

GRAVITAČNÍ A FISKÁLNÍ MODELY STÁTNÍ PODPORY EXPORTNÍCH ÚVĚŘŮ V ČESKÉ REPUBLICE

Karel Janda, VŠE v Praze; Eva Michalíková, FSV UK Praha; Věra Potácelová, VŠE v Praze*

1. Úvod

Státní podpora exportu prováděná prostřednictvím speciálních státních agentur poskytujících zvýhodněný úvěr je standardním rysem ekonomických politik naprosté většiny zemí, včetně České republiky (Janda (2008a)). Tento článek se proto zabývá zkoumáním účinnosti státní podpory exportních úvěrů prováděné prostřednictvím České exportní banky (ČEB). Ekonometrický gravitační model¹ prezentovaný v tomto článku spolu s doplňkovou jednoduchou fiskální simulací ukazují, že podpora exportních úvěrů je přibližně rozpočtově neutrální a její vliv na objem obchodu je mírně pozitivní.

Česká exportní banka byla založena v roce 1995 jako speciální bankovní instituce za účelem podpory financování českého exportu. Předmětem činnosti ČEB je krátkodobé i dlouhodobé financování, poskytování vývozních úvěrů (dodavatelských i odběratelských) a předexportní financování. Státní podpora činnosti ČEB existuje ve třech formách: zaprvé se jedná o vložený základní kapitál ČEB, zadruhé o státní záruky za poskytnutými vývozními úvěry a zatřetí získává ČEB dotace ze státního rozpočtu na pokrytí rozdílů mezi přijatými a poskytnutými úvěry.

Teoretickým základem našeho článku je gravitační model, který byl do ekonomické literatury uveden Tinbergenem (1962) a Pöyhönenem (1963). Model vznikl v 60. letech a zpočátku byl založen zejména na empirických pozorováních mezinárodního obchodu bez významnějších teoretických podkladů. Studie analyzující teoretické zázemí tohoto modelu vznikaly až koncem 70. let. Ukázalo se, že gravitační model je konzistentní s mnoha modely mezinárodního obchodu, kdy například Bergstrand (1985) vysvětlil gravitační rovnici na mikroekonomickém modelu všeobecné rovnováhy.

V kontextu našeho článku gravitační model říká, že obchod mezi Českou republikou a jinými zeměmi pozitivně závisí na ekonomické síle těchto zemí a negativně závisí na odporu (vzdálenosti, politickém riziku atd.). Státní úvěrová podpora exportu slouží ke zmírňování tohoto odporu. Například Exportní garanční a pojišťovací společ-

* Práce na tomto článku byla podpořena granty GAČR 402/09/0380 a 403/10/1235, GAAV IAA700280803 a výzkumným záměrem MSM0021620841.

1 Gravitační model vychází z Newtonovy fyziky, ve společenských vědách slouží k popisu a modelování pohybu, ke kterému dochází mezi dvěma či více oblastmi a který vychází z gravitační přitažlivosti. Vedle gravitačního modelu obchodu (včetně mezinárodního obchodu) je také gravitační model hojně využíván k modelování procesu migrace, ale například i při popisu chování dopravních proudů či telefonních hovorů.

nost (EGAP) poskytuje pojištění úvěru na financování investic českých právnických osob v zahraničí, které „*kryje vedle politických rizik i rizika komerční*“ (EGAP, 2008, s. 27).

V následujících částech tohoto článku je nejprve uveden ekonometrický model pro odhad gravitační rovnice českého exportu pro data mezi lety 1996–2008 a diskutovány jeho výsledky. Dále následuje jednoduchý simulační model srovnávající fiskální náklady a přínosy podpory prováděné ČEB. Výsledky článku jsou nakonec stručně shrnuty v Závěru.

2. Data a metodologie gravitační analýzy

V této části článku vycházíme především ze studií Eggera a Urla (2006) a Mosera, Nestmanna a Wedowa (2008). Egger a Url (2006) na základě dat z Rakouska testovali vliv exportních záruk poskytovaných Oesterreichische Kontrollbank na vývoz a jeho strukturu. Výsledky prezentovali i na základě multiplikátoru, který udává, jakou změnu v exportu vyvolá zvýšení podpory exportu o 1 jednotku *ceteris paribus*. Jejich výzkum potvrzuje, že vliv podpory exportu na rakouský vývoz je statisticky významný s multiplikátorem 2,8. Dlouhodobý efekt podpory exportu značně převyšuje krátkodobý efekt, což autoři vysvětlovali zejména značnou časovou prodlevou mezi uzavřením smlouvy o pojištění a dnem skutečného exportu, kdy je export zaznamenán do statistik mezinárodního obchodu. Vliv na strukturu vývozu mají však poskytnuté podpory spíše zanedbatelný. Moser, Nestmann a Wedow (2008) analyzovali efektivnost podpory exportu a mimo jiné také zkoumali vliv politického rizika na úroveň mezinárodního obchodu. Analýzu provedli na základě dat německé exportní pojišťovny Euler Hermes. Výsledek analýzy prokázal, že podpora exportu má pozitivní vliv na německý export, konkrétně multiplikátor podpory vychází 1,7 – to znamená, že zvýšení podpory o 1 jednotku zvýší německý export o 1,7 jednotek *ceteris paribus*. Z toho vyplývá, že Euler Hermes plní cíl svého založení – podporu exportu.

Další ze série studií empirických dat na téma efektivnosti podpory exportu vypracovali Martincus a Carballo (2008) na základě dat Peru. Tato analýza narozdíl od předchozích zkoumá působení podpory exportu v rozvojové zemi. Výsledek potvrzuje, že podpora exportu pomáhá domácím firmám zejména při vstupu na nové trhy nebo při uplatnění nových výrobků na stávajících trzích. Tedy i v rozvojových trzích působí podpora exportu efektivně na vývoz a obzvláště přispívá k diverzifikaci v rámci trhů a produktů. Ke srovnatelným závěrům dospěl i Zia (2008).

Českou státní podporou vývozu a podnikání obecně se v poslední době zabývali Zemplinerová (2008) a Janda (2008b). Detailní institucionální rozbor českého vývozu a činnosti ČEB poskytují práce Potácelová (2009) a Janda, Michalíková a Potácelová (2009), které jsou součástí projektu, v jehož rámci vznikl tento článek. Českými státními úvěrovými podporami se také dlouhodobě zabývají Čechura (2006, 2008, 2009), Janda a Čajka (2006) a Janda (2002, 2006, 2008a,b). Teoretická modelová východiska pro modelování státních úvěrových podpor a optimálních úvěrových kontraktů rozpracovává Janda (2003, 2005, 2007, 2009, 2010).

Exportní strategii České republiky popisuje Tlapa aj. (2005). Rostoucí podíl vývozu ČR (a také Polska a Maďarska) na mezinárodních trzích potvrzuje Gundel (2008), důvodem je mimo jiné rostoucí kvalita výrobků ze zemí střední a východní

Evropy. Úspěch exportní politiky významně závisí na ekonomickém růstu (Hájek, 2008), na fiskální podpoře proexportních investic (Bolcha 2008) a na podpoře proexportních přímých zahraničních investic (Galeotti a Ryšavá 2008, 2009, Geršl 2008, Žďárek 2009). Exportní výkonnost je také významně ovlivňována měnovou politikou (Mandel a Tomšík 2008), institucionálním rámcem podnikatelského prostředí (Truneček 2009, Gregorová 2008) a finanční stabilitou (Geršl a Heřmánek 2008).

Náš ekonometrický model přispívá do literatury zabývající se modely mezinárodního obchodu. Empirických analýz využívajících gravitační model existuje nespočet. Např. Herrmann a Jochem (2005) posuzovali pomocí gravitačního modelu vliv přímých zahraničních investic na platební bilanci zemí střední a východní Evropy. Přímé zahraniční investice a jejich vliv na mezinárodní obchod testovali pomocí gravitačního modelu také Jakab, Kovács a Oszlay (2000) nebo Bevan a Estrin (2004). Gravitační model používají ke zhodnocení vlivu dezintegrace států na jejich vzájemný obchod na konkrétních případech dřívějšího Sovětského svazu, Československa a Jugoslávie také Jan Fidrmuc a Jarko Fidrmuc (2003). Další nedávné aplikace gravitačního modelu mezinárodního obchodu jsou obsaženy v pracích Bussière, Fidrmuc a Schnatz (2008) a Fidrmuc (2009). Tichý (2007) pomocí gravitačního modelu odhaduje vliv vstupu České republiky do Evropské měnové unie na zahraniční obchod ČR.

Gravitační model pro český export zformoval např. Ševela (2002). Tato studie byla zaměřena na vývoz zemědělských komodit z ČR. Jako statisticky významné vysvětlující proměnné modelu vychází HDP, HDP na obyvatele a geografická vzdálenost mezi hlavními městy.

V nejjednodušší formě gravitačního modelu je objem obchodu mezi dvěma zeměmi pozitivně závislý na hmotě a negativně na odporu. Pro účely ekonomické analýzy mezinárodního obchodu je hmotou chápána ekonomická síla země a odporem transakční náklady mezinárodního obchodu (dopravní náklady, skryté transakční náklady, politické riziko, informační náklady či proměnlivost vývoje kurzů jednotlivých měn²).

Pro naši analýzu podpory exportu vycházíme ze souboru nevybalancovaných panelových dat zahrnujících 160 zemí v letech 1996–2008. V případě regresního modelu je nutné vzít v úvahu relativně krátký časový úsek vzhledem k poměrně velkému souboru sledovaných zemí (jedná se o téměř všechny země světa). Samotná průřezová data neumožňují posuzovat výrazné změny v čase. Časový aspekt analýzy v této studii je velmi důležitý, protože ekonomiky zemí mohou procházet v průběhu času různými změnami a reformami a nové vývozy mohou často být funkcí vývozu minulých. Zahrnutí velkého počtu zemí do modelu je naopak důležité z hlediska rozmanitosti dat.

Data použitá k analýze pocházejí z různých zdrojů: Český statistický úřad (údaje o exportu), Česká exportní banka (data o poskytnuté podpoře exportu), Mezinárodní Měnový Fond (HDP, počet obyvatel), World Development Indicators 2007 (hrubá zásoba kapitálu a dovoz pro výrobu), časopis Euromoney (politické riziko).

2 Negativní vliv reálného měnového kurzu potvrdili ve svém odhadu gravitačního modelu například Brun, Carrere, Guillaumont a de Melo (2005).

3. Ekonometrický gravitační model a popis proměnných

Tato část článku vychází z analýz, kterými se zabývali Egger a Url (2006) a Moser, Nestman a Wedow (2008). Odhadujeme parametry modifikovaného gravitačního modelu, který má následující podobu:

$$\begin{aligned} \log(\text{export}_{it}) = & \alpha_0 + \alpha_1 \log(\text{podpora exportu}_{it}) + \alpha_2 \log(\text{HDP}_{it}) + \alpha_3 \log(\text{vzdálenost}_i) \\ & + \alpha_4 \log(\text{obyv}_{it}) + \alpha_5 \log(\text{risk}_{it}) + \alpha_6 \log(\text{GFCF}_{it}) + \alpha_7 \log(\text{MI}_{it}) + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (1)$$

kde index i značí cílovou zemi exportu a index t označuje rok.

Základní informace o vysvětlujících veličinách (průměr, směrodatná odchylka, minimum, maximum a počet pozorování) jsou shrnuty v tabulce 1. Míru závislosti popisuje korelační matice umístěná v Příloze 2.

Tabulka 1

Popisné statistiky: průměr, směrodatná odchylka, minimum, maximum a počet pozorování

	Průměr	Směrodatná odchylka	Minimum	Maximum	Počet poz.
Export (mil. CZK)	8479,06	41811,46	0,00106	647522	2043
Podpora exportu (mil. CZK)	89,48	584,05	0	9225	2043
HDP (mil. CZK)	6,47*10 ⁶	26,7*10 ⁶	0,28471	379,1*10 ⁶	2043
Počet obyvatel (mil.)	38,48	136,68	0,071	1328	2043
Vzdálenost (km)	5477	3638,95	247	18197	2043
Hrubá tvorba fixního kapitálu (% HDP)	22,48	7,02	3,48	63	1725
Import pro výrobu (% importu)	68,64	11,24	16,30	92	1417
Politické riziko	12,25	6,68	0	25	2028

V samotném dvojlogaritmickém regresním modelu jsme zvolili jako vysvětlovanou veličinu logaritmus reálného exportu z ČR do země i v roce t . Mezi vysvětlující veličiny jsou zahrnuty následující:

$\log(\text{podpora exportu}_{it})$: je logaritmus reálné hodnoty nově uzavřených smluv ČEB do země i v roce t . Vyjádřeno v CZK, pro převedení do reálných veličin je použit index spotřebitelských cen pro ČR. Jedná se o sumu veškerých smluv v daném roce t k zemi i napříč všemi produkty ČEB (tj. různé typy úvěrů, garance apod.) Podpora exportu zde představuje klíčovou proměnnou. Cílem analýzy je otestovat, zda úvěry poskytované ČEB opravdu podporují český export. Předpokládáme, že export bude na těchto úvěrech pozitivně závislý, protože hlavním motivem podpory ČEB je realizace těch efektivních vývozu, které by bez její pomoci nebylo možné uskutečnit. Tuto veličinu řadíme do kategorie hmota a očekáváme kladné znaménko odhadovaného koeficientu α_1 .

$\log(\text{HDP}_{it})$: je logaritmus reálného HDP cílové země vývozu i v roce t , vyjádřeno v CZK – převedeno průměrným ročním měnovým kurzem CZK/USD,³ do reálných hodnot upraveno pomocí indexu spotřebitelských cen pro příslušnou zemi. HDP cílové

3 Zdroj: Česká Národní Banka

země exportu je často zahrnováno do modelů jako reprezentant velikosti ekonomiky. Důvodem pro začlenění této proměnné je předpoklad, že čím vyšší je HDP země, tím je vyšší poptávka po dovozu. Také tuto veličinu můžeme řadit do kategorie hmota a očekáváme kladné znaménko koeficientu α_2 .

$\log(\text{vzdálenost}_i)$: je logaritmus vzdálenosti mezi ČR (Prahou) a hlavním městem cílové země vývozu i .⁴ Vzdálenost představuje zástupnou proměnnou pro náklady na informace a dopravu. Podle Mosera, Nestmanna a Wedowa (2008) také dochází s rostoucí vzdáleností k snižování korelace zahraničního a českého hospodářského cyklu. Veličina je z kategorie odpor. Lze očekávat negativní znaménko odhadovaného koeficientu α_3 .

$\log(\text{počet obyvatel}_{it})$: je logaritmus počtu obyvatel země i v roce t . Očekává se pozitivní závislost exportu na počtu obyvatel, tedy čím více obyvatel, tím vyšší poptávka. Veličinu řadíme do kategorie hmota a očekáváme kladné znaménko koeficientu α_4 .

$\log(\text{politické riziko}_{it})$: je logaritmus úrovně politického rizika v zemi i v roce t . Jedná se o bodové ohodnocení, které se pohybuje v rozmezí 25 bodů (minimální politické riziko) a 0 bodů (maximální riziko). Politické riziko⁵ zahrnuje nebezpečí politické nestability, vzniku války, revoluce, povstání, stávků nebo např. politická rozhodnutí bránící proběhnutí platby, korupce, vymahatelnost práva, apod.⁶ Čím nižší je politické riziko – tj. čím vyšší je bodové ohodnocení tohoto ukazatele, tím vyšší přepokládáme export do dané země. Očekáváme tedy kladný koeficient α_5 a veličinu řadíme do kategorie hmota.

Do modelu jsou navíc zahrnuty dvě další vysvětlující proměnné:

$\log(\text{GFCF}_{it})$ je logaritmus procentuálně vyjádřeného podílu hrubé tvorby fixního kapitálu na HDP země i v roce t . Ukazatel je také nazývaný míra investic. Ukazatel GFCF je měřen jako celková hodnota přírůstku fixních aktiv snižená o jejich prodeje či likvidace, k tomu je přičten (odečten) přírůstek (úbytek) hodnoty nevýrobních aktiv (např. zvýšení kvality půdy).⁷ Ukazatel je kumulovaný za všechny producenty a vyjádřen jako % podíl na HDP.

$\log(\text{MI}_{it})$ značí logaritmus procentuálního podílu dovozu, který slouží pro výrobu, na celkovém objemu dovozu zboží země i v roce t . Ukazatel MI je definován jako podíl souhrnné hodnoty importu průmyslových dodávek, materiálu, kapitálového zboží, dopravních prostředků a součástí a spotřebního zboží na celkovém dovozu (Griswold, 2005).

Pokud ČR zařadíme k zemím, ve kterých dominuje spíše vnitroodvětvový obchod (Černoša, 2002), očekáváme u těchto dvou proměnných pozitivní vliv na hodnotu exportu. Očekáváme, že více vývozu bude směřovat do zemí s podobnou skladbou trhu

4 Zdroj: <http://www.timeanddate.com/worldclock/distance.html>

5 Politické riziko je jednou ze složek teritoriálního rizika, podle kterého jsou klasifikovány země dle Konsensu OECD. Celkové teritoriální riziko se skládá z politického, makroekonomického a finančního rizika země.

6 Žák (2005) prokázal, že zejména v oblasti korupce a vymahatelnosti práva je značný rozdíl už mezi zeměmi EU 15 a tranzitivními ekonomikami a republikami dřívějšího Sovětského Svazu.

7 Definice dle OECD.

a obdobnými faktory vybavenosti, veličiny řadíme do kategorie hmota a znaménka koeficientů α_6 a α_7 by tedy měla být kladná.

Jelikož panelová data zahrnují 2 dimenze (země a čas), uvažujeme dva náhodné efekty – efekt země a efekt času. Uvažujme tedy chybový člen s lognormálním rozdělením a $E[\ln(\varepsilon_{it})] = 0$ ve tvaru:

$$\varepsilon_{it} = \mu_i + v_t + u_{it},$$

kde μ_i představuje skrytý efekt země, v_t je skrytý efekt času a u_{it} je náhodná složka s nulovou střední hodnotou a konstantním rozptylem.

4. Metodologie ekonometrického odhadu

4.1 Statický model

Nejprve, za použití standardního modelu fixních efektů, odhadneme stejně jako Moser, Nestmann a Wedow (2008) statický regresní model. V našem případě je vhodnější metoda fixních efektů spíše než model s náhodnými efekty, protože soubor dat obsahuje údaje většiny zemí, nejedná se o náhodný vzorek (Judson a Owen, 1996). Také Hausmanův test zamítl metodu náhodných efektů.⁸

Pro odhad použijeme metodu nejmenších čtverců se zahrnutými binárními proměnnými (LSDV – least squares dummy variables). Ta je založena na aplikaci nula-jedničkových proměnných, a to pro každou zemi a každý rok. Pro zemi i je proměnná A_j rovná 1 v případě, že $i = j$. V opačném případě ($i \neq j$) nabude proměnná hodnoty 0. Obdobně binární proměnná C_t je rovná 1 za předpokladu $s = t$ a 0, když $s \neq t$. Potom hledáme metodou nejmenších čtverců (OLS) odhad parametrů v následujícím modelu:

$$\log(\text{Exp}_{it}) = \alpha X_{it} + \sum_{j=1}^{n-1} \mu_j A_j + \sum_{s=1}^{T-1} v_s C_s + u_{it}. \quad (2)$$

S náhodnými efekty je zde zacházeno jako s koeficienty binárních proměnných A_j a C_t , α je vektor odhadovaných parametrů α_i a X_{it} je vektor vysvětlujících proměnných popsanych výše, zahrnující i konstantu.

4.2 Dynamický model

V další části analýzy předpokládáme, že export může být ovlivněn hodnotami exportu z minulých let, tj. svými vlastními zpožděnými hodnotami. Tento efekt zpětné vazby by měl být přitom pozitivní. Existuje několik důvodů pro tento předpoklad – např. Bun a Klaassen (2002) argumentovali dlouhodobými vztahy mezi obchodními partnery a dále vynaloženými náklady na vybudování distribučních cest. Současné hodnoty exportu jsou tedy funkcí jeho minulých hodnot. Vynecháním zpožděné veličiny z regresního modelu můžeme obdržet nekonzistentní odhady (Bond, 2002; Baltagi,

8 Hausmanův test: Testuje korelaci mezi vysvětlujícími proměnnými a náhodnou chybovou složkou – nulová hypotéza představuje neexistenci této korelace. Jestliže nelze zamítnout nulovou hypotézu, je třeba použít model náhodných efektů, při zamítnutí platnosti alternativní hypotézy je použit model fixních efektů (Greene, 2002).

2005 a Nickell, 1981). Proto aplikujeme na data dynamický model, který lépe odráží dlouhodobý dopad a vliv minulých hodnot.

Předpokládejme, že trvá určitou dobu, než export dosáhne rovnovážného stavu. Proces takového „přizpůsobování“ můžeme popsat následující rovnicí:

$$\log(\text{Exp}_{it}) - \log(\text{Exp}_{it-1}) = \beta (\log(\text{Exp}_{it})^* - \log(\text{Exp}_{it-1})) \quad (2)$$

$$\log(\text{Exp}_{it}) = (1 - \beta) \log(\text{Exp}_{it-1}) + \beta \log(\text{Exp}_{it})^*$$

kde $\log(\text{Exp}_{it})^*$ je rovnovážný stav exportu a platí, že $|\beta| < 1$ z důvodu zachování stability. Rovnovážný stav je determinován vektorem k vysvětlujících proměnných X_{it} , popsaných výše:

$$\log(\text{Exp}_{it})^* = \gamma X_{it} + e_{it} \quad (3)$$

kde e_{it} je chybový člen zahrnující efekt země a efekt času. Propojením modelů (2) a (3) dostaneme:

$$\log(\text{Exp}_{it}) = \delta \log(\text{Exp}_{it-1}) + \lambda X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

$$\varepsilon_{it} = \mu_i + v_t + u_{it} \quad (5)$$

kde $\delta = 1 - \beta$ a $\lambda = \beta \cdot \gamma$ jsou odhadované koeficienty, γ je vektor o rozměru $1 \times k$, $\varepsilon_{it} = \beta e_{it}$, μ_i a v_t jsou efekty země a roku. Pokud pozitivní zpětný efekt mezi zpožděnou hodnotou exportu a nezpožděnou hodnotou existuje, parametr by měl být kladný. Vzhledem k výše uvedenému by měl tedy splňovat podmínku $0 < \delta < 1$.

Vzhledem k tomu, že model (4) odhadovaný metodou nejmenších čtverců je nekonzistentní (protože $\log(\text{Exp}_{it-1})$ a ε_{it} jsou korelované⁹), vyjádříme tento model v prvních diferencích:

$$\Delta \ln(\text{Exp}_{it}) = \delta \Delta \ln(\text{Exp}_{it-1}) + \lambda \Delta X_{it} + \Delta \varepsilon_{it} \quad (6)$$

čímž eliminujeme v modelu efekt země μ_i . Nicméně $\Delta \ln(\text{Exp}_{it-1})$ a $\Delta \varepsilon_{it}$ v modelu (6) jsou stále korelované.¹⁰ V tomto případě Arellano a Bond (1991) doporučují použít zobecněnou momentovou metodu (GMM). Tato metoda představuje zobecněný princip, kdy jsou odhady odvozovány z tzv. momentových podmínek ve tvaru:

$$g(\theta_0) = E[f(X_t, Z_t, \theta_0)] = 0 \quad (7)$$

kde θ je vektor parametrů o rozměru $1 \times k$, f značí určitou funkci, X_t jsou vysvětlující proměnné v modelu a Z_t instrumentální proměnné. Jestliže existuje jednoznačné řešení momentové podmínky takové, že $E[f(X_t, Z_t, \theta_0)] = 0$ právě pro $\theta_0 = \theta$, potom označujeme systém jako identifikovaný. V opačném případě se jedná o systém přeidentifikovaný. Momentová podmínka má často specifickou formu, v rámci které je funkce $f(X_t, Z_t, \theta_0)$ definována jako součin $u(X_t, \theta)$ a Z_t (jinými slovy je instrumentální proměnná Z_t o rozměru $R \times 1$ vynásobena náhodnou složkou rozměru 1×1). V takovém případě dostaneme:

9 Člen $\log(\text{Exp}_{it-1})$ obsahuje náhodný efekt země μ_i .

10 Člen $\Delta \ln(\text{Exp}_{it-1})$ stále obsahuje náhodnou složku u_{it} .

$$g(\theta_0) = E[u(X_p, \theta_0) Z_t] = 0. \quad (8)$$

Tato třída odhadů je nazývána odhad metodou instrumentálních proměnných.

Jestliže není možné spočítat střední hodnotu, aproximujeme ji pomocí průměru. Momentová podmínka má pak následující tvar:

$$g_T(\theta) = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T [u(X_p, \theta_0) Z_p] = 0. \quad (9)$$

Řešením rovnice (9) je odhad θ_{MM} získaný tzv. momentovou metodou. K nalezení takového odhadu potřebujeme alespoň tolik rovnic, jako je parametrů. Podmínkou tedy je, že $R \geq K$ (Greene, 2002). Případ, kdy $R=K$, je označován jako přesně identifikovaný a odhad θ_{MM} lze nalézt použitím momentové metody. Model, kde $R > K$, je naopak přidentifikovaný a odhad je odvozen pomocí tzv. zobecněné momentové metody. V našem případě máme zřejmě více rovnic než parametrů, takže neexistuje právě jedno řešení momentové podmínky. Použijeme tedy zobecněnou momentovou metodu a budeme hledat takový odhad parametru θ , pro který je vzdálenost g_T k nule minimální. Tato vzdálenost je měřena pomocí kvadratické formy:

$$Q_T(\theta) = g_T(\theta)' W_T g_T(\theta) \quad (10)$$

kde W_T je $R \times R$ symetrická pozitivně definitní váhová matice. Řešení momentové podmínky závisí na váhové matici:

$$\hat{\theta}_{GMM}(W_T) = \arg \min [g_T' W_T g_T] \quad (11)$$

Vyřešením problému získáme odhad tvaru:

$$\hat{\theta}_{GMM} (X'ZW_T Z'X)^{-1} X'ZW_T Z'Y \quad (12)$$

Pro analýzu panelových dat odvodili Arellano a Bond dva postupy konstrukce odhadu – tzv. *difference* (DIFF) a *systém* (SYS) GMM. DIFF-GMM metoda (Arellano a Bond, 1991) vychází z prvních diferencí vysvětlujících proměnných, čímž je eliminován z modelu efekt země. Jako instrumenty slouží zpožděné hodnoty vysvětlujících proměnných. Tento odhad však zkresluje výsledky v případě malého počtu údajů nebo nevybalancovaných dat, kde může dojít ke ztrátě pracně získaných dat při vytvoření prvních diferencí. Metoda SYS-GMM (Arellano a Bover, 1995; Blundell a Bond, 1998) kombinuje standardní sadu rovnic v prvních diferencích (s instrumenty v podobě zpožděných původních hodnot) s dodatečnou sadou rovnic v původních hodnotách, ve které jsou jako instrumenty použity zpožděné první diference. Platnost instrumentů může být testována Sarganovým nebo Hausmanovým testem (Arellano a Bond, 1991). Pro ověření stacionarity aplikujeme na vysvětlovanou veličinu LLC (Levin-Lin-Chu, 2002) test na jednotkové kořeny, který je speciálně upravený pro panelová data a vychází z Dickey-Fullerova testu. Nulovou hypotézou tohoto testu je nestacionarita (tzv. I(1) chování).

5. Empirické výsledky ekonometrického gravitačního modelu

V této části článku jsou prezentovány výsledky naší analýzy. V tabulce 2 jsou uvedeny odhady statického modelu fixních efektů (analýza LSDV) a tabulka 3 shrnuje odhady dynamického modelu. Výsledky vztahujeme až na výjimky k hladině významnosti 5 %.

Nejprve se zaměříme na statický model, kde byla použita metoda nejmenších čtverců se zahrnutými binárními proměnnými (LSDV). Hodnota adjustovaného koeficientu determinace indikuje, že model vysvětluje cca 95 % variability českého exportu. Vysoký koeficient determinace je obecně typický pro gravitační modely (Moser, Nestmann a Wedow, 2008). Lze konstatovat, že model je poměrně kvalitní. Vzhledem k výši adjustovaného koeficientu determinace je model jako celek statisticky významný.

Vliv podpory exportu na vývoz je pozitivní a významný na hladině pravděpodobnosti 10 %. Tento výsledek podporuje hypotézu, že vyšší podpora exportu povede ceteris paribus k vyššímu vývozu. Dosažená p-hodnota není ale příliš vysoká. Můžeme se domnívat, že ke zlepšení výsledků by mohlo vést použití robustní techniky odhadu (v případě určitého nehomogenního charakteru našich dat) nebo jiná volba specifikace modelu.

Koeficient proměnné HDP je pozitivní a statisticky významný. To odpovídá našim očekáváním – země více vyvážejí do zemí s vyšším HDP. Další signifikantní veličinou s pozitivním vlivem na vývoz je hrubá tvorba fixního kapitálu (resp. její podíl na HDP). Proměnná popisující vzdálenost ČR od dané země vychází statisticky významná s negativním vlivem na export. Výše exportu je závislá na transakčních nákladech, které rostou s větší vzdáleností cílové země. Počet obyvatel není statisticky významný, stejně tak import pro výrobu. Můžeme spekulovat, zda tento výsledek je způsoben zmíněnou heterogenitou dat. Zahrnuta byla také zástupná proměnná pro politické riziko. Ta vychází statisticky významná na hladině pravděpodobnosti 10 % s negativním koeficientem. Tento výsledek je poněkud paradoxní, očekávali bychom pozitivní koeficient – tj. čím vyšší index (tím nižší riziko) a tím vyšší export. Výsledek může být ovlivněn nezahrnutím určité proměnné do modelu. Tím, že tato proměnná v modelu chybí, může dojít ke skrytí jejího vlivu v koeficientu indexu politického rizika a tím k jeho zkreslení.

Tabulka 2

Odhady statického modelu LSDV

Odhady statického modelu	
Proměnná	LSDV
Podpora exportu	0.004*(0.0029)
HDP	0.404*** (0.062)
Vzdálenost	-4.579*** (0.071)
Počet obyvatel	-0.136 (0.496)
Hrubá tvorba fixního kapitálu	0.398*** (0.120)
Import pro výrobu	-0.142 (0.233)
Politické riziko	-0.152* (0.092)
Počet pozorování	1429
Počet zemí	160
adj. R ²	0.950

Poznámky k tabulce:

*signifikantní na 10 %,

**signifikantní na 5 %,

*** signifikantní na 1 %.

Směrodatné odchylky v závorkách.

Konstanta a binární proměnné země a času jsou zahrnuty v analýze, ale nejsou uvedeny. Hausmanův test zamítl metodu náhodných efektů. Závislá proměnná: logaritmus exportu. Všechny proměnné jsou v logaritmech, původní nulové hodnoty byly nahrazeny číslem 1 (Porojan, 2001 a Burger, Van Oort a Linders, 2009).

Jak již bylo zmíněno, dynamické modely umožňují lépe porozumět chování směrem do minulosti. Je-li proces generující data dynamický a vysvětlovaná proměnná je závislá na svých zpožděných hodnotách, potom odhady efektů pomocí modelu fixních efektů, a tedy i metody LSDV, budou zkreslené (Bond, 2002, Baltagi, 2001 a Nickell, 1981). Použijeme proto přístup, který využívá instrumentální proměnné tak, jak byl popsán v předchozí části. S odkazem na Blundella a Bonda (1998) byl aplikován odhad metodou SYS-GMM, který je založen na kombinaci rovnice v prvních diferencích a nezpožděné rovnice se zpožděnými proměnnými. Použití metody SYS-GMM je navíc zdůvodněno velkou persistencí časových řad exportu (Moser, Nestmann a Wedow, 2008). Blundell a Bond (1998) ukazují, že persistence časových řad vede ke zkresleným odhadům metodou DIFF-GMM. Odhady pomocí metody SYS-GMM jsou tedy přesnější a nedochází k výraznému zkreslení výsledků.

Tabulka 3
Odhady dynamického modelu

Odhady dynamického modelu	
Proměnná	SYS-GYM
Export _{t-1}	0.395***(0.088)
Podpora exportu	0.031*(0.016)
HDP	0.908***(0.329)
Vzdálenost	-1.663***(0.438)
Počet obyvatel	0.047(0.293)
Hrubá tvorba fixního kapitálu	0.518(0.372)
Import pro výrobu	-0.301(0.642)
Politické riziko	-1.005*(0.522)
Počet pozorování	1310
Počet zemí	160
Hansen test (p-value)	0.263
Arellano-Bond AR(1) (p-value)	0.000
Arellano-Bond AR(2) (p-value)	0.439
LLC test (p-value)	0.000

Poznámky k tabulce: *signifikantní na 10 %, **signifikantní na 5 %, ***signifikantní na 1 %. Směrodatná odchylka uvedená v závorkách. Konstanta a binární proměnné země a času jsou v analýze zahrnuty, ale nejsou reportovány. Závislá proměnná: logaritmus exportu. Všechny proměnné jsou v logaritmech.

Je zřejmé, že odhadovaný koeficient zpožděné veličiny je signifikantní, kladný a menší než 1. Z toho lze vyvodit, že data generující proces mají dynamický charakter. Platnost instrumentů byla ověřena několika testy. Hansenův test nezamítá nulovou hypotézu a potvrzuje tak správnost použitých instrumentů. Tento výsledek ověřuje, že v modelu není problém s endogenitou a instrumenty modelu jsou vhodně zvolené. Další test dle Arellano-Bond AR (2) nepotvrdil korelaci druhého řádu. LLC test zamítá nulovou hypotézu o přítomnosti jednotkových kořenů a podmínka stacionarity je splněna.

Klíčová proměnná podpora exportu je odhadnuta i v dynamickém modelu s kladným znaménkem a je signifikantní na hladině 10 %. To vede k závěru, že podpora

exportu má sice pozitivní dopad na celkovou úroveň vývozu, ale jen na statisticky nízké hladině významnosti. Vliv podpory exportu na úroveň vývozu může být vyjádřen koeficientem elasticity: 1% růst podpory exportu povede k 0,05% nárůstu celkového exportu ČR.¹¹ Tento výsledek může být porovnán s krátkodobým vlivem podpory exportu z předchozí analýzy. Odhadovaný koeficient metodou LSDV dosahoval hodnoty 0,004%. Nižší efekt podpory exportu je typický pro krátké období, jelikož smlouvy o podpoře exportu jsou uzavírány nejčastěji na období několika let (Moser, Nestmann a Wedow, 2008).

Stejně jako Moser, Nestmann a Wedow (2008) můžeme spočítat průměrnou elasticitu. Průměrná roční podpora exportu za sledované období je 14,9 miliard CZK a průměrný roční vývoz 1436 miliard CZK. Růst podpory exportu o 1% (tedy průměrně o 149 mil.) povede následně k růstu exportu ve výši 718 mil. Ekonomický multiplikátor podpory exportu tedy činí 4,8.

Co se týká ostatních proměnných, stejně jako ve statickém modelu vychází proměnná vzdálenost statisticky významná s negativním vlivem na hodnotu exportu, tedy velikost transakčních a informačních nákladů ovlivňuje velikost vývozu. Proměnná počet obyvatel opět zůstává nesignifikantní – počet obyvatel nemá statisticky významný vliv na export do dané země. Proměnná HDP je signifikantní a kladná. Z toho vyvozujeme, že český export je spojen se zeměmi s větším trhem. Proměnné hrubá tvorba fixního kapitálu a import pro výrobu vychází nesignifikantní. Proměnná politické riziko je statisticky významná a negativní – tj. přetrvává zde paradox ze statického modelu, který může být způsoben nezahrnutím některé významné proměnné do modelu.

Tyto výsledky indikují, že podpora exportu má vliv na objem vývozu. Je ale třeba zdůraznit, že výsledky nejsou statisticky příliš přesvědčivé – p-hodnoty klíčové proměnné se pohybují v obou modelech mezi 5–10%. Jak bylo zmíněno výše, mohou tyto problémy pramenit z heterogenity dat. To by mohl vyřešit např. odhad pomocí metody nejmenších vážených čtverců (LWS) – více Rousseeuw, Leroy (1987) a Skuhrovec (2010).

6. Simulační model dopadu činnosti ČEB na příjmy státního rozpočtu

Ačkoliv předchozí část tohoto článku ukazuje, že státní podpora vývozních úvěrů skutečně vede k růstu vývozu, stále zůstává otevřená otázka efektivnosti této formy podpory. Financování podpory exportu státem je často kritizováno jako subvencování exportních firem na úkor všech občanů, kteří platí daně. Následující jednoduchá simulační analýza však demonstruje, že státní podpora exportu nepředstavuje výrazné zatížení rozpočtu – naopak díky zvýšení objemu exportu mohou být příjmy státního rozpočtu vyšší.

Jak již bylo dříve zmíněno v tomto článku, česká státní podpora exportního financování je trojího druhu. Pro účely této analýzy se zaměříme na poskytování dotací ze státního rozpočtu na úhradu rozdílu mezi úrokovými výnosy z poskytnutých úvěrů a úroků z finančních zdrojů. Dotace ze státního rozpočtu využila ČEB ve všech letech

¹¹ Vycházíme z koeficientu γ , který je definovaný rovnicí (6). Může být tedy vyjádřen jako

$$\gamma = \frac{\lambda}{\beta} = \frac{\lambda}{1 - \delta} = \frac{0.031}{10.395} \doteq 0.05.$$

své existence s výjimkou let 2003 a 2004. Zdrojem těchto dotací byly státní dluhopisy (Málek, Radová, Štěrbá, 2007) a další příjmové položky státního rozpočtu. Základní otázkou podpory exportu zde je, zda výsledný efekt exportu bude vyšší než prostředky vynaložené na jeho podporu. Aby se tedy státu podpora exportu „vyplatila“, měly by být příjmy z daně z příjmů právnických osob z dodatečného zisku dosaženého díky využití služeb ČEB vyšší, než jsou poskytnuté dotace na činnost ČEB.

Náš simulační model vychází z průměrné ziskové marže a z údajů o nově uzavřených smlouvách ČEB v letech 1998 až 2007. Nejprve popíšeme vstupní data našeho modelu:

Celkové výnosy představují souhrn provozních, finančních a mimořádných výnosů agregovaných za celý průmysl, zdroj: ČSÚ.

Celkové náklady jsou souhrnem provozních, finančních a mimořádných nákladů s výjimkou nákladů na daň z příjmu právnických osob a na převod podílu na hospodářském výsledku společníkům, které zde nejsou zahrnuty, zdroj: ČSÚ.

Sazbou daně je míněna sazba daně z příjmu právnických osob stanovená ministerstvem financí ČR, zdroj: Ministerstvo financí ČR.

Nově uzavřené smlouvy ČEB zachycují součet hodnot, na které byly uzavřeny jednotlivé smlouvy ČEB na podporu exportu v daném roce. Jedná se o výši úvěrů, které ČEB poskytne protistraně (závisí na typu produktu – může jí být dovozce, vývozce, banka dovozce...), nebo hodnotu poskytnuté garance ČEB. Zde analýza zjednodušeně uvažuje, že smlouva je čerpána ve stejném roce, jako byla uzavřena. Ve skutečnosti je její čerpání rozloženo do více let – jedná se o dlouhodobé financování. Dalším předpokladem je, že hodnota smlouvy (a tudíž úvěru) odpovídá celkové hodnotě zakázky. V praxi se velikost úvěru liší dle produktu – např. úvěr na výrobu pro vývoz je poskytován max. do výše 85% zakázky, odběratelský nebo dodavatelský úvěr až do 100%. Výsledky jsou tedy lehce podhodnocené, jelikož předpokládají hodnota smlouvy = hodnota zakázky = výnos pro exportující firmu.

Průměrná zisková marže je pak vypočítána jako $\text{zisk před zdaněním}_t / \text{výnosy}_t = (\text{výnosy}_t - \text{náklady}_t) / \text{výnosy}_t$. Jde o průměrnou hodnotu za celý český průmysl v daném roce. Je možné, že zrovna u projektů využívajících podpory exportu nemusí zisková marže dosahovat zmíněných průměrných hodnot. Na druhou stranu se jedná o projekty s vyšší mírou rizika, tudíž by se dal očekávat i vyšší výnos. Navíc vyvážející podnik získává pomocí podpory exportu zkušenosti s novými klienty, a jestliže ti se osvědčí jako spolehliví a perspektivní, je možné uzavřít další kontrakty již bez podpory exportu.

Zisk firem z dodatečných výnosů je následně definován jako hodnota, o kterou se navýší výnosy firem, které využijí produktů exportního financování – za předpokladu, že bez exportního financování by se daný projekt neuskutečnil. Jde tedy o součin průměrné ziskové marže a hodnoty nově uzavřených smluv ČEB v daném roce.

Daní z příjmů se v našem modelu míní daň z příjmů právnických osob, která připadá firmě zaplatit z „dodatečných výnosů“. Jsou zde zanedbány případné „dodatečné náklady“.

Následující tabulka shrnuje data za ČR v letech 1997–2007 a výsledky analýzy. Zpočátku činnosti ČEB nebyly příjmy státního rozpočtu z podpory exportu nikterak výrazné – důvodem je zejména velice nízká průměrná zisková marže¹² (slabé výnosy

12 Lze spekulovat, zda takto nízká zisková marže je na trhu vůbec reálná. Ačkoliv údaje o nákladech a výnosech (a tudíž i ziskové marži) v jednotlivých letech jsou získány z důvěryhodného zdroje (ČSÚ), je možné, že dochází k určitému zkreslení.

vzhledem k nákladům). Za předpokladu ziskové marže minimálně 5% (což je v realitě vysoce pravděpodobné) – a neexistence daňových úniků – převyší již dodatečně zaplacená daň z příjmů právnických osob státní dotace ČEB.

Tabulka 4

Vliv podpory exportu poskytované ČEB na příjmy a výdaje státního rozpočtu

	Sazba daně (%) (1)	Výnosy (mil. CZK) (2)	Náklady (mil. CZK) (3)	Zisk před zdaněním (mil. CZK)	Zisková marže (%)	nově uzavřené smlouvy ČEB (mil. CZK) (4)	zisk firem z podpory (mil. CZK)	daň z příjmu (mil. CZK)	Dotace ČEB ze státního rozpočtu (mil. CZK) (5)
1998	35%	2 310 759	2 295 982	14 777	0,64%	2391	15	5	6
1999	35%	2 329 466	2 329 296	170	0,01%	15413	1	0	137
2000	31%	2 677 417	2 623 687	53 730	2,01%	19200	385	119	188
2001	31%	2 920 688	2 835 909	84 779	2,90%	27700	804	249	156
2002	31%	2 945 504	2 842 132	103 372	3,51%	15626	548	170	208
2003	31%	3 025 191	2 895 143	130 048	4,30%	9813	422	131	0
2004	28%	3 488 942	3 309 461	179 481	5,14%	17281	889	249	0
2005	26%	3 759 800	3 576 183	183 617	4,88%	19200	938	244	116
2006	24%	4 405 583	4 157 082	248 501	5,64%	19900	1 122	269	289
2007	24%	4 771 861	4 464 189	307 672	6,45%	19415	1 252	300	242

Zdroje: (1) Ministerstvo financí ČR, (2), (3) www.czso.cz (4), (5) Výroční zprávy ČEB

Tato ilustrativní analýza je samozřejmě založena na mnoha velice zjednodušujících předpokladech. Jako státní výdaje jsou zde brány v potaz pouze státní dotace na pokrytí úrokových rozdílů a není zde počítáno s alternativními náklady příležitosti. Cílem této úvahy však není prezentovat přesná čísla, ale spíše kvalitativně ukázat, že státní podpora exportu nepředstavuje pouze výdaje státního rozpočtu, ale také jeho příjmy, které se pohybují na srovnatelné úrovni s výdaji na podporu ČEB.

7. Závěr

Hlavním cílem článku bylo analyzovat efektivnost podpory exportu poskytované ČEB. Tato analýza byla provedena na základě panelových dat ze 160 zemí během let 1996 až 2008 a byly odvozeny dva gravitační modely českého exportu – statický model LSDV a dynamický model GMM. Podpora exportu je v těchto modelech faktorem, který pozitivně, ale jen na nízké hladině statistické významnosti, ovlivňuje velikost českého vývozu. Ekonomický multiplikátor české podpory exportu byl odhadnut na 4,8, což je vyšší hodnota než hodnota zjištěná v obdobně zaměřených studiích Moser, Nestmann, Wedow (2008) v Německu a Egger a Url (2006) na základě rakouských dat.

Dalšími determinanty českého exportu v našem modelu jsou HDP, vzdálenost a hrubá zásoba fixního kapitálu. Čím větší je HDP, menší vzdálenost a vyšší hrubá zásoba fixního kapitálu v cílové zemi vývozu, tím bude export do této země vyšší. V zájmu objektivnosti je nutno uvést, že výsledek analýzy není statisticky vysoce

přesvědčivý (podpora exportu je signifikantní na hladině pravděpodobnosti 10%) a bylo by proto vhodné provést další, sofistikovanější analýzy, za účelem získání přesnějšího odhadu.

Ekonometrická analýza státní exportní podpory na rozvoj českého exportu je doplněna i jednoduchým modelem ukazujícím jeho fiskální udržitelnost. Srovnání odhadnutých daňových příjmů z dodatečných investic vyvolaných státem podporovaným exportem s dotacemi poskytnutými ČEB ze státního rozpočtu dokumentuje, že podpora exportních úvěrů ve svém výsledku nevede k odčerpávání státních zdrojů, ale je přibližně rozpočtově neutrální.

Literatura:

- ARELLANO, M.; BOND, S. 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, No. 1, pp. 29-51.
- BALTAGI, B. H. 1998. *Econometric Analysis of Panel Data*. 2nd ed. Wiley. 1998.
- BERGSTRAND, J. H. 1985. The Gravity Equation in International Trade: Some Microeconomics Foundations and Empirical Evidence. *The Review of Economics and Statistics*. 1985, Vol. 67, No. 3, pp. 474-481.
- BEVAN, A. A.; ESTRIN, S. 2004. The determinants of foreign direct investment into European transition economies. *Journal of Comparative Economics*. 2004, Vol. 32, No. 4, pp. 775-787.
- BLUNDELL, R.; BOND, S. 1998. Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models. *Journal of Econometrics*. 1998, Vol. 87, No. 1, pp. 115-143.
- BOLCHA, P. 2008. O výpočte fiškálního dopadu investičnej podpory. *Politická ekonomie*. 2008, Vol. 56, No. 2, pp. 257-274.
- BOND, S. R. 2002. Dynamic panel data models: A Guide to Micro Data Methods and Practice. CeMMAP Working Paper number CWP09/02.
- BRUN, J. F.; CARRERE, C.; GUILLAUMONT, P.; DE MELO, J. 2005. Has Distance Died? Evidence from a Panel Gravity Model. *World Bank Economic Review*. 2005, Vol. 19, No. 1, pp. 99-120.
- BUN, M.; KLAASSEN, F. 2002. The Importance of Dynamics in Panel Gravity Models of Trade. Discussion Paper, University of Amsterdam. 2002, No. 18.
- BURGER, M. J.; VAN OORT, F. G.; LINDERS, G. 2009. On the Specification of the Gravity Model of Trade: Zeros, Excess Zeros and Zero-Inflated Estimation. ERIM Report Series.
- BUSSIÈRE, M.; FIDRMUC, J.; Schnatz, B. 2008. Enlargement and Trade Integration: Lessons from a Gravity Model. *Review of Development Economics*. 2008, Vol. 12, No. 3, pp 562-576.
- ČEB. 1999. Výroční zpráva 1998. Praha: ČEB, 1999.
- ČEB. 2000. Výroční zpráva 1999. Praha: ČEB, 2000.
- ČEB. 2001. Výroční zpráva 2000. Praha: ČEB, 2001.
- ČEB. 2002. Výroční zpráva 2001. Praha: ČEB, 2002.
- ČEB. 2003. Výroční zpráva 2002. Praha: ČEB, 2003.
- ČEB. 2004. Výroční zpráva 2003. Praha: ČEB, 2004.
- ČEB. 2005. Výroční zpráva 2004. Praha: ČEB, 2005.
- ČEB. 2006. Výroční zpráva 2005. Praha: ČEB, 2006.
- ČEB. 2007. Výroční zpráva 2006. Praha: ČEB, 2007.

- ČEB. 2008. Výroční zpráva 2007. Praha: ČEB, 2008.
- ČEB. 2009. Výroční zpráva 2008. Praha: ČEB, 2009.
- ČEB. 2009. Informace k 30. červnu 2009. Praha: ČEB, 2009.
- ČECHURA, L. 2009. The impact of credit rationing on farmer's economic equilibrium. *Agricultural Economics* (Czech). 2009, Vol. 55, No. 11, pp. 541-549.
- ČECHURA, L. 2008. Theoretical-empirical analysis of the role of the SGAFF in financing of farmers' activities. *Agricultural Economics* (Czech). 2008, Vol. 54, No. 10, pp. 476-488.
- ČECHURA, L. 2006. The role of credit rationing in Czech agriculture – the case of large agricultural enterprises. *Agricultural Economics* (Czech). 2006, Vol. 52, No. 10, pp. 477-488.
- ČERNOŠA, S. 2002. Vnitroodvětvový obchod a vliv rozdílů ve velikosti zemí na případu Slovinska a ČR, *Finance a úvěr*. Vol. 52, No. 6, pp. 355-370.
- ČSÚ. 2008. Vývoj zahraničního obchodu v roce 2007. Praha, Ministerstvo průmyslu a obchodu [on-line]. 2008 [cit. 2008-10-06]. Dostupný na: <http://www.mpo.cz/dokument40224.html>.
- EGAP. 2008. Výroční zpráva 2007. Praha: EGAP, 2008.
- EGAP. 2009. Výroční zpráva 2008. Praha: EGAP, 2009.
- EGGER, P.; URL, T. 2006. Public Export Credit Guarantees and Foreign Trade Structure: Evidence from Austria. *The World Economy*. 2006, Vol. 29, No. 4, pp. 399-418.
- FIDRMUC, J.; FIDRMUC, J. 2003. Disintegration and Trade. *Review of International Economics*. 2003, Vol. 11, No. 5, pp. 811-829.
- FIDRMUC, J. 2009. models in integrated panels. *Empirical Economics*. 2009, Vol. 37, No. 2, pp. 435-446.
- GALEOTTI, E.; RYŠAVÁ, E. 2008. Endogeneity Problem And FDI In Transition: Evidence From The Privatized Glass Sector. *Prague Economic Papers*. 2008, Vol. 17, No. 4, pp. 319-339.
- GALEOTTI, E.; RYŠAVÁ, E. 2009. of FDI in Czech Manufacturing Industries between 2000-2006. Working Papers IES 2009/17, Charles University Prague, Faculty of Social Sciences, Institute of Economic Studies, 2009.
- GERŠL, A.; HEŘMÁNEK, J. 2008. Indicators of Financial System Stability: Towards an Aggregate Financial Stability Indicator? *Prague Economic Papers*. 2008, Vol. 17, No. 2, pp. 127-142.
- GERŠL, A. 2008. , Export Performance, and Financing of the Czech Corporate Sector: The Effects of Foreign Direct Investment. *Czech Journal of Economics and Finance (Finance a uver)*. 2008, Vol. 58, No. 5-6, pp. 232-247.
- GREENE, W. H. 2002. *Econometric Analysis*. Fifth Edition. *Pearson Education*. New Jersey, 2002.
- GREGOROVÁ, L. 2008. Byrokratická bariéra kvality regulace. *Politická ekonomie*. 2008, Vol. 56, No. 2, pp. 196-228.
- GRISWOLD, D. 2005. A Package Deal: U.S. Manufacturing Imports and Output Rise and Fall Together. *Free Trade Bulletin, Center for trade policy studies* [on-line]. 17/2005 [cit. 17.8.2009]. Dostupný na http://www.freetrade.org/pubs/FTBs/FTB-017.html#_edn1.
- GUNDEL, S. 2008. Declining German export prices due to increased competition from newly industrializing countries – evidence from Germany and the CEES. *Prague Economic Papers*, 2008, Vol. 16, No. 1, pp. 3-22.
- HÁJEK, M. 2008. Ekonomický růst v České republice a nových členských zemích Evropské Unie v období 1995 – 2006. *Politická ekonomie*. 2008, Vol. 56, No. 4, pp. 435–448.
- HERRMANN, S.; JOCHEM, A. 2005. Trade balances of the central and east European EU member states and the role of foreign direct investment. *Deutsche Bundesbank, Discussion Paper Series 1: Economic Studies*. 2005, No. 41.
- JAKAB, Z. M.; KOVÁCS, M. A.; OSZLAY, A. 2000. How Far Has Trade Integration Advanced? An Analysis of Actual and Potential Trade of Three Central and Eastern Europe Countries. National Bank of Hungary Working Paper. 2000, No. 1.
- JANDA, K. 2002. Model konkurenčního úvěrového trhu v podmínkách nedokonalých informací. *Politická ekonomie*. 2002, Vol. 50, No. 4, pp. 551–566.

- JANDA, K. 2003. Credit Guarantees in a Credit Market with Adverse Selection. *Prague Economic Papers*. 2003, Vol. 12, No. 4, pp. 331-349.
- JANDA, K. 2005. The Comparison of Credit Subsidies and Guarantees in Transition and Post-Transition Economies. *Ekonomický časopis*. 2005, Vol. 53, No. 4, pp. 383-398.
- JANDA, K. 2006. Analysis of the Budgetary Costs of the Supporting and Guarantee Agricultural and Forestry Fund. *Czech Journal of Economics and Finance*. 2006, Vol 56, No. 9-10, pp. 416-434.
- JANDA, K. 2007. Optimal Debt Contracts in Emerging Markets with Multiple Investors. *Prague Economic Papers*. 2007, Vol. 16, No. 24, pp. 115-129.
- JANDA, K. 2008a. Státní podpora českých vývozních úvěrů. *Český finanční a účetní časopis*. 2008, roč. 3, č. 1, s. 62-75.
- JANDA, K. 2008b. *Teorie a praxe státních úvěrových podpor*. Karolinum. 2008.
- JANDA, K. 2009. Bankruptcies with Soft Budget Constraint. *Manchester School*. 2009, Vol. 77, No. 4, pp. 430-460.
- JANDA, K. 2010. Public Support of Commercial Credit Provision. *Journal of Institutional and Theoretical Economics*. 2010, v tisku.
- JANDA, K.; Čajka, M. 2006. Podpora zemědělského úvěru na Slovensku a v České republice. *Ekonomický časopis*. 2006, Vol. 54, No. 2, pp. 139-153.
- JANDA, K.; MICHALÍKOVÁ, E.; POTÁČELOVÁ, V. 2009. Vyláčí se podporovat exportní úvěry? Working Papers IES 2009/30, Charles University Prague, Faculty of Social Sciences, Institute of Economic Studies, 2009.
- JUDSON, R. A.; OWEN, A. L. 1996. Estimating Dynamic Panel Data Models: A Practical Guide for Macroeconomists. *Board of Governors of the Federal Reserve System, Finance and Economics Discussion Series*. 1997, No. 3.
- LEVIN, A.; LIN, C.; CHU, C. J. 2002. Panel Unit Root Tests: Asymptotic and Finite Sample Properties. *Journal of Econometrics*. 2002, Vol. 108, No. 1, pp. 1-24.
- MÁLEK, J.; RADOVÁ, J.; ŠTĚRBA, F. 2007. Konstrukce výnosové křivky pomocí vládních dluhopisů v České republice. *Politická ekonomie*. 2007, Vol. 55, No. 6, pp. 792-808.
- MANDEL, M.; TOMŠÍK, V. 2008. Relativní verze teorie parity kupní síly: Problémy empirické verifikace. *Politická ekonomie*. 2008, Vol. 56, No. 6, pp. 723- 738.
- MARTINCUS, C. V.; CARBALLO J. 2008. Is export promotion effective in developing countries? Firm-level evidence on the intensive and the extensive margins of exports. *Journal of International Economics*. 2008, Vol. 76, No. 1, pp. 89-106.
- MOSE R, C.; NESTMANN, T.; WEDOW, M. 2008. Political Risk and Export Promotion: Evidence from Germany. *The World Economy*. 2008, Vol. 31, No. 6, s. 781-803.
- NICKELL, S. 1981. Biases in Dynamic Models with Fixed Effects. *Econometrica*. 1981, Vol. 49, No. 6, pp. 1417-1426.
- O'BRIEN, M. 2007. A caution regarding rules of thumb for variance inflation factors. *Quantity and Quality*. 2007, Vol. 41, No. 5, pp. 673-690.
- POROJAN, A. 2001. Trade Flows and Spatial Effects: The Gravity Model Revisited. *Open Economies Review*. 2001, Vol. 12, No. 3, pp. 265-280.
- POTÁČELOVÁ, V. 2009. Analýza úvěrové podpory poskytované ČEB. Diplomová práce, VŠE, Praha, 2009.
- PÖYHÖNEN, P. 1963. A Tentative Model for the Volume of Trade between Countries. *Weltwirtschaftliches Archiv*. 1963, Vol. 90, No. 1, pp. 93-99.
- ROUSSEEUW, P. J.; LEROY, A. M. 1987. *Robust Regression and Outlier Detection*. New York, J. Wiley.
- SKUHROVEC, J. 2010. Analysis of LWS Empirical Properties Using Bootstrap Methods. Diplomová práce, FJFI ČVUT, Praha, 2010.

- 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.
- TINBERGEN, J. 1962. *Shaping the World Economy: Suggestions for an International Economic Policy*. New York: The Twentieth Century Fund. 1962.
- TLAPA, M. aj. 2005. *Exportní strategie České republiky pro období 2006 – 2010*. Praha, Ministerstvo průmyslu a obchodu, 2005.
- TRUNEČEK, J. 2009. K problematice konkurenceschopnosti českých podniků v prostředí turbulence. *Politická ekonomie*. 2009, Vol. 57, No. 4, pp. 435-450.
- WOOLDRIDGE, J. M. 2003. *Introductory Econometrics: A Modern Approach*. 2nd Edition. Mason, Ohio: South-Western – Thomson Learning.
- WORLD BANK. 2008. World development indicators. Washington 2007.
- WTO. 2008. *Agreement on subsidies and Countervailing measures*. Ženeva, WTO [on-line]. 2008 revision [cit. 12.12.2008]. Dostupný na http://www.wto.org/english/docs_e/legal_e/24-scm_01_e.htm.
- Zákon 58/1995 o pojišťování a financování exportu se státní podporou
- ZEMPLINEROVÁ, A. 2008. Státní podpora podniků a konkurenceschopnost odvětví. *Politická ekonomie*. 2008, Vol. 56, No. 2, pp. 182–194.
- ZIA, B. H. 2008. Export incentives, financial constraints, and the (mis)allocation of credit: Micro-level evidence from subsidized export loans. *Journal of Financial Economics*. 2008, Vol. 87, No. 2, pp. 498-527.
- ŽÁK, M. 2005. Politické riziko v tranzitivních ekonomikách a v Evropské Unii. *Politická ekonomie*. 2005, Vol. 53, No. 1, pp. 3–30.
- ŽDÁREK, V. 2009. Moderní způsoby produkce a přímé zahraniční investice. *Politická ekonomie*. 2009, Vol. 57, No. 4, pp. 509–543.

Příloha č. 1

Seznam zemí + rozdělení do skupin

Seznam zemí:

Afghanistan, Albania, Algeria, Angola, Antigua and Barbuda, Argentina, Armenia, Australia, Austria, Azerbaijan, Bahamas, Bahrain, Bangladesh, Barbados, Belarus, Belgium, Belize, Benin, Bolivia, Bosnia and Herzegovina, Botswana, Brazil, Brunei Darussalam, Bulgaria, Burkina Faso, Burundi, Cambodia, Cameroon, Canada, Central African Republic, Colombia, Congo, Republic of, Costa Rica, Côte d'Ivoire, Croatia, Cyprus, Denmark, Djibouti, Dominica, Dominican Republic, Ecuador, Egypt, El Salvador, Eritrea, Estonia, Ethiopia, Fiji, Finland, France, Gabon, Gambia, Georgia, Germany, Ghana, Greece, Grenada, Guatemala, Guinea, Guyana, Haiti, Honduras, Hong Kong SAR, Hungary, Chad, Chile, China, Iceland, India, Indonesia, Iran, Ireland, Israel, Italy, Jamaica, Japan, Jordan, Kazakhstan, Kenya, Korea, Kuwait, Kyrgyz Republic, Lao People's Democratic Republic, Latvia, Lebanon, Liberia, Libya, Lithuania, Luxembourg, Macedonia, Former Yugoslav Republic of, Madagascar, Malawi, Malaysia, Maldives, Mali, Malta, Mauritania, Mauritius, Mexico, Moldova, Mongolia, Montenegro, Morocco, Mozambique, Myanmar, Namibia, Nepal, Netherlands, New Zealand, Nicaragua, Niger, Nigeria, Norway, Oman, Pakistan, Panama, Paraguay, Peru, Philippines, Poland, Portugal, Qatar, Romania, Russia, Rwanda, Saudi Arabia, Senegal, Serbia, Seychelles, Sierra Leone, Singapore, Slovak Republic, Slovenia, South Africa, Spain, Sudan, Suriname, Sweden, Switzerland, Syrian Arab Republic, Taiwan Province of China, Tajikistan, Tanzania, Thailand, Togo, Trinidad and Tobago, Tunisia, Turkey, Turkmenistan, Uganda, Ukraine, United Arab Emirates, United Kingdom, United States, Uruguay, Uzbekistan, Venezuela, Vietnam, Yemen, Zambia, Zimbabwe.

Období: 1996–2008

Rozdělení zemí do skupin:

Průmyslové země („Industrial Countries“ dle klasifikace CIA):

Australia, Austria, Belgium, Canada, Denmark, Finland, France, Germany, Greece, Hong Kong SAR, Iceland, Ireland, Israel, Italy, Japan, Korea, Luxembourg, Netherlands, New Zealand, Norway, Portugal, Singapore, Spain, Sweden, Switzerland, Taiwan Province of China, United Kingdom, United States.

Společenství nezávislých států (SNS):

Armenia, Azerbaijan, Belarus, Georgia, Kazakhstan, Kyrgyz Republic, Moldova, Russia, Tajikistan, Turkmenistan, Ukraine, Uzbekistan.

Rozvojové země Evropy:

Albania, Bosnia and Herzegovina, Bulgaria, Croatia, Cyprus, Estonia, Hungary, Latvia, Lithuania, Macedonia, Malta, Montenegro, Poland, Romania, Serbia, Slovak Republic, Slovenia.

Amerika:

Antigua and Barbuda, Argentina, Bahamas, Barbados, Belize, Bolivia, Brazil, Chile, Colombia, Costa Rica, Dominica, Dominican Republic, Ecuador, El Salvador, Grenada, Guatemala, Guyana, Haiti, Honduras, Jamaica, Mexico, Nicaragua, Panama, Paraguay, Peru, Suriname, Trinidad and Tobago, Uruguay, Venezuela.

Asie:

Afghanistan, Bahrain, Bangladesh, Brunei Darussalam, Cambodia, China, India, Indonesia, Iran, Jordan, Kuwait, Lao People's Democratic Republic, Lebanon, Malaysia, Maldives, Mongolia, Myanmar, Nepal, Oman, Pakistan, Philippines, Qatar, Saudi Arabia, Syrian Arab Republic, Thailand, Turkey, United Arab Emirates, Vietnam, Yemen.

Afrika:

Algeria, Angola, Benin, Botswana, Burkina Faso, Burundi, Central African Republic, Cameroon, Chad, Congo, Côte d'Ivoire, Djibouti, Egypt, Eritrea, Ethiopia, Gabon, Gambia, Ghana, Kenya, Liberia, Libya, Madagascar, Malawi, Mali, Mauritania, Mauritius, Morocco, Mozambique, Namibia, Niger, Nigeria, Rwanda, Senegal, Seychelles, Sierra Leone, South Africa, Sudan, Tanzania, Togo, Tunisia, Uganda, Zambia, Zimbabwe.

Příloha č. 2: Korelační matice proměnných použitých v ekonometrickém gravitačním modelu

	Export	Podpora exportu	HDP	vzdálenost	Počet obyvatel	Hrubá tvorba fixního kapitálu	Import pro výrobu	Politické riziko
Politické riziko								1
Import pro výrobu							1	0,132170938
Hrubá tvorba fixního kapitálu						1	0,466766393	-0,090451324
Počet obyvatel					1	0,032294721	0,077092257	0,033969997
Vzdálenost				1	-0,000212602	-0,034723538	-0,097227194	-0,093261758
HDP			1	-0,267252431	0,633508127	0,033928802	0,232504017	0,369156196
Podpora exportu		1	0,299686696	-0,322088079	0,633508127	0,035554768	0,077709193	0,101035911
Export	1	0,378459349	0,779372342	-0,630496941	0,449185674	-0,009038637	0,180228497	0,3064275305

GRAVITY AND FISCAL MODELS OF GOVERNMENT SUPPORT OF EXPORT CREDIT IN THE CZECH REPUBLIC

Karel Janda, IES Faculty of Social Sciences, Charles University, Prague; Faculty of Finance and Accounting, University of Economics, W. Churchilla 4, 130 67 – Prague (karel-janda@seznam.cz);

Eva Michalíková, IES Faculty of Social Sciences, Charles University, Prague; Faculty of Business and Management, Brno University of Technology, Kolejní 2906/4, Brno (michalikova@volny.cz);

Věra Potácelová: Faculty of Finance and Accounting, University of Economics, W. Churchilla 4, Prague (vera.potacelova@seznam.cz).

Abstract

The article deals with the export credit promotion in the Czech Republic. The econometric analysis of the gravity model of Czech trade shows that the credit support provided by specialized government agency, Czech Export Bank, has a positive but statistically weak influence on export. The other determinants of the Czech export in our model are GDP, distance, gross fixed capital formation, and policy risk. The comparison of estimated tax revenues from the supported projects with government subsidies provided to the Czech Export Bank shows that export promotion does not create a financial burden for the government budget. The budgetary costs of export credit support are offset by the tax revenues generated by supported export.

Keywords

Credit, Export, Government Support

JEL Classification

F14, G28, C23