

ANALÝZA VLIVU CENOVÝCH RELACÍ NA OBJEM EXPORTU V ČESKÉ REPUBLICE

Václava PÁNKOVÁ, Vysoká škola ekonomická, Praha

1. Modely exportu

Česká republika je malou otevřenou ekonomikou, v níž saldo zahraničního obchodu je významnou složkou tvorby hrubého domácího produktu. Tento článek si klade za cíl podat základní kvantitativní charakteristiky exportu klíčových komodit do nejvýznamnějších, co do objemu vývozu, oblastí.

Exportní funkce zpravidla vyjadřují závislost množství exportované komodity na zahraniční poptávce a cenách domácích a zahraničních. Pokud nejde o modely vycházející z rovnováhy exportu a importu, typická výchozí formulace je

$$\frac{x}{y} = f \left(\frac{pd}{pz} \right),$$

kde x je exportované množství, y velikost poptávky, pd cena domácí, pz cena zahraniční. Přitom je třeba konkretizovat tvar funkce f a event. rozlišení dle komodit či dle exportních oblastí. Funkční tvar

$$\ln \frac{x}{y} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln \frac{pd}{pz} \quad (1)$$

je dlouhodobě ustálený jako vhodný pro vyjádření potřebných vztahů (viz např. Allen a Hall, 1997). Jeho velkou předností je, mimo jiné, skutečnost, že obsahuje dosti velké množství informace (čtyři ekonomické proměnné) při nutnosti odhadovat pouze dva parametry. Je proto vhodný i v situacích, kdy napozorované časové řady jsou z objektivních důvodů krátké. To bohužel je, a delší dobu ještě bude, případ České republiky. Dále, parametr α_1 má příhodnou interpretaci jako odpovídající relativní pružnost.

V případě dostatečně dlouhých časových řad lze zařadit časově zpožděné proměnné vysvětlující i vysvětlované dle potřeby nebo lze uvážit formulaci typu ECM (error correction model = model s korekcí chyb, viz Banerjee, 1994). Varianta ECM anticipuje existenci kointegračních vztahů mezi zkoumanými ekonomickými proměnnými (viz např. Pánková, 1997). Samotné jejich prozkoumání a testování předpokládá, že jsou k dispozici časové řady takové délky, která v současných podmínkách ČR není reálná.

Data potřebná pro práci s modelem (1) nemusí nutně být dostupná tak, jak by bylo nejvhodnější. Potíže v tomto směru jsou natolik obvyklé, že odborná literatura zpravidla uvádí i dlouhodobě empiricky ověřené možnosti vhodných náhrad. Zahraniční poptávka bývá zpravidla aproximativně vyjádřena hrubým domácím

*) Text vznikl v rámci projektu VaV 302/3/01 Ministerstva životního prostředí a GA ČR 402/01/0161.

produktem země, do níž je exportováno. Zahraniční cenu komodity lze nahradit měnovým kurzem.

Pro potřeby zde uvedené analýzy byla data o cenách získána ve formě cenových indexů ČR a příslušných exportních oblastí. Vypovídají tedy vlastně ne o cenách přímo, ale o jejich změnách. Parametr β_1 by se očekával spíše záporný, protože nárůst veličiny $\ln(pd/pz)$ vznikne nárůstem ceny domácí a/nebo poklesem ceny zahraniční, což jsou obecně faktory pro snížení exportu. Je ale zřejmé, že zvyšování domácí (snížování zahraniční) ceny v praxi ovlivní stav exportu teprve po dosažení určitého „prahu“, na který mají vliv i další faktory. Proto výsledky β_1 jsou možné a ukazují, že takového bodu zlomu dosaženo nebylo.

Souhrnnou analýzu zahraničního obchodu ČR publikoval V. Tomšík (1998). Článek je poněkud jinak zaměřen; zabývá se agregáty nejvyšší úrovně a zohledňuje souvislosti s dalšími makroekonomickými veličinami ČR. Nicméně i zde se prosadila realita v tom smyslu, že parametr u veličiny podíl cen (zahraniční – domácí) nevychází vždy znaménkově jednoznačně (viz tabulka 5 ve zmíněném článku).

2. Metoda odhadu parametrů

Rozbor dat a jejich vzájemných souvislostí měl být proveden jako součást širšího projektu zpracovávaného pro Ministerstvo životního prostředí; odtud také byly dodány údaje, které byly předmětem zájmu objednavatele. Šlo o roční charakteristiky omezené roky 1994 – 2001, tedy o časové řady příliš krátké na korektní a statisticky verifikovatelné odhady separátních jednorovnicových modelů. Za svou profesionální povinnost považuji najít postup, který by eliminoval tento nedostatek. Zvolená metoda, stručně popsána v dalším textu, se zdá být jedním z možných východisek.

Regresní rovnice ve tvaru

$$y_i = X_i \beta_i + u_i, \quad i=1, 2, \dots, m,$$

kde m je počet rovnic, mohou být formulovány tak, že každá vysvětluje jinou endogenní veličinu, obsahuje jiné exogenní proměnné a jiné parametry. Zdánlivě tedy spolu nemají jednotlivé rovnice nic společného. Předpokládá se však, že pro jejich náhodné složky platí

$$E(u_i) = 0, \quad E(u_i u_j') = \delta_{ij} I_m, \quad E(u_{it} u_{jt}) = \delta_{ij}, \quad \text{pro } i, j = 1, 2, \dots, m,$$

přičemž $t = 1, 2, \dots, T$ je počet pozorování. Rovnice jsou tedy propojeny prostřednictvím určitých vlastností svých náhodných složek. Tyto složky interpretačně chápeme tak, že v sobě zahrnují vlivy, které nejsou v rovnici obsaženy explicitně. Děje, které se odehrávají ve shodném ekonomickém prostředí, budou patrně vystaveny působení podobných vlivů. Soustavy regresních rovnic s těmito vlastnostmi jsou známy pod názvem zdánlivě nesouvisející regresní rovnice (seemingly unrelated regression – SUR, viz např. Johnston, DiNardo, 1997)

Předpokládáme dále, že $E(u_{it} u_{jt}) = 0$ pro $t \neq s$. Veškerá informace týkající se korelačních vztahů mezi náhodnými složkami tak může být popsána maticí rozměru $m \times m$, která na místě ij má prvek δ_{ij} . Je možné uvažovat, že každá rovnice může mít jiný počet vysvětlujících proměnných a tudíž i parametrů. Počet parametrů v i -té rovnici označme k_i a

$$\begin{matrix} & m \\ & k_i \\ i & 1 \end{matrix} k .$$

Celou soustavu rovnic můžeme popsat vztahem

$$\begin{array}{ccccccc} y_1 & X_1 & 0 & \dots & 0 & u_1 \\ y_2 & 0 & X_2 & \dots & 0 & u_2 \\ \vdots & \vdots & \vdots & & \vdots & \vdots \\ y_m & 0 & 0 & \dots & X_m & u_m \end{array}$$

nebo kompaktněji jako

$$y = X + u, \quad (2)$$

když y je vektor délky Tm , X je matice rozměru $Tm \times k$ a u je vektor délky k . Vektor u o délce Tm má kovarianční matici

$$V = E(uu') = \begin{pmatrix} E(u_1u_1) & E(u_1u_2) & \dots & E(u_1u_m) \\ E(u_2u_1) & E(u_2u_2) & \dots & E(u_2u_m) \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ E(u_mu_1) & E(u_mu_2) & \dots & E(u_mu_m) \end{pmatrix}$$

rozměru $Tm \times Tm$, přičemž $m \times m$ je kovarianční maticí náhodných složek soustavy rovnic. Nahrazení náhodných složek rezidui z odhadu parametrů rovnic pak umožňuje vytvořit odhad matice V a použít jej pro výpočty pomocí zobecněné metody nejmenších čtverců (ZMNC) tak, jak je shrnuto níže.

Parametry modelu (2) odhadujeme pomocí ZMNC (viz např. Hušek, 1999). V případě, že předpokládané vztahy mezi náhodnými složkami existují, tedy není-li $\rho_{ij} = 0$ při $i \neq j$, budou odhady parametrů vydatnější než při použití metody nejmenších čtverců na každou rovnici zvlášť. Těto výhody je možné využít při analýze některých ekonomických dějů v situaci, kdy potřebná data jsou k dispozici pouze v nepříliš velkém rozsahu a odhad parametrů každé rovnice zvlášť pomocí metody nejmenších čtverců by z hlediska statistických vlastností nebyl příliš vhodný.

Pro konkrétní provedení je třeba odvodit analytický tvar estimátoru pro parametr β . Zatímco metoda nejmenších čtverců (MNC) vychází z předpokladu, že kovarianční matice vektoru náhodných složek má tvar $\sigma^2 I$, ZMNC pracuje s volnějším předpokladem o kovarianční matici obecnějšího tvaru $\sigma^2 V$ (může být i $\sigma^2 = 1$). S využitím maticové algebry lze ukázat, že V symetrickou a pozitivně definitní lze psát jako $V = (P'P)^{-1}$, přičemž matici P pak použijeme pro transformaci modelu

$$y = X + u$$

na tvar

$$Py = PX + Pu \quad (3)$$

Pro kovarianční matici náhodné složky takto upraveného modelu platí

$$\text{Cov}(Pu) = E(Pu(Pu)') = E(Puu'P') = PE(uu')P' = P'VP = P'PVP = P'(P'P)^{-1}P' = I,$$

čímž se vracíme k možnosti použít MNC, ovšem již pro model (3).

Za těchto okolností modifikujeme vzorce pro MNC odpovídajícím způsobem.

Pro MNČ je (viz např. Dougherty, 1992)

$$(X'X)^{-1}X'y,$$

proto pro ZMNČ

$$\tilde{y} = PY - PX^{-1}PX'y = X'P^{-1}X'PY = X'V^{-1}X^{-1}X'V^{-1}y$$

Parametry odhadnuté MNČ mají kovarianční matici

$$\text{Cov}(\hat{\beta}) = \sigma_u^2(X'X)^{-1},$$

kde σ_u^2 je rozptyl náhodné složky modelu. Dosazením z výrazu (3) odvodíme

$$\text{Cov}(\tilde{\beta}) = \sigma_u^2 PX^{-1}PX^{-1} = \sigma_u^2 X'P^{-1}X^{-1} = \sigma_u^2 X'V^{-1}X^{-1},$$

když σ_u^2 získáme odhadem analogicky k MNČ, kde

$$\sigma_u^2 = \frac{(y - X\hat{\beta})(y - X\hat{\beta})'}{n - k}$$

Pro ZMNČ tedy

$$\sigma_u^2 = \frac{PY - PX\tilde{\beta} \quad PY - PX\tilde{\beta}}{n - k} = \frac{P(y - X\tilde{\beta}) \quad P(y - X\tilde{\beta})}{n - k} = \frac{y - X\tilde{\beta} \quad P \quad P \quad y - X\tilde{\beta}}{n - k} = \frac{y - X\tilde{\beta} \quad V^{-1} \quad y - X\tilde{\beta}}{n - k}$$

3. Výsledky pro vybrané komodity a oblasti

U exportních rovnic je možné tvořit odpovídající soustavy zdánlivě nesouvisejících rovnic podle dvou hledisek:

a) jedna komodita exportovaná do různých oblastí. Náhodné složky souvisejí díky shodnému ekonomickému prostředí při výrobě;

b) všechny komodity exportované do téže oblasti. Souvislost je dána ekonomickým prostředím dovozce.

Oba případy budou realizovány. Nabízí se pochopitelně i celkové shrnutí přes oba ukazatele. Rozměry příslušných matic by pak ale nabyly značného rozsahu a je otázkou, zda by různé zaokrouhlovací chyby nepřevážily nad očekávaným zvýšením vydatnosti odhadů.

Cenový index pro ČR byl získán ve formě indexu spotřebitelských cen (CPI) a indexu cen výrobců (PPI). Pro strojírenství, obchodovatelné zboží a zemědělskou výrobu je pracováno s ukazatelem PPI, příjmy z turistického ruchu jsou poměřovány vůči CPI. Veličina x je přepočítána na reálné ceny, rovněž tak y , kde navíc dochá-

zí k přepočtu příslušné měny na české koruny. V konečném efektu jsou tak veličiny x/y , pd/pz bezrozměrné.

Ad a) Jednotlivé komodity byly vybrány s ohledem na potřeby projektu VaV. Jsou to

- stroje a zařízení,
- obchodovatelné zboží,
- zemědělské produkty,
- příjmy z cestovního ruchu.

Aplikací postupu popsaného v kapitole 2 byly nalezeny následující výsledky:

Stroje a zařízení

	Německo	USA	Polsko	Slovensko
MNČ	5,502	3,359	-2,096	-6,120
standardní chyba (R^2)	0,281 (,98)	0,531 (,91)	0,233 (,95)	0,558 (,96)
SUR	5,577	3,029	-2,203	-5,860
standardní chyba	0,256	0,369	0,220	0,387

Obchodovatelné zboží

	Německo	USA	Polsko	Slovensko
MNČ	2,615	-0,833	-1,072	-3,932
standardní chyba (R^2)	0,381 (,92)	0,443 (,47)	0,178 (,90)	0,510 (,93)
SUR	2,518	-0,834	-1,142	-3,979
standardní chyba	0,304	0,403	0,137	0,471

Zemědělské produkty

	Německo	USA	Polsko	Slovensko
MNČ	0,085	-5,390	-0,494	-3,174
standardní chyba (R^2)	1,866 (,0005)	2,658 (,50)	0,749 (,10)	2,547 (,28)
SUR	-0,217	-5,729	-0,406	-3,096
standardní chyba	0,262	1,011	0,060	0,226

Cestovní ruch

	Německo	USA	Polsko	Slovensko
MNČ	-1,628	-3,756	1,372	-0,680
standardní chyba (R^2)	0,734 (,55)	1,045 (,76)	0,948 (,34)	2,795 (,01)
SUR	-1,030	-2,865	0,592	-1,396
standardní chyba	0,463	0,687	0,507	1,345

Ad b) Jako významné oblasti pro vývoz z ČR byly (rovněž projektem VaV) zadány státy

- Německo,

- USA,
- Polsko,
- Slovensko.

Provedené výpočty přinesly následující výsledky:

Německo

	stroje a zařízení	obchodovatelné zboží	zemědělské produkty	cestovní ruch
MNČ	5,502	2,615	0,085	-1,628
standardní chyba (R^2)	0,281 (,98)	0,381 (,92)	1,866 (,0005)	0,734 (,55)
SUR	5,544	2,649	0,133	-1,785
standardní chyba	0,271	0,375	1,857	0,698

USA

	stroje a zařízení	obchodovatelné zboží	zemědělské produkty	cestovní ruch
MNČ	3,359	-0,833	-5,390	-3,756
standardní chyba (R^2)	0,531 (,91)	0,443 (,47)	2,658 (,50)	1,045 (,76)
SUR	3,852	-0,946	-0,000002	-3,734
standardní chyba	0,542	0,507	0,000004	1,199

Polsko

	stroje a zařízení	obchodovatelné zboží	zemědělské produkty	cestovní ruch
MNČ	-2,096	-1,072	-0,494	1,372
standardní chyba (R^2)	0,233 (,95)	0,178 (,90)	0,749 (,10)	0,948 (,34)
SUR	-2,256	-1,173	-0,405	2,294
standardní chyba	0,201	0,163	0,775	0,656

Slovensko

	stroje a zařízení	obchodovatelné zboží	zemědělské produkty	cestovní ruch
MNČ	-6,120	-3,932	-3,174	-0,680
standardní chyba (R^2)	0,558 (,96)	0,510 (,93)	2,547 (,28)	2,795 (,01)
SUR	-6,074	-4,187	-4,989	0,042
standardní chyba	0,554	0,442	1,806	1,838

V každé tabulce jsou shrnuty dvoje výstupy, přitom část SUR představuje výsledky provedené analýzy. Použití MNČ bylo nutné pro vytvoření matice V (viz kapitola 2) a dílčí charakteristiky, zatížené faktem datového souboru velmi malého rozsahu, jsou zde uvedeny jen jako ilustrace. Ukázalo se, že použití přístupu založeného na metodě SUR vede k lehké modifikaci výsledných odhadů parametrů, zpravidla při zachování jejich znaménka, a současně ke snížení odpovídající standardní chyby odhadu. Výsledky jsou tedy ve shodě s předpokládaným přínosem

použití metody SUR oproti odhadům pomocí MNČ aplikované na každý případ zvlášť. Jediná výjimka, kdy toto zjištění neplatí, je v případě sledování exportu do USA. Tam dochází k viditelnému zkolabování výsledků pro export zemědělských výrobků a současně ke zvýšení ukazatelů standardních chyb ostatních parametrů. Důvodem bude patrně skutečnost, že z hlediska příjemce našeho vývozu je americká ekonomika natolik rozsáhlá, že množství příslušných komodit k ukazateli hrubého domácího produktu dovozce se jeví jako zanedbatelné.

Znaménka odhadnutých parametrů pro vývozní komodity ukazují, že z hlediska vývoje vztahů mezi domácími a zahraničními cenami a měnového kurzu reaguje Slovensko a Polsko (záporné hodnoty parametrů) na nárůst českých, resp. pokles svých vlastních, cen tak, jak odpovídá základní logice zmíněné v kapitole 1. Kladné hodnoty u Německa dokládají, že případné změny v cenách ještě nedosáhly stavu, kdy se tento dovoz stane pro Německo nevýhodným.

Jinak je tomu v případě cestovního ruchu. Citlivost jednotlivců na změny ve finanční výhodnosti se projevuje bezprostředně. Opačně je tomu pouze u Polska, pro které ale může být ČR tranzitní zemí při cestách do jižní Evropy.

Výsledky neodporují základnímu faktu, že ekonomické subjekty se zpravidla chovají racionálně. Jednotlivci, kteří na rozdíl od firem nejsou svázáni žádnými dlouhodobými smlouvami, mohou samozřejmě reagovat pružněji.

Literatura

Allen, C., Hall, S.: *Macroeconomic Modelling in a Changing World*. Chichester, John Wiley & Sons 1997.

Banerjee, A., Dolado, J., Galbraith, J. W., Hendry, D. F.: *Co-integration, Error-correction, and the Econometric Analysis of Non-stationary Data*. Oxford, Oxford Univ. Press 1994.

Dougherty, C.: *Introduction to Econometrics*. Oxford, Oxford Univ. Press 1992.

Hušek, R.: *Ekonometrická analýza*. Praha, Ekopress 1999.

Johnston, J., DiNardo, J.: *Econometric Methods*. New York, McGraw-Hill 1997.

Pánková, V.: Modelování dynamických procesů - problém dat. *Politická ekonomie*, 1997, č. 4, s. 592-602.

SORITEC - softwareový produkt, Sorites Group U.S.A., 1993.

Tomšík, V.: Regresní analýza funkcí zahraničního obchodu. *Finance a úvěr*, 2001, č. 3, s. 46-58.

PRICE RELATIONS ANALYSIS OF EXPORT IN THE CZECH REPUBLIC

Václava PÁNKOVÁ, University of Economics, 4, W. Churchill Sq., CZ – 130 67 Prague 3 (e-mail: Pankova@vse.cz).

Abstract:

A common export equation is used to describe the Czech export of machinery, tradable goods, agricultural and food products, and income from the tourist industry. Four important export regions are distinguished: Slovakia, Poland, Germany and USA. The problem of small data sample, which is a characteristic one for most time series of the Czech economy, is solved here by using the seemingly unrelated regression.

The results confirm the theoretical expectation of more efficient estimates in comparison with the OLS variant. The basic characteristics of export are given with regard to the commodities and to the regions in question.

Keywords: econometric models and methods, export equations, seemingly unrelated regression

JEL Classification: C51