

## OBCHOD S FINÁLNÍMI STATKY V EVROPSKÉ UNII: ANALÝZA POMOCÍ GRAVITAČNÍHO MODELU

**Richard Frensch**, Department of Economics, University of Regensburg and Institut für Ost- und Südosteuropaforschung (IOS) Regensburg, Germany; **Jan Hanousek**, CERGE-EI, Karlova univerzita a Akademie věd ČR, Praha; The William Davidson Institute, Michigan; a CEPR, London; **Evžen Kočenda**, CERGE-EI, Karlova univerzita a Akademie věd ČR, Praha; Anglo-americká vysoká škola, Praha; CESifo, Mnichov; IOS, Regensburg; The William Davidson Institute, Michigan; CEPR, London; a Euro Area Business Cycle Network\*

### 1. Úvod

Ačkoliv se gravitační modely se v ekonomii používají pro empirické analýzy již od počátku šedesátých let, jejich teoretické základy vznikaly poněkud pomaleji.<sup>1</sup> V důsledku toho jsou bilaterální gravitační modely, určené k analýze hrubých obchodních toků, mnohdy stále formulovány jako různé kombinace více či méně vhodných determinantů. V této stati ukážeme, že *ad hoc* rozšířené gravitační rovnice, obzvláště ty rozšířené o absolutní rozdíly či podobnosti na straně nabídky v jednotlivých zemích, se dostávají do konfliktu s předpokládanými teoretickými základy, tj. jsou chybně specifikované. Jako nápravný prostředek navrhuje zobecnění výsledků Haveman a Hummels (2004) pro formulaci specifikace bilaterálního gravitačního modelu na základě agregátních důchodů partnerských zemí a rozdílů na straně nabídky jednotlivých zemí v poměru ke světovému průměru. Naším druhým přínosem je aplikace navrhovaného postupu na analýzu chování bilaterálního obchodu s kapitálovými i spotřebními statky mezi starými a novými členy Evropské unie (EU). Ukazujeme, že na rozdíl od průměrného evropského bilaterálního obchodního vztahu v oblasti finálních statků je tento obchod mezi západní a východní Evropou poháněný multilaterálními podněty ke specializaci jednotlivých zemí.

\* Děkujeme Anastasii Shamshur a Stephanu Huberovi za jejich asistenci při práci s daty. Pavle Nikolovové a třem anonymním recenzentům PE děkujeme za užitečné připomínky. Tento výzkum byl podpořen grantem GAČR č. 403/12/0080. Jakékoliv chyby jsou naše vlastní.

1 Aktuální souhrn relevantní literatury poskytuje Stack (2009).

Náš zájem o analýzu zahraničního obchodu mezi starými a novými členy EU je motivován novými příležitostmi ke specializaci a obchodování, vytvořenými evropským integračním procesem. Krátce po začátku ekonomické transformace v prosinci roku 1991 podepsaly první čtyři středo- a východoevropské (SVE) země takzvané Evropské dohody s Evropskou unií.<sup>2</sup> Následně usilovaly o zřízení fungujícího rámce mezinárodního obchodu a spolupráce za účelem usnadnění transformačního procesu a v březnu roku 1993 zřídily Středoevropskou zónu volného obchodu (CEFTA; Kočenda and Poghosyan, 2009). CEFTA byla později rozšířena o prakticky všechny zbylé SVE země a napomohla k odstranění obchodních bariér jak mezi jejími členy, tak i vůči EU. Mnohé SVE země zažádaly o členství v EU v letech 1995–1996 a od let 1998–1999 prošly zdlouhavým a důkladným prověřovacím procesem směřujícím ke vstupu do EU. Některé SVE země následovaly až v pozdější době. 1. května roku 2004 se první vlna SVE zemí připojila k EU, následovaná druhou vlnou v roce 2007.

Evropská integrace ovlivnila mezinárodní obchod mezi starými a novými členy EU ještě před samotným rozšířením. Zaprvé, bylo zjištěno, že dohody o přidružení podepsané počátkem devadesátých let měly pozitivní a významný dopad na obchodní toky mezi zeměmi v EU a ve fázi transformace (Caporale et al., 2009; Egger a Larch, 2011). Zadruhé, navzdory existujícím ekonomickým rozdílům mezi zeměmi se noví členové EU rychle stali důležitou součástí výrobní a distribuční sítě napříč EU (Kaminski a Ng, 2005). V tomto ohledu Egger et al. (2008) ukazují, že čím větší jsou rozdíly v relativních cenách statků a výrobních faktorů mezi integrujícími se zeměmi před samotnou integrací, tím větší jsou celkové potenciální zisky ze vzájemného obchodu. Také snižování fixních nákladů obchodu v průběhu evropské integrace bylo podnětem k nárůstu obchodování (Frensch, 2010). Tyto prvky jsou relevantní pro skladbu a charakteristiky obchodu členů EU a korelují s empirickou skutečností, že obchod ve finálních statcích (tj. spotřebních a kapitálových statcích) narůstal tempem zhruba 6% za rok po většinu námi zkoumaného období (Miroudot et al., 2009).

Přímý prospěch vyplývající ze zvýšené dostupnosti a výběru obchodovaných finálních statků je pravděpodobně doplňován i dalšími, méně očividnými, výhodami. Coe a Helpman (1995) teoreticky ukazují, že obchod může sloužit jako způsob šíření technologií a Añón Higón a Stoneman (2011) přinášejí empirické důkazy pro nárůst blahobytu v ekonomice skrze prospěch z inovací vložených právě do importovaných finálních statků. Añón Higón a Stoneman (2011) ukazují efekt inovací prostřednictvím dovozu finálních statků v pěti starých zemích EU. Tento nepřímý efekt inovací se pravděpodobně objevuje i v nových zemích EU a lze jej dále spárovat s přímým efektem způsobeným inovačními aktivitami nadnárodních společností (skrze přímé zahraniční investice; PZI), které dominují inovačnímu procesu v nových zemích EU, jak ukazují Uzagalieva et al. (2012). Pozitivní přínos PZI prostřednictvím vlastnických struktur dokumentují Hanousek et al. (2012) na mikroekonomické úrovni v případě českých podniků.

2 Těmito prvními čtyřmi zeměmi jsou Česká republika, Maďarsko, Polsko a Slovensko. Viz Tabulka A.1 s úplným seznamem zkoumaných SVE zemí.

Soubor starých a nových zemí EU je důležitý pro analýzu i z další teoretické perspektivy. EU je fungující zónou volného obchodu. Noví členové EU byli přijati do zóny volného obchodu po jejich vstupu v letech 2004 a 2007, ale bariéry volného obchodu odstraňovaly již v průběhu přístupového procesu (Egger a Larch, 2011). Analyzujeme proto soubor zemí, které mezi sebou nevytvářejí žádné obchodní bariéry, a data tudíž nejsou kontaminována rozdíly v daňových/celních režimech či předpisech. Kromě toho, navzdory postupnému procesu dohánění, noví členové EU stále vykazují nižší cenové hladiny statků krátko- i dlouhodobé spotřeby (Égert, 2011), jež společně s nižšími náklady práce mohou představovat potenciální komparativní výhody, které se mohou ukázat být relevantní pro specializaci a bilaterální obchod v EU během zkoumaného období.

Výše uvedné otázky mezinárodního obchodu je možné také zasadit do kontextu výzkumu zabývajícího se Českou republikou, i když v našem článku klademe důraz na Evropský rozměr analýzy. Například Tomšík (2000) ukazuje, že český vývoz během let 1993-1999 byl silně ovlivněn zahraničními faktory jako HDP a poměr zahraničních a vývozních cen, zatímco vliv cizoměnového kurzu je menší; naopak dovozy do ČR nebyly ovlivněny pouze domácím HDP a cenami (včetně fluktuací měnového kurzu a vývoje dovozních cen), ale také vývojem na měnovém trhu. Ostatně Mandel a Tomšík (2008) ukazují, že i exportní výkonnost je značně ovlivňována měnovou politikou. Pro delší období (1993–2002) Benáček et al. (2005) ukazují, že nejdůležitějšími faktory, které ovlivňují obchod ČR s EU, jsou agregovaná poptávka na obou stranách hranic, reálný cizoměnový kurz, liberalizace tarifů a jednotkové ceny v dovozu a vývozu. V oblastech souvisejících s obchodem pak existují rovněž studie zaměřující se z hlediska ČR na podporu konkurenceschopnosti firem (Zemplerová a Paneš, 2008), inovační aktivity firem (Zemplerová, 2010; Uzagalieva et al., 2012), či FDI a výkonnost firem (Hanousek et al., 2012). Gravitační model v analýze mezinárodního obchodu ČR uplatnil například Tichý (2007), jenž odhadl vlivy vstupu ČR do Evropské měnové unie na zahraniční obchod. Ševela (2002) aplikoval gravitační model na studium vývozu zemědělských komodit z ČR. Jednou z nejnovějších prací je pak analýza v níž Janda et al. (2010) pomocí gravitačního modelu ukazují, že podpora českých exportních úvěrů je přibližně rozpočtově neutrální a její vliv na objem obchodu je mírně pozitivní.

Vrátíme-li se zpět k tématu našeho článku, můžeme provést stručné shrnutí nejdůležitějších výsledků. Zaprvé, ukazujeme, že správně specifikovaný gravitační model obchodu s finálními statky vyplývající z neúplné specializace musí formulovat multilaterální podněty ke specializaci jednotlivých zemí jako rozdíly mezi zeměmi na straně nabídky relativní vůči světovému průměru. Zadruhé, z našich výsledků vyplývá, že ačkoliv správně specifikované podněty ke specializaci zřejmě nehrají velkou roli v průměrném evropském bilaterálním obchodním vztahu v oblasti finálních statků, obchod s finálními statky mezi západní a východní Evropou je naproti tomu určován právě rozdíly mezi zeměmi (na straně nabídky) v poměru ke zbytku světa. To svědčí o mimořádném významu modelů neúplné specializace pro evropský obchod

mezi západem a východem – oproti převažující důležitosti modelů úplné specializace pro průměrný evropský obchodní vztah. V souladu s tím lze náš třetí závěr chápat jako důsledek: navzdory postupnému procesu dohánění novými členy EU jsou mnohé z finálních statků obchodovaných mezi západní a východní Evropou nadále spíše produkty rozdílnými než diferencovanými.

Zbytek článku je organizován takto: v následující části podrobně rozvádíme, proč jsou *ad-hoc* gravitační specifikace specifikovány chybně. Část třetí rozvíjí náš pracovní rámec pro odhad gravitační specifikace s neúplnou specializací a jeho aplikaci. Ve čtvrté části popisujeme naše data o obchodování s finálními statky v Evropě. Naše výsledky jsou prezentovány v části páté. Závěry následují v části šesté.

## 2. *Ad hoc* rozšířené gravitační rovnice a úplná specializace

Při testování existence gravitačních vlivů (nad rámec příjmů partnerských zemí a bariér obchodu) je zdánlivě lákavé pro rozdíly či podobnosti na straně nabídky mezi zeměmi použít absolutní hodnoty rozdílů v hrubém domácím produktu (HDP) na obyvatele nebo ve mzdách mezi exportující a importující zemí. A s využitím absolutních rozdílů poté jsou často formulovány apriorní očekávání koeficientů u HDP na obyvatele podle alternativních obchodních teorií. Na jedné straně by obchod poháněný komparativními výhodami implikoval kladný koeficient u rozdílu v HDP na obyvatele. Na druhé straně by existence horizontálního obchodu v rámci odvětví, poháněného novými obchodními teoriemi *à la* Krugman (1980), mohla být chápána jako implikující záporný koeficient u rozdílu v HDP na obyvatele.<sup>3</sup> Nicméně testování vlivů rozdílných obchodních teorií proti sobě v rámci jediné gravitační specifikace vyžaduje učinit předpoklad, že tyto teorie lze redukovat do stejné gravitační specifikace. My tvrdíme, že gravitační rovnice rozšířené o *ad hoc* absolutní rozdíly na straně nabídky jsou chybně specifikovány, protože opomíjejí klíčovou otázku specializace. Důležité je to, že obchodní teorie proporcí mezi faktory jsou modely neúplné specializace, zatímco nové teorie obchodu přinášejí specializaci úplnou.

Podle článku Haveman a Hummels (2004) postačují k sestavení nejjednodušší možné bilaterální gravitační struktury pro obchod mezi více než dvěma zeměmi čtyři předpoklady. Tyto předpoklady jsou: (i) obchod probíhá pouze s finálními statky, (ii) obchod probíhá bez omezení a je vyvážený, (iii) preference pro finální statky jsou identické a homotetické a (iv) každé zboží je vyráběno a exportováno pouze z jedné země, nezávisle na podmínkách na straně nabídky, jež mají za následek úplnou specializaci. Z toho pak vyplývá, že bilaterální obchod je jednoduše log-lineární v příjmech obou zemí a takový model nedává prostor pro „rozšíření“ gravitační rovnice přidáním absolutních hodnot rozdílů v HDP na obyvatele. Na základě výše

3 Rault et al. (2009, s. 1551) tvrdí: “Pokud jde o znaménko u rozdílu v HDP na obyvatele, pak toto je kladné pokud jsou potvrzeny Heckscher-Ohlinovi (H-O) předpoklady. Naopak podle nové teorie obchodu se předpokládá, že proměnná HDP na obyvatele mezi zeměmi bude mít záporný dopad.” Ve stejném duchu viz též Egger (2002) a Kimura et al. (2007).

popsaného lze také odvodit, že rozšíření tohoto jednoduchého gravitačního vztahu musí být založeno na porušení alespoň jednoho z předpokladů (i)–(iv).

Porušení předpokladů (i), (ii), či (iii) tedy nevytváří bilaterální gravitační rovnice rozšířené o absolutní rozdíly na straně nabídky mezi zeměmi. To znamená, že absolutní rozdíly v charakteristikách zemí nelze nikdy využít jako součást gravitační rovnice při úplné specializaci. Negativní koeficienty u rozdílů v HDP na obyvatele v rozšířených gravitačních rovnicích hrubých obchodních toků tudíž nemohou signalizovat vlivy nové teorie obchodu na data (tj. úplné specializace). Ani při zahrnutí úplné specializace do teorie proporcí mezi faktory (viz Helpman a Krugman, 1985) analýza hrubých obchodních toků jednoduše není informativní vzhledem ke specifickým hnacím silám spojeným s novou teorií obchodu nebo s ekonomickou geografíí. Proto je nezbytné analyzovat obchod bud' čistý nebo v rámci odvětví, jak důrazně doporučuje Helpman (1987), který patří mezi jeden ze řádkých pokusů o strukturální test nových teorií obchodu s úplnou specializací. Jak ukážeme v následující sekci, gravitační modely, popisující obchodní toky jako log-lineární funkci ve velikostech zemí a v absolutních rozdílech jejich příjmů, také nepopisují data dobře v porovnání s modely s neúplnou specializací.

### **3. Obchod a gravitační specifikace s neúplnou specializací a její aplikace na evropský obchod s finálními statky**

Jak bylo zmíněno výše, evropská integrace vytvořila nové příležitosti ke specializaci a obchodu mezi starými a novými členy EU. Tabulka A.1 v příloze obsahuje jejich seznam. Víme, že v roce 2004 byly původní členské země EU průměrně bohatší na kapitál, zatímco přistupující země byly průměrně bohatší na pracovní sílu (Egger et al., 2008). Tyto rozdíly v proporcích faktorů na straně nabídky by měly hrát roli pro specializaci. Obecně se očekávalo, že se staré členské země EU (EU-15) budou specializovat na kapitálově intenzivní finální statky. Obdobně by se středo- a východoevropské země, jež přistoupily k EU v letech 2004 a 2007 (EU-10), měly podle očekávání specializovat na pracovní intenzivní finální statky, což by umožnilo vznik obchodního schématu typu Heckscher-Ohlin. Je proto zajímavé analyzovat obchodní toky finálních statků napříč Evropou v rámci gravitační struktury s neúplnou specializací, kompatibilní s teorií proporcí mezi faktory. Úplná specializace v tomto modelu vyplyne jako speciální případ.

#### **3.1 Bilaterální obchodní vztahy v gravitačních modelech s neúplnou specializací**

Pro svět s více než dvěma zeměmi odvozují Helpman a Hummels (2004) multilaterální exporty země  $j$ , za podmínky platnosti prvních tří předpokladů (i)–(iii) uvedených v předchozí části. Na základě předpokladu homoteticity a za použití nominálních hodnot lze spotřebu rozložit pomocí finálních statků v každé zemi s využitím fixních poměrů ( $\lambda$ ) agregátních důchodů jako  $C_j^k = \lambda_j^k Y_j$  kde  $\sum_k \lambda_j^k = 1$ . V předchozím

výrazu  $C$  značí spotřebu,  $Y$  je agregátní důchod a  $\lambda$  je fixní poměr agregátního důchodu určité země; dolní index  $j$  značí země, horní index  $k$  značí výrobky. Totéž lze učinit pro svět ( $w$ ) jako celek,  $C_w^k = \lambda_w^k Y_w$ . Dále, výrobu  $X$  lze popsat jako alokovanou mezi rozdílné finální statky podle vztahu  $X_j^k = \delta_j^k Y_j$  kde  $\sum \delta_j^k = 1$ . Množina koeficientů  $\delta$  popisuje alokaci finálních statků v každé zemi. Alokační výroby lze taktéž provést pro svět jako celek,  $X_w^k = \delta_w^k Y_w$ . Celosvětové exporty zboží  $k$  země  $j$  ( $EX_j^k$ ) jsou dány rozdílem mezi výrobou a spotřebou,  $EX_j^k = X_j^k - C_j^k = \delta_j^k Y_j - C_j^k$ . V důsledku homotetických preferencí spotřebovává každá země každý statek podle svého podílu na celosvětovém příjmu. Jelikož se celosvětová spotřeba každého statku rovná jeho výrobě, spotřebu  $C_j^k$  lze přepsat jako  $C_j^k = (Y_j / Y_w) C_w^k = (Y_j / Y_w) X_w^k = (Y_j / Y_w) \delta_w^k Y_w = (Y_j / Y_w) \delta_w^k Y_w$ .

Součtem přes všechny statky a zavedením množiny exportních položek s kladnými exporty označené jako  $K_{EXj}$ , Haveman a Hummels (2004) odvozují multilaterální exporty země  $j$  ( $EX_j$ ) jako funkci, jenž je log-lineární v příjmu ( $Y_j$ ) a *schématu specializace* v poměru ke světovému průměru ( $\delta_j^k - \delta_w^k$ ),

$$EX_j = Y_j \sum_{k \in K_{EXj}} (\delta_j^k - \delta_w^k). \quad (1)$$

Analogicky pro dovozy,

$$IM_j = Y_j \sum_{k \in K_{IMj}} (\delta_w^k - \delta_j^k). \quad (2)$$

S úplnou specializací je každý statek dodáván výhradně jednou zemí. To znamená, že dovozy statku  $k$  země  $i$  ze světa jsou vlastně dovozy statku  $k$  země  $i$  z nějaké země  $j$ . Jelikož země  $i$  užívá veškeré statky dodávané zemí  $j$ , toto rozložení multilaterálního obchodu bezprostředně implikuje, že bilaterální obchod s finálními statky za podmínky úplné specializace je log-lineární v příjmech obou zemí, jak již bylo popsáno v části 2.

Nicméně v modelech s neúplnou specializací a obchodem bez nákladů není možné analyticky rozložit (1) a (2) na bilaterální obchodní vztahy. Obchod však bez nákladů není a pro vyřešení této neurčitosti lze umožnit dovozcům volbu obchodních partnerů za účelem minimalizace nákladů zahraničního obchodu, jak bylo ukázáno v mnohých relevantních pracích (Haveman a Hummels, 2004; Bergstrand, 1989; Eaton a Kortum, 2002; a Chor, 2010). V této fázi se ovšem nepokoušíme analyticky vyřešit tuto neurčitost bilaterálního obchodu. Namísto toho budeme řešit obchodní náklady empiricky jako fixní (párové) efekty v ekonometrickém modelu níže. V tomto smyslu nahlížíme na bilaterální obchodní rovnice spíše jako na statistické vztahy, omezené multilaterálními schématy specializace jednotlivých zemí. Multilaterální podněty ke specializaci se tak ukazují jako určující faktory bilaterálního obchodu, fungující souběžně a v protikladu k multilaterálním obchodním bariérám.

Konkrétně budou bilaterální obchodní vztahy rozděleny ve statistickém smyslu napříč vzorkem zemí, jelikož rovnice (1) a (2) musí platit pro průměr všech bilaterálních obchodních vztahů. Dále musí podněty podmiňující bilaterální obchod mezi zeměmi při neúplné specializaci být ve shodě s multilaterálními schématy specializace

ve formě odchylek od světového průměru, jak bylo popsáno v rovnicích (1) a (2). Schémata specializace budou mít specificky podobu odchylek zemí od poměrů kapitál-práce (vyjádřených v zastoupení přes HDP na obyvatele). Alternativně, za absence vyrovnání cen výrobních faktorů, budou mít schémata specializace podobu odchylek mezd od světového průměru. Z uvedeného rozboru plyne, že bilaterální obchodní vztahy, odvozené v rovnicích (1) a (2), mohou být v případě vývozu formulovány následující specifikací:

$$\log EX_{ji,t} = \beta_0 + \beta_1 \log(Y_{j,t} \times Y_{i,t}) + \beta_2 \log(|w_{j,t} - w_{w,t}| \times |w_{i,t} - w_{w,t}|) + \varepsilon_{ij,t}. \quad (3)$$

Specifikaci (3) lze snadno interpretovat následujícím způsobem. Pokud máme v našem souboru heterogenní země, budou se objemy bilaterálních obchodů ( $EX_{ji,t}$ ) zvyšovat s růstem součinu příjmů obchodujících zemí ( $Y_j \times Y_i$ ) a s nárůstem stupně specializace těchto zemí oproti světovému průměru. Konkrétní očekávání je, že objemy bilaterálních obchodů budou narůstat se součinem rozdílů na straně nabídky jednotlivých zemí oproti světovému průměru,  $|w_{j,t} - w_{w,t}| \times |w_{i,t} - w_{w,t}|$ . Specifikace (3) tudíž zachycuje skutečnost, že bilaterální obchodní toky narůstají s relativními (spíše než absolutními) rozdíly na straně nabídky.

### 3.2 Evropský obchod s finálními statky

Specifikace (3) je jednoduchá a přímo se vztahuje ke schématům specializace popsaným v rovnicích (1) a (2). Není však ještě kompletní. Důvodem je to, že relativní rozdíly mezi zeměmi na straně nabídky ve specifikaci (3) předpovídají velké objemy obchodních toků i pro země, jež postrádají komplementární specializaci. Abychom zohlednili tento potenciální problém, odchylujeme se od Haveman a Hummels (2004) a ve skutečnosti používáme dvě podmínky, podle nichž jsou bilaterální obchodní vztahy distribuovány ve statistickém smyslu napříč vzorkem zemí. Zaprvé, rovnice (1) a (2) popisují multilaterální obchod zemí, tj., (1) a (2) musí být splněny pro průměr všech bilaterálních obchodních vztahů. Zadruhé, aby došlo k bilaterálnímu obchodu, schémata specializace zemí (popsaná v rovnicích (1) a (2)) musí být komplementární. Musí tedy existovat alespoň jeden statek, který je zároveň exportován zemí  $j$  a importován zemí  $i$ . Abychom mohli odhalit schémata specializace pomocí dat samotných, postupujeme podobně jako Evenett and Keller (2002) a vybíráme relativní rozdíly na straně nabídky zemí vždy pro jednotlivé bilaterální obchodní vztahy. Toho je dosaženo přiřazením proměnných k bilaterálním obchodním vztahům mezi zeměmi, jež lze podle očekávání charakterizovat komplementární specializací vzhledem k *a priori* známým informacím, tj. na základě vztahů  $w_j > w_w$  and  $w_i < w_w$ .<sup>4</sup>

4 Alternativně lze zavést prosté absolutní rozdíly na straně nabídky mezi zeměmi,  $|w_j - w_i|$ . Učinit tak log-lineárním způsobem v gravitačním rámci implikuje substituovatelnost mezi komplementární specializací zemí a jejich relativními rozdíly na straně nabídky,  $|w_j - w_w| \times |w_i - w_w|$ . Toto by nicméně znovu představovalo chybnou specifikaci gravitačního modelu vzhledem k našim dvěma podmínkám určujícím statistickou distribuci bilaterálních obchodních vztahů.

Naše apriorní očekávání o specializaci již byla naznačena výše: očekáváme, že původní (staré) členské státy EU (EU-15) se budou specializovat na kapitálově intenzivní statky, zatímco středo- a východoevropské nové členské země, které se připojily k EU v letech 2004 a 2007 (EU-10), by se podle očekávání měly specializovat na statky pracovně intenzivní. Proto do modelu (3) přidáváme binární proměnnou  $DummyEU15/10_{jt}$ , která má hodnotu 1 ve všech případech kdy sama data ukazují obchodní vztahy mezi starými (EU-15) a novými (EU-10) zeměmi EU zachycené v proměnné  $\log\left(\left|w_{j,t} - w_{w,t}\right| \times \left|w_{i,t} - w_{w,t}\right|\right)$ ; v ostatních případech má binární proměnná hodnotu 0.

Dále očekáváme, že vzhledem k posunu v procesu integrace mezi oběma skupinami zemí bude toto schéma specializace vykazovat dynamický vývoj, reprezentující technologický pokrok skrze klesající náklady obchodu. Technologický pokrok je pro náš model exogenní a lze jej vyjádřit časovými efekty. Náš způsob motivování obchodu implikuje komplementaritu mezi technologickým pokrokem a možností využití rozdílů na straně nabídky mezi zeměmi. Tuto skutečnost modelujeme pomocí interakce výše zavedené složené proměnné  $DummyEU15/10_{jt} \log\left(\left|w_{j,t} - w_{w,t}\right| \times \left|w_{i,t} - w_{w,t}\right|\right)$  s efekty časových období. Za tímto účelem rozdělujeme časové období vzorku (1992-2008) do pěti dílčích období ( $s$ ) o (téměř) totožné délce, a používáme tedy pět složených proměnných. Rozdělení časového rozsahu do několika období reflektuje rozdílné etapy procesu ekonomického přechodu v zemích CEE (od počátku devadesátých let 20. století do poloviny první dekády 21. století), příprav na vstup do EU (1995–2004) s relevantními efekty na jejich bilaterální obchod a agregátní výstup (Egger a Larch, 2011), a změn ve schématech výroby souvisejících s přímými zahraničními investicemi (Hanousek et al., 2011).

V rámci panelu zemí EU-25 lze tudíž bilaterální obchod s finálními statky ( $EX_{ji,t}$ ) popsat následující specifikací:

$$\log EX_{ji,t} = \beta_0 + \beta_1 \log(Y_{j,t} \times Y_{i,t}) + \beta_2 \log\left(\left|w_{j,t} - w_{w,t}\right| \times \left|w_{i,t} - w_{w,t}\right|\right) + \sum_{s=1}^5 \gamma_s Dummy(EU15/10)_{ji,s} \log\left(\left|w_{j,t} - w_{w,t}\right| \times \left|w_{i,t} - w_{w,t}\right|\right) + c_{ji} + k_t + \varepsilon_{ij,t}. \quad (4)$$

Připomeňme, že ve specifikaci (4) je binární proměnná  $DummyEU15/10$  rovna jedné pro obchodní vztahy mezi zeměmi EU-15 a EU-10 odhalené přímo z dat v daném období  $s$  a nule v ostatních případech. Veškeré bariéry obchodu jsou zahrnuty ve vynechaných proměnných, jež jsou jak časově invariantní a specifické pro páry zemí ( $c_{ji}$ ), tak i časově invariantní ( $k_t$ ), a pro něž je třeba kontrolovat příslušnými fixními efekty (Baldwin a Taglioni, 2006), které zároveň poskytují výhodu kontrolování i pro multilaterální resistenci obchodu v jednotlivých zemích (Anderson a van Wincoop, 2003).

Teoretický základ pro naši specifikaci vychází z modelů neúplné specializace jako Heckscher-Ohlin, a proto jsou podněty k neúplné specializaci a obchodu reprezentovány v modelu (4) jako rozdíly mezi zeměmi ve vybavenosti výrobními faktory na straně nabídky v poměru ke světovému průměru. Z hlediska teorie může dojít k prolomení vyrovnávání cen výrobních faktorů. Z hlediska empirické práce může použití HDP



na obyvatele způsobit problém při odhadu parametrů kvůli potenciální korelaci se závislou proměnnou. Pro naši referenční regresi proto využíváme také data o mzdách v párech exportujících ( $w_j$ ) a importujících ( $w_i$ ) evropských zemí abychom zachytili rozdíly mezi zeměmi na straně nabídky. Při existenci vyrovnávání cen výrobních faktorů lze relevantní vybavenost výrobními faktory zastoupit pomocí průměrného HDP na obyvatele. Pro účely robustnosti je HDP na obyvatele užíváno jako alternativní měřítko pro rozdíly na straně nabídky mezi zeměmi.

#### 4. Data

Údaje o obchodě (vývozy) s finálními statky ze země  $j$  do  $i$ , ( $EX_{ji}$ ), v období 1992 - 2008 jsou získány z databáze UN COMTRADE. Veškerá naše obchodní data jsou reportována v souladu s klasifikací Standard International Trade Classification, Revision 3 (SITC, Rev.3). Data pro výpočty jsou využívána na všech úrovních agregace: agregátní obchodní toky na první úrovni agregace; pro definici intenzivní a extenzivní míry obchodních toků využíváme čtvrté a páté úrovně SITC agregace (3 114 položek obchodovaného zboží). Definice finálních statků se řídí členěním ekonomických kategorií statistik OSN (BEC, UN Statistics).<sup>5</sup>  $Y_j$  a  $Y_i$  označují HDP vyvážející země  $j$  a dovážející země  $i$ , v běžných cenách, získané z *World Development Indicators*. Naším přímým měřítkem pro konstrukci relativních rozdílů na straně nabídky mezi zeměmi jsou mzdy, měřené jako roční mzdové průměry ve výrobním sektoru exportující či importující země ( $w_j$  a  $w_i$ ). Data mezd byla získána z databáze LABORSTA – International Labour Office Statistical Databases (<http://laborsta.ilo.org/>). Jako alternativní měřítko rozdílů na straně nabídky mezi zeměmi používáme HDP na obyvatele u exportéra a importéra v běžných cenách, získané z databáze *World Development Indicators*. K sestavení relativních rozdílů na straně nabídky mezi zeměmi,  $|w_j - w_w| \times / |w_i - w_w|$ , jsou světové HDP na obyvatele v běžných cenách a světová průměrná mzda měřeny jako střední hodnoty HDP na obyvatele a mzdy ve světě (specifikaci (4) odhadujeme v části 5 pro obě proměnné samostatně; obě proměnné jsou značeny jako  $w_w$ ). Svět je definován jako náš kompletní vzorek zemí popsany v tabulce A.1 v příloze. Při konstrukci vážených proměnných se řídíme přístupem Debaer (2003) a sestavujeme vážené průměry světového HDP na obyvatele a mezd, pomocí velikostí populace ( $p_i$ ), získané z *World Development Indicators*, které slouží jako váhy. Vážené průměry jsou použity ke kontrole robustnosti za účelem zohlednění velikosti zemí; podrobnější diskuzi poskytujeme v části 6. Časově specifické efekty ve specifikaci (4) též kontrolují pro použití odlišné báze v datech z jednotlivých let, jelikož HDP a obchodní hodnoty jsou všechny v běžných cenách (Baldwin a Taglioni, 2006), kde původní data denominovaná v US dolarech jsou převedena na eura.

5 United Nations Statistics Division, Methods and Classifications: Classification by Broad Economic Categories (BEC), definované ve smyslu SITC, Rev.3 (BEC Rev.3). Dostupné online na <http://unstats.un.org/unsd/class/family/family2.asp?CI=10>

## 5. Odhad

Při odhadu specifikace (4) na nevyváženém panelu dat s průměrnou délkou časového rozměru přibližně 10 let používáme dva druhy finálních statků – kapitálové a spotřební statky.<sup>6</sup> Za účelem získání konzistentních odhadů využíváme dynamický model panelových dat, po vzoru Arellano a Bond (1991), Arellano a Bover (1995), Blundell a Bond (1998) a Blundell et al. (2000). Tato metoda odhadu je součástí ekonometrického software STATA 12 kde příkazem *xtdpd* využívá momentových podmínek, v nichž zpožděné hodnoty závislých a predeterminovaných proměnných slouží jako instrumenty.<sup>7</sup>

Náš odhad doplňujeme provedením Sarganova testu na validitu použitých instrumentálních proměnných, za účelem posouzení potenciální endogenity vysvětlujících proměnných porovnáním standardního modelu s fixními efekty s Arellano-Bond-Bover-Blundellovou metodou. Nezamítáme hypotézu, že použité instrumentální proměnné jsou vhodné pro odhad v dynamickém panelovém modelu.

Po technické stránce odhadujeme teoreticky motivovanou specifikaci (4) v panelové struktuře dat s fixními efekty s využitím instrumentálních proměnných. Tento postup je zvolen proto, že minimalizuje možné vychýlení parametrů, způsobené v důsledku vynechané (chybějící) proměnné v modelu, a abychom kontrolovali pro časově invariantní endogenitu a možné výběrové zkreslení. Konkrétně, vzhledem k tomu, že specifikace (4) vychází z modelů neúplné specializace v zahraničním obchodě, jako je Heckscher-Ohlinův, mohou existující mzdové rozdíly podléhat tendencím k vyrovnávání cen výrobních faktorů právě skrze přeshraniční obchod, který vyvolávají. Používáme přístup z Arellano a Bond (1991) a aplikujeme nejjednodušší možný postup, který spočívá ve volbě dvakrát zpožděných vysvětlujících proměnných jako instrumentů (hlavní specifikace je odhadována v diferencích).

Dále si povšimněme, že HDP podle standardních identit zahrnuje korekce pro mezinárodní obchodní toky a tudíž užití HDP jako pravostranné proměnné, ať již v absolutních hodnotách či vážené jako hodnoty na obyvatele, by vytvářelo problémy i v panelové struktuře dat. Hlavní důvodem je, že nepozorované efekty na úrovni panelu jsou, vzhledem ke konstrukci, korelované s potenciálně endogenními nezávislými proměnnými, jež způsobují nekonzistentnost standardních odhadů. Náš postup při odhadu parametrů modelu kontroluje pro potenciální endogenitu vysvětlujících proměnných a funguje správně i v případě, že se korelace klouzavých průměrů nízkého řádu vyskytují v náhodné složce nebo predeterminovaných proměnných (viz Blundell a Bond, 1998).

6 Jedna z nevýhod používání panelových dat spočívá v potenciální nestacionaritě dat o obchodu a příjmu, pravděpodobně implikující vychýlené odhady v modelu s fixními efekty. Nicméně jelikož je průměrná časová délka našeho panelu přibližně 10 let, jednotkový kořen nepředstavuje skutečný problém.

7 Jelikož v našich datech nejsou žádné nulové obchodní toky, není zapotřebí dvoustupňové metody jako v Helpman et al. (2008).

Jelikož bude objem bilaterálního obchodu narůstat se součinem příjmů obchodujících zemí, očekáváme, že  $\beta_1 > 0$ . Poněvadž rovnice (1) a (2) popisují očekávané hodnoty bilaterálních obchodních vztahů, můžeme dokonce předpokládat, že koeficient  $\beta_1$  bude roven jedné, za předpokladu, že rozsah specializace není korelován s příjmem. Nemůžeme formulovat jednoznačné *a priori* očekávání o  $\beta_2$  bez dalších informací o vzorku zemí. Pokud je vzorek heterogenní, potom z hlediska komplementární specializace očekáváme, že  $\beta_2 > 0$ . Na druhou stranu pokud je vzorek dostatečně homogenní, řekněme se všemi  $w_i > w_w$ , pak není důvod předpokládat, že bude většina párů zemí komplementárně specializována. V takovém případě bude vyšší  $|w_j - w_w| \times |w_i - w_w|$ , generovat ještě méně obchodování, protože se obě země společně vzdalují od světového průměru, a můžeme očekávat  $\beta_2 < 0$ . Konečně pokud binární proměnné *Dummy*EU15/10 vyberou z dat páry zemí vykazující komplementární specializaci, očekáváme  $\gamma_s > 0$ . V krajním případě úplné specializace bychom pochopitelně nezjistili, že podněty ke specializaci hrají jakoukoliv roli, a v takovém případě  $\beta_2 = \gamma_s = 0$ .

## 6. Empirické výsledky

Naše srovnávací výsledky pro kapitálové a spotřební obchodní toky napříč Evropou, založené na specifikaci (4), jsou shrnuty v tabulkách 1 a 2. Každá tabulka obsahuje odhady pro specifickou proměnnou reprezentující rozdíly na straně nabídky mezi zeměmi: mzdy v tabulce 1 a HDP na obyvatele v tabulce 2. Rozdíly na straně nabídky mezi zeměmi jsou založeny na prostých a vážených světových průměrech; koeficienty jsou uvedeny v příslušně označených sloupcích. Otázku vážených průměrů rozebíráme později v této sekci.

Pro úplnost uvádíme, že Arellano-Bond -Blundell typ odhadu je technicky proveden jako odhad modelu v prvních diferencích, s využitím druhého zpoždění proměnných (bez diferencování). Z tohoto důvodu Arellano-Bond-Blundell odhad primárně nepoužívá žádnou statistiku na podložení shody modelu s daty. Pro ilustraci dobré shody uvádíme pod každou tabulkou hodnoty  $R^2$  pro standardní panelový odhad metodou nejmenších čtverců. Například při použití mezd v Tabulce 1 tyto hodnoty byly následující: uvnitř skupin  $R^2 = 0,39$ , meziskupinový  $R^2 = 0,67$ , celkový  $R^2 = 0,629$ . Tyto hodnoty vzhledem k velmi vysokému počtu pozorování podporují velmi dobrou shodu použitého modelu s daty a je vidět, že pomocí našeho modelu lze dobře vysvětlit chování závisle proměnné. Co se týče hodnot koeficientů, statisticky významné koeficienty  $\beta_1$  ukazují, že větší evropské země mezi sebou skutečně obchodují s větším množstvím finálních statků. Nicméně odhadnuté příjmové elasticity obchodních toků jsou výrazně nižší než jedna a naznačují, že rozsah specializace je negativně korelován s příjmem a to silněji pro spotřební než kapitálové statky. Technologický pokrok ve smyslu klesajících nákladů obchodu, zachycený binárními proměnnými pro dílčí období, zřejmě pozitivně ovlivňuje obchod s oběma druhy finálních statků pro páry EU-15/EU-10, jelikož koeficienty  $\gamma_s$  pomalu narůstají v průběhu času. Je zde pouze jedna výjimka nižšího koeficientu v závěrečném dílčím období.

Tabulka 1

## Toky kapitálových a spotřebních statků, w=mzdy

Proměnné a koeficienty			Kapitálové statky		Spotřební statky	
			Prostý průměr	Vážený průměr	Prostý průměr	Vážený průměr
log $Y_j Y_i$		$\beta_1$	0.704*** (0.023)	0.701*** (0.008)	0.537*** (0.024)	0.533*** (0.006)
log ( $ w_j - w_w  \times  w_i - w_w $ )		$\beta_2$	-0.057*** (0.019)	-0.028** (0.014)	0.063*** (0.022)	0.054*** (0.011)
log ( $ w_j - w_w  \times  w_i - w_w $ ) pro páry EU-15 / EU-10	1992-1995	$\gamma_1$	0.122*** (0.033)	0.133*** (0.010)	0.210*** (0.038)	0.203*** (0.008)
	1996-1998	$\gamma_2$	0.139*** (0.033)	0.149*** (0.009)	0.210*** (0.038)	0.201*** (0.008)
	1999-2001	$\gamma_3$	0.178*** (0.033)	0.190*** (0.009)	0.209*** (0.037)	0.202*** (0.007)
	2002-2004	$\gamma_5$	0.200*** (0.031)	0.207*** (0.009)	0.231*** (0.035)	0.228*** (0.007)
	2005-2008	$\gamma_6$	0.192*** (0.031)	0.196*** (0.010)	0.246*** (0.034)	0.245*** (0.008)
N			27,681		26,969	

N označuje počet pozorování. V závorkách jsou uvedeny standardní chyby odhadů. \*, \*\*, \*\*\* označují postupně statistickou významnost na hladině 10%, 5% a 1%. Protože Arellano-Bond (Blundell) odhad nepoužívá žádnou statistiku na podložení shody modelu s daty, pro ilustraci dobré shody uvádíme hodnoty  $R^2$  pro standardní panelový odhad metodou nejmenších čtverců: uvnitř skupin  $R^2 = 0.39$ , meziskupinový  $R^2 = 0.67$ , celkový  $R^2 = 0.629$ .

Specializační efekt relativních rozdílů na straně nabídky mezi zeměmi vůči obchodním tokům finálních statků je zachycen koeficienty  $\gamma_s$ . Když jsou relativní rozdílů na straně nabídky mezi zeměmi měřeny mzdami (tabulka 1), je koeficient  $\beta_2$  záporný a velmi malý pro kapitálové statky a kladný, ale velmi malý pro spotřební statky. Když jsou relativní rozdílů na straně nabídky mezi zeměmi měřeny HDP na obyvatele (tabulka 2), je koeficient  $\beta_2$  nevýznamný pro oba druhy obchodu s finálními statky. Toto zjištění potvrzuje, že podněty ke specializaci, kompatibilní s teoriemi neúplné specializace a obchodu, nehrají významnou roli pro obchod s finálními statky v našem vzorku evropských zemí. Spíše se zdá, že průměrný evropský bilaterální obchodní vztah ve finálních statcích je reprezentován jednoduchou gravitační specifikací, zdánlivě podporovanou faktory kompatibilními s teoriemi úplné specializace (jako jsou úspory z rozsahu a výrobovou diferenciací).

Toto průměrné schéma ovšem zakrývá významnou úlohu podnětů ke specializaci napříč Evropou, což je zřejmé ze srovnání koeficientů  $\beta_2$  se stále signifikantně kladnými a mnohem většími koeficienty  $\gamma_s$ . Součet párů koeficientů  $\beta_2$  a  $\gamma_s$  ( $\beta_2 + \gamma_1$  pro první období 1992–1995,  $\beta_2 + \gamma_2$  pro druhé období 1996–1998, atd.) ukazuje, že relativní

rozdíly na straně nabídky mezi zeměmi podporují obchod s kapitálovými statky mezi původní EU-15 a deseti přístupujícími zeměmi (EU-10) spíše než uvnitř obou těchto skupin zemí či napříč průměrem všech bilaterálních evropských obchodních vztahů. Konkrétně v případě měření relativních rozdílů na straně nabídky mezi zeměmi pomocí mezd (tabulka 1) reagují kapitálové obchodní toky mezi východní a západní Evropou s elasticitou narůstající od přibližně 6% ( $\beta_2 + \gamma_1$ ) do zhruba 14% ( $\beta_2 + \gamma_4$ ). Obchodní toky spotřebního zboží (tabulka 2) reagují přibližně dvakrát elastičtěji. Měření relativních rozdílů na straně nabídky mezi zeměmi pomocí HDP na obyvatele (tabulka 2) snižuje obě elasticity do rozmezí 12% – 15% ( $\gamma_1 - \gamma_4$ ), pokud nezahrnujeme statisticky nevýznamný a ekonomicky velikostně zanedbatelný koeficient  $\beta_2$ . Bilaterální obchodní toky kapitálových statků mezi starými a novými členy EU se tudíž zdají být poháněny motivy neúplné specializace, a toto je ještě průkaznější pro obchod se spotřebními statky.

Tabulka 2

**Toky kapitálových a spotřebních statků, w=HDP na obyvatele**

Proměnné a koeficienty			Kapitálové statky		Spotřební statky	
			Prostý průměr	Vážený průměr	Prostý průměr	Vážený průměr
log $Y_j Y_i$		$\beta_1$	0.706*** (0.019)	0.702*** (0.007)	0.582*** (0.020)	0.595*** (0.005)
log ( $ w_j - w_w  \times  w_i - w_w $ )		$\beta_2$	-0.014 (0.027)	-0.002 (0.012)	0.042 (0.028)	0.020** (0.010)
log ( $ w_j - w_w  \times  w_i - w_w $ ) pro páry EU-15 / EU-10	1992-1995	$\gamma_1$	0.119*** (0.022)	0.121*** (0.007)	0.136*** (0.024)	0.139*** (0.005)
	1996-1998	$\gamma_2$	0.130*** (0.022)	0.132*** (0.006)	0.139*** (0.024)	0.142*** (0.005)
	1999-2001	$\gamma_3$	0.144*** (0.022)	0.145*** (0.006)	0.139*** (0.024)	0.140*** (0.005)
	2002-2004	$\gamma_5$	0.152*** (0.022)	0.153*** (0.006)	0.150*** (0.023)	0.152*** (0.005)
	2005-2008	$\gamma_6$	0.141*** (0.021)	0.144*** (0.006)	0.155*** (0.023)	0.160*** (0.005)
N			33,451		32,390	

N označuje počet pozorování. V závorkách jsou uvedeny standardní chyby odhadů. \*, \*\*, \*\*\* označují postupně statistickou významnost na hladině 10%, 5% a 1%. Protože Arellano-Bond (Blundell) odhad nepoužívá žádnou statistiku na podložení shody modelu s daty, pro ilustraci dobré shody uvádíme hodnoty  $R^2$  pro standardní panelový odhad metodou nejmenších čtverců: uvnitř skupin  $R^2 = 0.45$ , meziskupinový  $R^2 = 0.87$ , celkový  $R^2 = 0.82$ .

Nakonec provádíme několik kontrol robustnosti za účelem ověření platnosti našich výsledků. Jak bylo diskutováno v Debaere (2003), velice důležité je měření světových průměrů v relativních rozdílech mezi zeměmi na straně nabídky. Proto v tabulkách 1 a 2 používáme pro kontrolu světové průměry mezd a HDP na obyvatele vážené počtem obyvatel jednotlivých zemí, jelikož srovnatelná data o pracovní síle nejsou k dispozici v rozsahu našeho vzorku. Výsledky za použití vážených průměrů nejsou

výrazně odlišné od těch založených na prostých průměrech. Naše výsledky jsou tudíž robustní k této změně měření.

Naše výsledky doplňujeme také o statistické porovnání koeficientů získaných z odhadnuté specifikace (4), kde mzdy slouží jako měřítko rozdílů na straně nabídky mezi zeměmi, tj., porovnávané koeficienty prezentované v tabulce 1 (prosté i vážené průměry). V grafu 1 prezentujeme intervaly spolehlivosti (na hladině 95 procent) výše uvedených koeficientů. Plné a prázdné sloupce znázorňují prosté a vážené průměry, v tomto pořadí. Tvary prázdných sloupců reflektují nižší rozptyl způsobený vážením. Dva diagramy v grafu 1 ukazují, že se intervaly spolehlivosti odhadovaných koeficientů hojně překrývají. Naše výsledky jsou tudíž robustní také ve statistickém smyslu vůči našemu měření světového průměru pomocí prostých či vážených průměrů. V neposlední řadě graf 1 rovněž dokumentuje, že všechny koeficienty jsou různé od nuly.

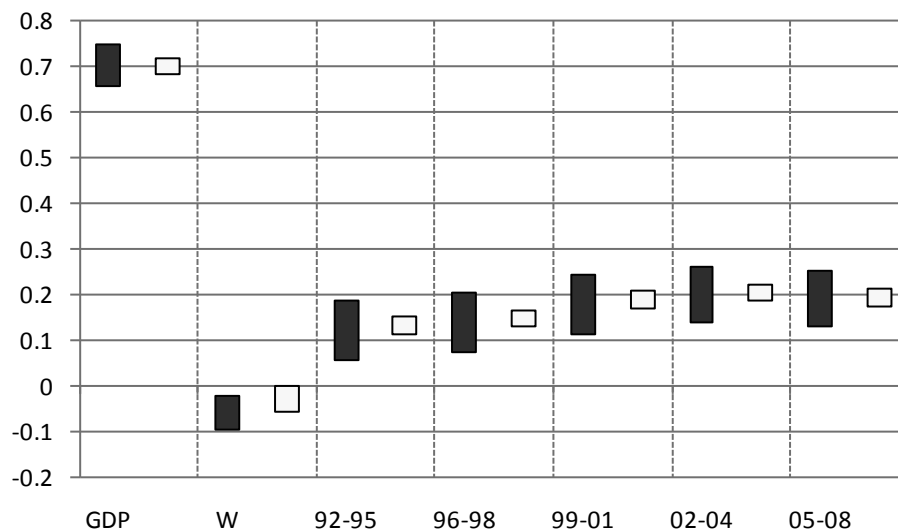
S ohledem na výše uvedené jsme ukázali, že evropský obchod s finálními statky se v průměru zdá být podporován silami kompatibilními s modely úplné specializace. Faktory pohánějící modely úplné specializace jsou úspory z rozsahu a diferenciací výrobků. Můžeme tedy usoudit, že pro průměrný evropský obchodní vztah jsou obchodovanými finálními statky diferencované výrobky, jak se předpokládá v obchodních vztazích mezi podobnými zeměmi. Nicméně vzhledem k mimořádnému významu modelů neúplné specializace pro obchod mezi východem a západem napříč Evropou jsou mnohé z finálních statků obchodovaných mezi západní a východní Evropou produkty odlišnými, spíše nežli diferencovanými.

Na základě vysoce disgregované povahy našich původních obchodních dat můžeme dále naše výsledky rozšířit rozložením obchodu s finálními statky v rámci různé míry obchodování. Za prvé, extenzivní míra charakterizuje obchod pomocí počtu exportovaných statků; jedná se tedy o míru různorodosti či rozmanitosti vyváženého zboží. Naopak intenzivní míra se definuje jako průměrný objem obchodu na exportovaný statek; jedná se o míru rozlišující jak moc či málo se s určitým zbožím obchoduje. Výsledky pro obchod s kapitálovými statky uvádíme podrobně v tabulce 3. Zaprvé, koeficienty spojené s velikostí trhu ( $\beta_1$ ) jsou přibližně o 60 % větší pro intenzivní než pro extenzivní míru. To ukazuje, že obchod s kapitálovými statky napříč Evropou je realizován převážně v rámci intenzivní míry vzhledem k velikosti ekonomiky. Zadruhé, když se podíváme na součet párů koeficientů  $\beta_2$  a  $\gamma_s$ , pak tyto součty jsou konzistentně větší spíše v rámci extenzivní nežli intenzivní míry. Více obchodování s kapitálovými statky mezi páry zemí EU-15/EU-10 v reakci na relativní rozdíly ve mzdách na straně nabídky mezi zeměmi je tudíž realizováno v rámci extenzivní míry. To znamená, že se mezi zeměmi EU obchoduje spíše s velkým souborem různých výrobků než s velkými objemy omezeného počtu výrobků. Rozdíl v dopadech na obě míry obchodu se konzistentně zvětšuje pro naše první čtyři dílčí období do roku 2004, ale klesá během let 2005–7. To samé schéma identifikujeme i pro spotřební zboží.<sup>8</sup>

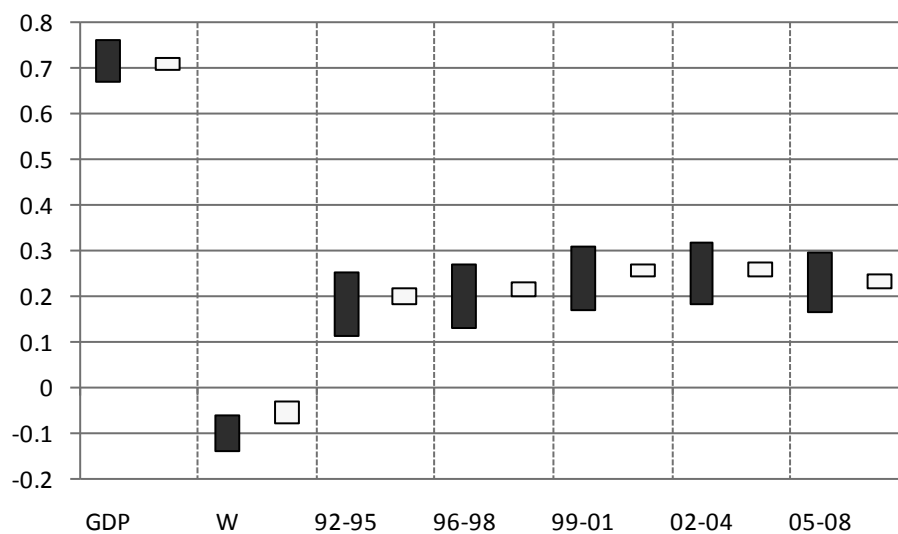
8 Analýzu provádíme také s použitím HDP per capita jako relativních rozdílů na straně nabídky mezi zeměmi. Výsledky jsou kvalitativně totožné. Podrobné výsledky nereportujeme pro úsporu místa, jsou ovšem okamžitě k dispozici na vyžádání.

Graf 1  
Srovnání intervalů spolehlivosti pro koeficienty ve specifikaci (4)

A. Kapitálové statky



B. Spotřební statky



Poznámka: Pro grafické znázornění byla zvolena hladina významnosti 95%. Intervaly spolehlivosti jsou označeny následujícím způsobem: *GDP* označuje koeficient pro  $\log Y_j$  a *W* označuje koeficient pro  $\log (|w_j - w_w| \times |w_j - w_w|)$ , kde  $w$  představuje mzdy. Zbývající intervaly spolehlivosti se týkají koeficientů pro  $\log (|w_j - w_w| \times |w_j - w_w|)$  pro binární proměnnou EU-15/10, spočtené za uvedená časová období, tj., 1992–1995 až 2005–2008.

Tabulka 3

Extenzivní a intenzivní míra obchodu s kapitálovými statky,  $w$ =mzdy

Proměnné a koeficienty		Kapitálové statky		Kapitálové statky		
		Prostý průměr		Vážený průměr		
		Extenzivní míra	Intenzivní míra	Extenzivní míra	Intenzivní míra	
$\log Y_j Y_i$	$\beta_1$	0.272*** (0.013)	0.433*** (0.013)	0.262*** (0.003)	0.438*** (0.007)	
$\log ( w_j - w_w  \times  w_i - w_w )$	$\beta_2$	-0.039*** (0.011)	-0.018 (0.012)	0.001 (0.005)	-0.030** (0.012)	
$\log ( w_j - w_w  \times  w_i - w_w )$ pro páry EU-15 / EU-10	1992-1995	$\gamma_1$	0.086*** (0.021)	0.036** (0.018)	0.093*** (0.004)	0.040*** (0.009)
	1996-1998	$\gamma_2$	0.099*** (0.020)	0.040** (0.018)	0.105*** (0.004)	0.045*** (0.008)
	1999-2001	$\gamma_3$	0.125*** (0.020)	0.053*** (0.017)	0.132*** (0.003)	0.058*** (0.008)
	2002-2004	$\gamma_5$	0.139*** (0.019)	0.061*** (0.017)	0.142*** (0.003)	0.066*** (0.008)
	2005-2008	$\gamma_6$	0.116*** (0.019)	0.076*** (0.017)	0.115*** (0.004)	0.081*** (0.008)
N			27,681		27,681	

V tabulce pro další rozlišení uvádíme výsledky odhadů získané, pokud průměrnou (světovou) mzdu počítáme pomocí prostého a nebo populací váženého průměru.

N označuje počet pozorování. V závorkách jsou uvedeny standardní chyby odhadů. \*, \*\*, \*\*\* označují postupně statistickou významnost na hladině 10%, 5% a 1%. Protože Arellano-Bond (Blundell) odhad nepoužívá žádnou statistiku na podložení shody modelu s daty, pro ilustraci dobré shody uvádíme hodnoty R<sup>2</sup> pro standardní panelový odhad metodou nejmenších čtverců.

Extenzivní míra: uvnitř skupin R<sup>2</sup> = 0.29, meziskupinový R<sup>2</sup> = 0.55, celkový R<sup>2</sup> = 0.49.

Intenzivní míra: uvnitř skupin R<sup>2</sup> = 0.22, meziskupinový R<sup>2</sup> = 0.66, celkový R<sup>2</sup> = 0.58.

Relevantní empirická literatura citovaná v první části zdůrazňuje, že evropská integrace má za následek více obchodu mezi starými a novými členy EU. Tyto poznatky potvrzujeme. Naše výsledky pro obchodní toky indikují, že finální statky obchodované mezi západní a východní Evropou jsou produkty odlišnými, nikoliv diferencovanými. Naše výsledky pro míry obchodu potvrzují, že více obchodování mezi novou a starou Evropou v reakci na rozdíly na straně nabídky mezi zeměmi je realizováno spíše extenzivní mírou skrze zvýšený počet různých výrobků nežli nárůstem obchodování se zavedenými výrobky (intenzivní míra).



## 7. Závěry

Gravitační rovnice používané za účelem analyzování hrubých obchodních toků jsou často rozšiřovány o *ad hoc* měřítka rozdílů na straně nabídky. My v první řadě tvrdíme, že gravitační formulace tohoto typu jsou chybně specifikované kvůli teoreticky nemotivovaným pokusům umožnit úplnou i neúplnou specializaci v jednom gravitačním pracovním rámci. Čerpáme z Haveman a Hummels (2004) a navrhuje alternativní specifikaci, jež vychází z neúplné specializace; úplná specializace poté vyplyne jako mezní případ. Tento náhled ukazuje na multilaterální podněty ke specializaci zemí jako na určující faktory bilaterálního obchodu, soupeřící s existujícími bariérami v multilaterálním obchodě. Poté aplikujeme náš pracovní rámec za účelem analýzy evropského obchodu s finálními statky.

Naše výsledky ukazují, že obchod s finálními statky mezi západní (EU15) a východní (EU10) Evropou je poháněn multilaterálními podněty ke specializaci zemí, jež jsou vyjádřeny rozdílů na straně nabídky mezi zeměmi a v poměru ke zbytku světa. Kromě toho, více obchodování mezi novou a starou Evropou v reakci na rozdílů na straně nabídky je realizováno spíše skrze zvýšení počtu odlišných produktů nežli skrze intenzivnější obchodování s produkty zavedenými. Zároveň pro většinu evropských bilaterálních obchodních vztahů nesignifikantní či velmi malé specializační koeficienty indikují, že podněty ke specializaci nehrají významnou roli pro obchod s finálními statky. Evropský obchod s finálními statky se z našich dat v průměru tudíž zdá být určován faktory kompatibilními s modely úplné specializace. Jelikož hnacími silami modelů úplné specializace jsou úspory z rozsahu a diferenciací produktů, můžeme z toho vyvozovat, že pro průměrný evropský obchodní vztah jsou obchodovanými finálními statky diferencované produkty, jak se předpokládá v obchodních vztazích mezi podobnými zeměmi. Nicméně vzhledem k mimořádnému významu modelů neúplné specializace pro obchod mezi Východem a Západem napříč Evropou jsou mnohé z finálních statků obchodovaných mezi západní a východní Evropou stále spíše odlišnými nežli diferencovanými produkty, navzdory postupnému procesu ekonomické konvergence ze strany nových členů EU.

### Literatura:

- ANDERSON, J. E.; VAN WINCOOP, E. 2003. Gravity with gravitas: a solution to the border puzzle. *American Economic Review*. 2003, Vol. 93, No. 1, pp. 170–192.
- AÑÓN HIGÓN, D.; STONEMAN, P. 2011. Trade in final goods and the impact of innovation. *Economics Letters*. 2011, Vol. 110, pp. 197–199.
- ARELLANO, M.; BOND, S. R. 1991. Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *Review of Economic Studies*. 1991, Vol. 58, No. 2, pp. 277–297.
- ARELLANO, M.; BOVER, O. 1995. Another look at the instrumental variable estimation of error-components models. *Journal of Econometrics*. 1995, Vol. 68, pp. 29–51.
- BALDWIN, R. E.; TAGLIONI, D. 2006. Gravity for dummies and dummies for gravity equations [Working Paper No. 12516]. Cambridge (MA): NBER, 2006.

- BENÁČEK, V., PODPIERA, J., PROKOP, L. 2005. Determining Factors of Czech Foreign Trade: A Cross-Section Time Series Perspective. Working Papers 2005/03, Czech National Bank.
- BERGSTRAND, J. H. 1989. The generalised gravity equation, monopolistic competition, and the factor-proportions theory in international trade. *Review of Economics and Statistics*. 1989, Vol. 71, No. 1, pp. 143–153.
- BLUNDELL, R.; BOND, S. R. 1998. Initial condition and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics*. 1998, Vol. 87, No. 1, pp. 115–143.
- BLUNDELL, R., BOND, S. R.; WINDMEIJER, F. 2000. Estimation in dynamic panel data models: Improving on the performance of the standard GMM estimator. In BALTAGI, B. H. (ed.). *Nonstationary Panels, Cointegrating Panels and Dynamic Panels*. New York: Elsevier, 2000, pp. 53–92.
- CAPORALE, G. M.; RAULT, C.; SOVA, R.; SOVA, A. 2009. On the bilateral trade effects of free trade agreements between the EU-15 and the CEEC-4 countries. *Review of World Economics*. 2009, Vol. 145, No. 2, pp. 189–206.
- CHOR, D. 2010. Unpacking sources of comparative advantage: a quantitative approach. *Journal of International Economics*. 2010, Vol. 82, pp. 152–167.
- COE, D.T.; HELPMAN, E. 1995. International R&D spillovers. *European Economic Review*. 1995, Vol. 39, No. 5, pp. 859–887.
- DEBAERE, P. 2003. Relative factor abundance and trade. *Journal of Political Economy*. 2003, Vol. 111, No. 3, pp. 589–610.
- EATON, J.; KORTUM, S. 2002. Technology, geography, and trade. *Econometrica*. 2002, Vol. 70, No. 5, pp. 1741–1779.
- EGGER, P. 2002. An econometric view on the estimation of gravity models and the calculation of trade potentials. *The World Economy*. 2002, Vol. 25, No. 2, pp. 297–312.
- EGGER, P.; LARCH, M. 2011. An assessment of the Europe agreements' effects on bilateral trade, GDP, and welfare. *European Economic Review*. 2011, Vol. 55, No. 2, pp. 263–279.
- EGGER, P.; LARCH, M.; PFAFFERMAYR, M.; WALDE, J. 2008. The EU's attitude towards Eastern Enlargement in space. *Journal of Comparative Economics*. 2008, Vol. 36, No. 1, pp. 142–156.
- ÉGERT, B. 2011. Catching-up and inflation in Europe: Balassa–Samuelson, Engel's Law and other culprits. *Economic Systems*. 2011, Vol. 35, No. 2, pp. 208–229.
- EVENETT, S.; KELLER, W. 2002. On theories explaining the success of the gravity equation. *Journal of Political Economy*. 2002, Vol. 110, No. 2, pp. 281–316.
- FRENSCH, R. 2010. Trade Liberalisation and Import Margins. *Emerging Markets Finance & Trade*. 2010, Vol. 46, No. 3, pp. 4–22.
- HANOUSEK, J.; KOČENDA, E.; MAUREL, M. 2011. Direct and indirect effects of FDI in emerging European markets: Survey and Meta-analysis. *Economic Systems*. 2011, Vol. 35, No. 3, pp. 301–322.
- HANOUSEK, J.; KOČENDA, E.; MAŠIKA, M. 2012. Firemní efektivita: Vliv vlastnických struktur a finančních ukazatelů. *Politická ekonomie*. 2012, Vol. 60, No. 4, pp. 459–483.
- HAVEMAN, J.; HUMMELS, D. 2004. Alternative hypotheses and the volume of trade: the gravity equation and the extent of specialization. *Canadian Journal of Economics*. 2004, Vol. 37, No. 1, pp. 199–218.
- HELPMAN, E. 1987. Imperfect competition and international trade: evidence from fourteen industrial countries. *Journal of the Japanese and International Economies*. 1987, Vol. 1, pp. 62–81.
- HELPMAN, E.; KRUGMAN, P. 1985. *Market Structure and Foreign Trade*. Cambridge (MA): MIT Press.
- HELPMAN, E.; MELITZ, M.; RUBINSTEIN, Y. 2008. Estimating trade flows: trading partners and trading volumes. *Quarterly Journal of Economics*. 2008, Vol. 123, No. 2, pp. 441–487.
- JANDA, K.; MICHALÍKOVÁ, E.; POTÁČELOVÁ, V. 2010. Gravitační a fiskální modely státní podpory exportních úvěrů v České republice. *Politická ekonomie*. 2010, Vol. 58, No. 3, pp. 305–325.

- KAMINSKI, B.; NG, F. 2005. Production disintegration and integration of Central Europe into global markets. *International Review of Economics and Finance*. 2005, Vol. 14, No. 3, pp. 377–390.
- KIMURA, F.; TAKAHASHI, Y.; HAYAKAWA, K. 2007. Fragmentation and Parts and Components Trade: Comparison between East Asia and Europe. *North American Journal of Economics and Finance*. 2007, Vol. 18, pp. 23–40.
- KOČENDA, E.; POGHOSYAN, T. 2009. Macroeconomic Sources of Foreign Exchange Risk in New EU Members. *Journal of Banking and Finance*. 2009, Vol. 33, No. 11, pp. 2164–2173.
- KRUGMAN, P. R. 1980. Scale economies, product differentiation, and the pattern of trade. *American Economic Review*. 1980, Vol. 70, No. 5, pp. 950–59.
- MANDEL, M.; TOMŠÍK, V. 2008. Relativní verze teorie parity kupní síly: Problémy empirické verifikace. *Politická ekonomie*. 2008, Vol. 56, No. 6, pp. 723–738.
- MIROUDOT, S.; LANZ, R.; RAGOUISSIS, A. 2009. Trade in intermediate goods and services [Working Paper No. 93]. OECD Trade Policy, 2009.
- RAULT, C.; SOVA, R.; SOVA, A. 2009. Modelling international trade flows between CEEC and OECD countries. *Applied Economics Letters*. 2009, Vol. 16, pp. 1547–1554.
- STACK, M. M. 2009. Regional integration and trade: controlling for various degrees of heterogeneity in the gravity model. *The World Economy*. 2009, Vol. 32, No. 5, pp. 772–789.
- ŠEVELA, M. 2002. Gravity-type model for Czech agricultural export. *Agricultural Economics*. 2002, Vol. 48, No. 10, pp. 463–466.
- TICHÝ, F. 2007. Impact of accession to EMU on international trade – case of the Czech Republic. *Prague Economic Papers*. 2007, Vol. 16, No. 4, pp. 336–346.
- TOMŠÍK, V. 2000. Analysis of Foreign Trade in the Czech Republic. *Eastern European Economics*. 2000, Vol. 38, No. 6, pp. 43–68.
- UZAGALIEVA, A.; KOČENDA, E.; MENEZES, A. 2012. Technological Innovation in New European Union Markets. *Emerging Markets Finance and Trade*. 2012, Vol. 48, No. 5, pp. 51–69.
- ZEMPLINEROVÁ, A. 2010. Inovační aktivita firem a konkurence. *Politická ekonomie*. 2010, Vol. 58, No. 6, pp. 747–776.
- ZEMPLINEROVÁ, A.; PANĚŠ, 2008. Státní podpora podniků a konkurenceschopnost odvětví. *Politická ekonomie*. 2008, Vol. 56, No. 2, pp. 182–194.

## TRADE WITH FINAL GOODS IN EUROPEAN UNION: A GRAVITY MODEL APPROACH

**Richard Frensch**, Department of Economics, University of Regensburg and Institut für Ost- und Südosteuropaforschung (IOS) Regensburg. Landshuter Straße 4, 93047 Regensburg, Germany (frensch@ios-regensburg.de); **Jan Hanousek**, CERGE-EI, Charles University and the Academy of Sciences, Prague, Czech Republic; The William Davidson Institute, Michigan a CEPR, London (jan.hanousek@cerge-ei.cz); **Evžen Kočenda**, CERGE-EI, Charles University and the Academy of Sciences, Prague, Czech Republic; Anglo-americká vysoká škola, Praha; IOS, Regensburg; CESifo, Mnichov; The William Davidson Institute, Michigan; CEPR, London a Euro Area Business Cycle Network (evzen.kocenda@cerge-ei.cz).

### Abstract

Based on the gravity model of the trade with imperfect specialization we suggest a testable econometric specification. The model considers bilateral gravity equation as a statistical relationship limited by the multilateral specialization patterns among countries. We test the model on disaggregated bilateral trade data of the European Union (EU) countries. Our results show that trade in final goods between East and West in Europe is driven by multilateral specialization incentives. The identified key drivers are supply side country differences in labour costs with respect to the rest of the world. This finding is compatible with the idea of incomplete specialization. We also show that trade between old and new EU members is realized more though increasing variety of products rather than by intensifying trade with established products.

### Keywords

international trade, gravity models, panel data, European Union

### JEL Classification

F14, F16, L24

## Příloha

Tabulka A.1

### Přehled zemí EU a dostupnost dat o obchodu

1	<u>Rakousko</u> (1992–2008)	9	<u>Francie</u> (1992–2008)	17	<u>Lotyšsko</u> (1995–2008)
2	<u>Belgie a Lucembursko</u> (1992–2008)	10	<u>Spojené království</u> (1992–2008)	18	<u>Nizozemí</u> (1992–2007)
3	<u>Bulharsko</u> (1996–2008)	11	<u>Německo</u> (1992–2008)	19	<u>Polsko</u> (1992–2008)
4	<u>Česká republika</u> (1993–2008)	12	<u>Řecko</u> (1992–2008)	20	<u>Portugalsko</u> (1992–2008)
5	<u>Dánsko</u> (1992–2008)	13	<u>Maďarsko</u> (1992–2008)	21	<u>Rumunsko</u> (1992–2008)
6	<u>Španělsko</u> (1992–2008)	14	<u>Irsko</u> (1992–2008)	22	<u>Slovensko</u> (1993–2008)
7	<u>Estonsko</u> (1995–2008)	15	<u>Itálie</u> (1992–2008)	23	<u>Slovinsko</u> (1995–2008)
8	<u>Finsko</u> (1992–2008)	16	<u>Litva</u> (1995–2008)	24	<u>Švédsko</u> (1992–2008)

Poznámky: Belgie a Lucembursko jsou považovány za jednu zemi. Země EU-15 jsou podtrženy, země EU-10 jsou psány kurzívou. Data o dovozech všech zemí jsou udávána pro veškeré uváděné země za vyznačené období. Pro účely výpočtů světových průměrů „svět“ tvoří země uvedené v tabulce plus Albánie, Arménie, Ázerbájdžán, Bosna a Hercegovina, Bělorusko, Kanada, Švýcarsko, Kypr, Gruzie, Island, Kazachstán, Kyrgyzstán, Moldavsko, Makedonie, Malta, Norsko, Rusko, Tádžikistán, Turkmenistán, Turecko, Ukrajina, Uzbekistán, Spojené státy, Čína, Hongkong, Japonsko, Jižní Korea, Tchaj-wan a Thajsko. „Svět“ tak tvoří celkem 54 států, na něž v průměru připadá více než 90 procent světového obchodu.