. 44. No. 5. pp. 579–594. <http://dx.doi.org/10.1080/00343400802508794>

- 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. No. 6. pp. 515–519. <http://dx.doi.org/10.1080/13504851.2012.718052>
- 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. No. 1. pp. 77–85. <http://dx.doi.org/10.1016/j.jinteco.2008.10.004>
- BALDWIN, R. – TAGLIONI, D. [2007]: Trade effects of the Euro: a comparison of estimators. *Journal of Economic Integration*. Vol. 22. No. 4. pp. 780–818. <http://dx.doi.org/10.11130/jei.2007.22.4.780>
- BALTA, N. – DELGADO, J. [2007]: Home bias and market integration in the EU. *Cesifo Economic Studies*. Vol. 55. No. 1. pp. 110–144. <http://dx.doi.org/10.1093/cesifo/ifn037>
- 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. No. 3. pp. 447–460. <http://dx.doi.org/10.1111/rode.12042>
- BERGSTRAND, J. H. [1985]: The gravity equation in international trade: some microeconomic foundations and empirical evidence. *The Review of Economics and Statistics*. Vol. 67. No. 3. pp. 474–481. <http://dx.doi.org/10.2307/1925976>
- 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. No. 1. pp. 143–153. <http://dx.doi.org/10.2307/1928061>
- 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. No. pp. 307–327. <http://dx.doi.org/10.1016/j.euroecorev.2015.06.003>
- 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 Economics Analysis*. Vol. 4. No. 2. pp. 167–190. <http://dx.doi.org/10.1080/17421770902834327>
- CAREY, H. C. [1858]: *Principles of Social Science*. Lippincott Williams & Wilkins. Philadelphia.
- CHANEY, T. [2008]: Distorted gravity: the intensive and extensive margins of international trade. *The American Economic Review*. Vol. 98. No. 4. pp. 1707–1721. <http://dx.doi.org/10.1257/aer.98.4.1707>
- CHEN, N. [2004]: Intra-national versus international trade in the European Union: why do national borders matter? *Journal of International Economics*. Vol. 63. No. 1. pp. 93–118. [http://dx.doi.org/10.1016/S0022-1996\(03\)00042-4](http://dx.doi.org/10.1016/S0022-1996(03)00042-4)
- CHENG, I. – WALL, H. J. [2005]: Controlling for heterogeneity in gravity models of trade and integration. *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*. Vol. 87. No. 1. pp. 49–63.
- CHEPTEA, A. [2010]: *Border effects and East-West integration*. Working Paper SMART–LERECO. No. 10–15. UMR INRA-Agrocampus Ouest SMART. Rennes.
- CLARKE, A. C. [1952]: An examination of the operation of residential propinquity as a factor in mate selection. *American Sociological Review*. Vol. 17. No. 1. pp. 17–22. <http://dx.doi.org/10.2307/2088355>
- COUGHLIN, C. C. – NOVY, D. [2013]: Is the international border effect larger than the domestic border effect? Evidence from US trade. *Cesifo Economic Studies*. Vol. 59. No. 2. pp. 249–276. <http://dx.doi.org/10.1093/cesifo/ifs002>

- DEARDORFF, A. V. [2011]: Determinants of bilateral trade: does gravity work in a neoclassical world? *World Scientific Studies in International Economics*. Vol. 16. pp. 267–293. http://dx.doi.org/10.1142/9789814340373_0024
- EATON, J. – KORTUM, S. [2002]: Technology, geography and trade. *Econometrica*. Vol. 70. No. 5. pp. 1741–1779. <http://dx.doi.org/10.1111/1468-0262.00352>
- FALLY, T. [2015]: Structural gravity and fixed effects. *Journal of International Economics*. Vol. 97. No. 1. pp. 76–85. <http://dx.doi.org/10.1016/j.jinteco.2015.05.005>
- FLOWERDEW, R. – AITKIN, M. [1982]: A method of fitting the gravity model based on the Poisson distribution. *Journal of regional science*. Vol. 22. No. 2. pp. 191–202. <http://dx.doi.org/10.1111/j.1467-9787.1982.tb00744.x>
- GOURIEROUX, C. – MONFORT, A. – TROGNON, A. [1984]: Pseudo maximum likelihood methods: applications to Poisson models. *Econometrica*. Vol. 52. No. 3. pp. 701–720. <http://dx.doi.org/10.2307/1913472>
- HAMMER, C. – IKLE, F. C. [1957]: Intercity telephone and airline traffic related to distance and the “propensity to interact”. *Sociometry*. Vol. 20. No. 4. pp. 306–316. <http://dx.doi.org/10.2307/2785983>
- HEAD, K. – MAYER, T. [2000]: Non-Europe: the magnitude and causes of market fragmentation in Europe. *Weltwirtschaftliches Archiv*. Bd. 136. Nr. 2. Seite 285–314. <http://dx.doi.org/10.1007/BF02707689>
- 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.
- HEAD, K. – MAYER, T. [2013]: *Gravity Equations: Workhorse, Toolkit and Cookbook*. Discussion Paper. No. 9322. Centre for Economic Policy Research. London.
- HECKMAN, J. J. [1979]: Sample selection bias as a specification error. *Econometrica*. Vol. 47. No. 1. pp. 151–161. <http://dx.doi.org/10.2307/1912352>
- HELBLE, M. [2007]: Border effect estimates for france and germany combining international trade and intra-national transport flows. *Review of World Economics*. Vol. 143. Issue 3. pp. 433–463.
- HELLIWELL, J. F. [1998]: *How Much Do National Borders Matter?* Brookings Institution Press. Washington, D.C.
- HILBERRY, R. – HUMMELS, D. [2003]: Intranational home bias: some explanations. *The Review of Economics and Statistics*. Vol. 85. No. 4. pp. 1089–1092. <http://dx.doi.org/10.1162/003465303772815970>
- KAREEM, F. O. – MARTÍNEZ-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. <http://www.etsg.org/ETSG2014/Papers/459.pdf>
- 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. 2006-072/3. <https://papers.tinbergen.nl/06072.pdf>
- MARTIN, W. – PHAM, C. [2008]: *Estimating the Gravity Model When Zero Trade Flows are Important*. Mimeo. World Bank. Washington, D.C.
- MÁRKUS Á. [2017a]: A határhatás irodalom áttekintése – Torzítják-e az országhatárok a kereskedelmi kapcsolatokat? *Competitio*. 16. évf. 1. sz. 82–101. old. <http://dx.doi.org/10.21845/comp/2017/1/4>

- MÁRKUS, Á. [2017b]: Disappearing borders in the Visegrad countries. *Prague Economic Papers*. Vol. 26. Online First. pp. 1–20.
- MCCALLUM, J. [1995]: National borders matter: Canada–U.S. Regional trade patterns. *The American Economic Review*. Vol. 85. No. 3. pp. 615–623.
- MELITZ, M. J. – OTTAVIANO, G. I. P. [2008]: Market size, trade and productivity. *The Review of Economic Studies*. Vol. 75. No. 1. pp. 295–316. <http://dx.doi.org/10.1111/j.1467-937X.2007.00463.x>
- MILIMET, D. L. – OSANG, T. [2007]: Do state borders matter for U.S. intranational trade? The role of history and internal migration. *Canadian Journal of Economics*. Vol. 40. No. 1. pp. 93–126. <http://dx.doi.org/10.1111/j.1365-2966.2007.00401.x>
- NEMES NAGY J. [2009]: *Terek, helyek, régiók. A regionális tudomány alapjai*. Akadémiai Kiadó. Budapest.
- NITSCH, V. [2000]: National borders and international trade: evidence from the European Union. *Canadian Journal of Economics*. Vol. 33. No. 4. pp. 1091–1105. <http://dx.doi.org/10.1111/0008-4085.00055>
- OLPER, A. – RAIMONDI, V. [2008]: Agricultural market integration in the OECD: a gravity-border effect approach. *Food Policy*. Vol. 33. No. 2. pp. 165–175. <http://dx.doi.org/10.1016/j.foodpol.2007.06.003>
- PACCHIOLI, C. [2011]: *Is the EU Internal Market Suffering from an Integration Deficit? Estimating the 'Home-bias Effect'*. CEPS Working Document. No. 348. http://aei.pitt.edu/31786/1/WD_348_Consuelo_on_Internal_Market_final.pdf
- PÁSZTOR, SZ. [2014]: *The Economic Transformation of Borders in Central and Eastern Europe: The Case of Hungary and Its Eastern Borders*. PhD-dissertation. University of Debrecen. Debrecen. <https://dea.lib.unideb.hu/dea/handle/2437/182110>.
- PÖYHÖNEN, P. [1963]: A tentative model for the volume of trade between countries. *Weltwirtschaftliches Archiv*. Bd. 90. Seite 93–100.
- RAVENSTEIN, E. G. [1885]: The laws of migration. *Journal of the Statistical Society of London*. Vol. 48. No. 2. pp. 167–235. <http://dx.doi.org/10.2307/2979181>
- RECHNITZER J. [1999]: Határ menti együttműködés Európában és Magyarországon. In: *Nárai M. – Rechnitzer J. (szerk.): Elválaszt és összeköt – a határ*. Magyar Tudományos Akadémia Regionális Kutatások Központja. Pécs, Győr. 9–72. old.
- SAMUELSON, P. A. [1954]: The transfer problem and transport costs, II: analysis of effects of trade impediments. *The Economic Journal*. Vol. 64. No. 254. pp. 264–289. <http://dx.doi.org/10.2307/2226834>
- SANTOS SILVA, J. M. C. – TENREYRO, S. [2006]: The log of gravity. *The Review of Economics and Statistics*. Vol. 88. No. 4. pp. 641–658.
- SANTOS SILVA, J. M. C. – TENREYRO, S. [2011]: Further simulation evidence on the performance of the Poisson pseudo-maximum likelihood estimator. *Economics Letters*. Vol. 112. No. 2. pp. 220–222. <http://dx.doi.org/10.1016/j.econlet.2011.05.008>
- SMITH, A. [2007]: *An Inquiry into the Nature and Causes of the Wealth of Nations*. MetaLibri. Amsterdam, Lausanne, Melbourne, Milan, New York, São Paulo. https://www.ibiblio.org/ml/libri/s/SmithA_WealthNations_p.pdf
- STEWART, J. Q. [1948]: Demographic gravitation: evidence and applications. *Sociometry*. Vol. 11. Nos. 1–2. pp. 31–58. <http://dx.doi.org/10.2307/2785468>

- SUVANKULOV, F. [2016]: Revisiting national border effects in foreign trade in goods of Canadian provinces. *Journal of International Trade and Economic Development*. Vol. 25. No. 8. pp. 1045–1070. <http://dx.doi.org/10.1080/09638199.2016.1176229>
- TINBERGEN, J. [1962]: *Shaping the World Economy – Suggestions for an International Economic Policy*. Twentieth Century Fund. New York.
- TOBLER, W. R. [1970]: A computer movie simulating urban growth in the Detroit region. *Economic Geography*. Vol. 46. pp. 234–240. <http://dx.doi.org/10.2307/143141>
- VAN HOUTUM, H. [1998]: *The Development of Cross-border Economic Relations*. Tilburg University Press. Tilburg.
- WEI, S.-J. [1996]: *Intra-national Versus International Trade: How Stubborn Are Nations in Global Integration?* Working Paper. No. 5531. National Bureau of Economic Research. Cambridge.
- WOLF, H. C. [2000]: Intranational home bias in trade. *The Review of Economics and Statistics*. Vol. 82. No. 4. pp. 555–563. <http://dx.doi.org/10.1162/003465300559046>
- YI, K. M. [2010]: Can multistage production explain the home bias in trade? *The American Economic Review*. Vol. 100. No. 1. pp. 364–393. <http://dx.doi.org/10.1257/aer.100.1.364>
- ZIPF, K. G. [1946]: The P_1P_2/D hypothesis: on the intercity movement of persons. *American Sociological Review*. Vol. 11. No. 6. pp. 677–686.

Summary

This paper examines the trade integration process of the European Union divided into country groups through the period of 1995–2014. The evolution of border effects estimated from two different model specifications demonstrates that the pattern of market integration is quite heterogeneous among the EU countries. The results suggest that the more developed countries – especially those in the western part of the EU – show a smaller home bias in trade than the new member countries do. The obstructing role of borders in the case of the latter group (particularly in the eastern part of the EU), however, has diminished dynamically, and as a result, in 2014 it was just a tithe of that in 1995. As for the northern and southern countries, the regressions gave relatively high border coefficients in the early years, which could not have been reduced significantly in the Mediterranean countries through the examined period. The study also indicates that the Poisson pseudo-maximum likelihood estimator should be preferred over ordinary least squares, as it gives unbiased, consistent and efficient estimates.