

DT: 339.5(437);519.2;519.86

klíčová slova: elasticita dovozu – elasticita vývozu – obchodní bilance – monetární přístup k platební bilanci – keynesiánský (důchodový) přístup k platební bilanci – kointegrační analýza

Kointegrační analýza funkcí zahraničního obchodu ČR v letech 1993–98

Vladimír TOMŠÍK*

1. Úvod

Při modelování vícerozměrných ekonomických časových řad je nutné mezi řadami rozlišovat krátkodobé a dlouhodobé vztahy. Krátkodobé vztahy mezi časovými řadami existují pouze v relativně krátkém období a po čase mizí. Naproti tomu dlouhodobé vztahy trvají dlouhodobě a s postupujícím časem nemizí. Dlouhodobé vztahy pak přímo souvisejí s problematikou nastolení a udržení rovnovážného stavu (ekvilibria), což chápeme jako stav, k němuž je systém neustále přitahován. Hospodářská politika se svými kroky sice snaží o nastolení rovnovážného stavu, většinou však dosažení tohoto stavu trvá jen krátce a hospodářskopolitická zpoždění vyvolají „přestřelení“ tohoto stavu (systém tak rovnovážnými stavy pouze „prochází“). Navíc každý ekonomický systém je neustále vystaven šokům, které také vedou k vybočení ze stavu rovnováhy. Ekonomický systém je pak v rovnovážném stavu vždy pouze dočasně. Nicméně může být ve stavu, který k rovnovážnému stavu v čase konverguje.

Při analýze vztahů ekonomických časových řad většinou vycházíme z testování hypotézy, která vyplývá z teoretického modelu. Pokud odklon směru vývoje časových řad od teoretického modelu je pouze krátkodobý, časem se vytrácí a existuje mez, za kterou jít nemůže, jsou časové řady v rovnovážném stavu. Ekonometrické vyjádření tohoto stavu se nazývá kointegrace časových řad. Jestliže zde tato mez není, potom nelze říci, že časové řady jsou v rovnovážném stavu, tedy časové řady kointegrované nejsou. V naší empirické verifikaci modelů nás budou zajímat pouze časové řady kointegrované, protože pouze u nich lze analyzovat charakter vzájemné závislosti. Nekointegrované časové řady neobsahují žádný společný prvek a jejich zkoumání je bezpředmětné, neboť se dlouhodobě vyvíjejí nezávisle na sobě. Podrobněji se s analýzou kointegrace časových řad lze seznámit v (Granger – Newbold, 1970), (Box – Jenkins, 1970), (Hamilton, 1994), (Arlt, 1997).

V (Tomšík, 2001) prezentovaná analýza dovozní a vývozní funkce byla provedena metodou regresní analýzy diferencovaných (stacionarizovaných) časových řad. Takto provedená regresní analýza sice umožnila zkoumat zá-

* NEWTON Holding, a.s., Praha; katedra hospodářské politiky VŠE Praha
(e-mail: Vladimír.Tomsik@newton.cz)

Článek vznikl v rámci projektu GAČR 402/99/0501. Navazuje na příspěvek (Tomšík, 2001).

vislosti vysvětlovaných proměnných na zvolených vysvětlujících faktorech, ale neumožnila zkoumat dlouhodobé vlastnosti daných časových řad. K tomuto výzkumu je nutné použít kointegrační analýzu modelů a modely *Error Correction*; výsledky z tohoto výzkumu jsou prezentovány v této stati.

2. Testy jednotkového kořene

Před zahájením ekonometrické analýzy jsme zkoumali přítomnost jednotkového kořene ve všech časových řadách námi již dříve testovaných modelů dovozní a vývozní funkce. Nejpoužívanějším testem přítomnosti jednotkového kořene v časových řadách je Dickeyho-Fullerův test (resp. rozšířený Dickeyho-Fullerův test). Rozšířený Dickeyho-Fullerův test (ADF-test) je založen na regresní analýze první diference časové řady v závislosti na zpožděných hodnotách úrovně časové řady, zpožděných diferencích časové řady, konstantě a trendu časové řady. Příkladem může být model se dvěma zpožděnými diferencemi:

$$\Delta y_t = \gamma_1 y_{t-1} + \gamma_2 \Delta y_{t-1} + \gamma_3 \Delta y_{t-2} + \gamma_4 + \gamma_5 t$$

Výsledky ADF-testu jsou založeny na hodnotě t -statistiky regresního koeficientu u regresoru zpožděné úrovně řady. ADF-testy testují nulovou hypotézu přítomnosti jednotkového kořene, tj. nestacionarity časové řady, ve vztahu:

$$y_t = \mu + \rho y_{t-1} + \varepsilon_t$$

Výsledky testů stacionarity dovozní¹ a vývozní funkce² podle upraveného Dickeyho-Fullerova testu shrnují *tabulky 1* a *2*. Pro naše potřeby by měly být všechny časové řady integrovány stupněm jedna.

Výsledkem testů hypotézy přítomnosti jednotkového kořene u analýz dovozních a vývozních funkcí I a II je zjištění, že všechny časové řady s výjimkou míry nezaměstnanosti jsou skutečně integrovány stupněm jedna, a jsou tedy stacionární v prvních diferencích. Míra nezaměstnanosti je integrována stupněm dva. Časové řady průmyslová výroba v SRN a počet pracovních dnů jsou podle ADF-testu integrovány již stupněm nula.

V další části analýzy předpokládáme, že všechny řady mají charakter I(1) – časovou řadu míry nezaměstnanosti pro zjednodušení z analýzy vývozní

¹ V dovozní funkci I uvažujeme následující vysvětlující proměnné: hrubý domácí produkt, poměr indexu spotřebitelských cen a indexu cen dovozu, reálnou peněžní zásobu deflovanou CPI, příliv přímých zahraničních investic a počet pracovních dnů. Dummy proměnné, které v regresní analýze dovozní i vývozní funkce zastupovaly kurzový šok v podobě rozšíření fluktučního pásma kurzu koruny v únoru 1996 a měnovou krizi v květnu 1997, nebudeme při kointegrační analýze dovozu a vývozu uvažovat. U dovozní funkce II bereme v úvahu pouze proměnné hrubý domácí produkt, poměr indexu cen průmyslových výrobců a indexu cen dovozu a reálná peněžní zásoba deflovaná PPI.

² Ve vývozní funkci I uvažujeme následující vysvětlující proměnné: hrubý domácí produkt v SRN, poměr indexu spotřebitelských cen v SRN a indexu vývozních cen, měnový kurz, nerovnováha na domácím peněžním trhu, vývoj nezaměstnanosti a počet pracovních dnů. U vývozní funkce II bereme v úvahu pouze průmyslovou výrobu v SRN, poměr indexu cen průmyslových výrobců v SRN a indexu cen vývozu a měnový kurz.

TABULKA 1 Testy jednotkového kořene časových řad dovozní funkce I a II

proměnná	úroveň		první diference	
	formát	t-statistika	formát	t-statistika
<i>dovozní funkce I</i>				
IMP	C, T, 3	-0,7772	C, 2	-6,6954 ^{Z1}
HDP	C, T, 3	-1,6279	C, 2	-6,8757 ^{Z1}
CPI/P _{import}	C, T, 5	-2,7754	C, 2	-7,8379 ^{Z1}
M2/CPI	C, T, 3	-1,5438	C, 3	-3,4899 ^{Z5}
FDI	C, T, 4	-2,2812	C, 2	-6,5967 ^{Z1}
DNY	C, 2	-4,6213 ^{Z1}	C, 1	-17,3983 ^{Z1}
<i>dovozní funkce II</i>				
PPI/P _{import}	C, T, 2	-2,7937	C, 2	-6,0577 ^{Z1}
M2/PPI	C, T, 2	-1,3509	C, 3	-3,1278 ^{Z5}

poznámky: – Výsledky testu stacionarity pro veličiny IMP a HDP u dovozní funkce II jsou stejné jako u dovozní funkce I; proto je v tabulce uvádíme jen jednou u funkce I.

– C – konstanta, T – trend, číslo – počet zpoždění, ^{Z1} – jednotkový kořen zamítnut na hladině 1 %, ^{Z5} – jednotkový kořen zamítnut na hladině 5 %; volba o zamítnutí nulové hypotézy přítomnosti jednotkového kořene provedena na základě MacKinnonových kritických hodnot.

TABULKA 2 Testy jednotkového kořene časových řad vývozní funkce I a II

proměnná	úroveň		první diference	
	formát	t-statistika	formát	t-statistika
<i>vývozní funkce I</i>				
EXP	C, T, 2	-1,9692	C, 2	-4,8387 ^{Z1}
HDP _{SRN}	C, T, 3	-1,0084	C, 2	-6,9678 ^{Z1}
CPI _{SRN} /P _{export}	C, T, 2	-2,3483	C, 2	-6,9855 ^{Z1}
ER	C, T, 1	-2,4481	C, 2	-4,8503 ^{Z1}
M2/CPI – k*Y	C, 3	-1,8660	C, 2	-5,3255 ^{Z1}
NEZ	C, T, 2	0,4950	C, 2	-1,2367 ^a
DNY	C, 2	-4,6213 ^{Z1}	C, 1	-17,3983 ^{Z1}
<i>vývozní funkce II</i>				
Prům _{SRN}	C, T, 2	-4,7477 ^{Z1}	C, 2	-9,0732 ^{Z1}
PPI _{SRN} /P _{export}	C, T, 3	-2,1450	C, 3	-5,1730 ^{Z1}

vysvětlivky: ^a Jednotkový kořen zamítnut až ve druhé diferenci časové řady (formát řady druhé diference: C, 2); zamítnutí provedeno na 1% hladině významnosti.

poznámky: – Výsledky testu stacionarity pro veličiny EXP a ER u vývozní funkce II jsou stejné jako u vývozní funkce I; proto je v tabulce uvádíme jen jednou u funkce I.

– C – konstanta, T – trend, číslo – počet zpoždění, ^{Z1} – jednotkový kořen zamítnut na hladině 1 %; volba o zamítnutí nulové hypotézy přítomnosti jednotkového kořene provedena na základě MacKinnonových kritických hodnot.

funkce vyloučíme –, a můžeme pak postupovat kointegrační analýzou, která umožňuje zachytit dlouhodobé vztahy i krátkodobou dynamiku proměnných.

3. Kointegrační analýza, model *Error Correction* a testy kointegrace

Engleova-Grangerova metoda (Engle – Granger, 1987) představuje nejjednodušší způsob kointegrační analýzy. Tato analýza spočívá ve dvou-
stupňovém odhadu parametrů modelů obsahujících kointegrované pro-

měnné. V prvním stupni se odhadne kointegrační vektor a ve druhém stupni jsou rezidua statické regrese z prvního stupně použita v modelu *Error Correction* (EC-model). EC-model se může stát základem pro zjištění, zda časové řady jsou kointegrované. Kdyby řady kointegrované nebyly, potom by parametr u členu EC (reziduí statické regrese) byl nulový; kdyby řady kointegrované byly, byl by tento parametr záporný.

Další metodou kointegrační analýzy je Johansenova metoda (Johansen, 1991). Výhodou Johansenova přístupu proti Engleově-Grangerově metodě je to, že kromě testu kointegrace umožňuje také explicitně řešit potenciální existenci více kointegračních vektorů. Johansenova metoda je založena na autoregresním vektoru (*Vector Autoregression VAR*), což umožňuje ignorovat otázku endogennosti proměnných při testování dlouhodobého vztahu.³

Prvním krokem v Johansenově metodě je stanovení počtu zpoždění v autoregresním vektoru, přičemž vzhledem k riziku nadměrné parametrizace je vhodné volit poměrně nízký řád VAR-modelu (tato volba probíhá na základě dvou kritérií – *Schwarz Bayesian Criterion* (SBC) a *Akaike Info Criterion* (AIC)). Dále je nutné zvolit formu autoregresního vektoru. Většinou se volí forma zahrnující konstantu bez trendu (*restricted intercept, no trends*), i když jednotlivé proměnné sice mají trend, ale pohybují se společně a není logické předpokládat, že by v kointegračním vztahu trend vznikal. Nakonec je nutné kointegrační vektor normalizovat.

Vzhledem k výše uvedeným výhodám Johansenovy metody kointegrační analýzy jsme se rozhodli s ní pracovat i v našem výzkumu dovozní a vývozní funkce.

3.1 Kointegrační analýza dovozu⁴

3.1.1 Rovnice dovozní funkce I

$$IMP = \beta_0 + \beta_1 HDP + \beta_2 (CPI/P_{import}) + \beta_3 (M2/CPI) + \beta_4 FDI + \beta_5 DNY$$

Prvním krokem bylo určení počtu zpoždění ve VAR-modelu. Jak již bylo uvedeno, vzhledem k riziku nadměrné parametrizace je vhodné volit poměrně nízký řád VAR-modelu. AIC- a SBC-kritéria nám nakonec doporučila zvolit zpoždění s periodou 2 a 3. Pro potvrzení správnosti specifikace VAR-modelu jsme ještě otestovali sériovou korelaci, normalitu a heteroskedasticitu; výsledky zde však z důvodu rozsahu stati neuvádíme. Zvolená forma kointegračního vektoru zahrnovala konstantu bez trendu. V závěru

³ V Engleově-Grangerově metodě se uvažují jen jednorovnicové modely, tj. předpokládá se, že jedna nebo více časových řad má exogenní charakter. V mnoha praktických situacích však nevíme, která z řad je exogenní a která endogenní; proto s jednorovnicovými modely nelze vystačit. Potom je vhodné vycházet z modelu VAR; v jeho rámci lze konstruovat EC-modely. Tento postup tak do jisté míry řeší problém simultanity.

⁴ Jeden z oponentů autorovi navrhl k zvážení, zda je opodstatněné do dlouhodobých kointegračních rovnic zařazovat peněžní zásobu, když její význam spočívá v zastupování krátkodobé nerovnováhy na peněžním trhu. Autor se však domnívá, že tento výzkum se pokouší nejen kvantifikovat dlouhodobé vlivy působící na zahraniční obchod České republiky, ale pokouší se i odpovědět na otázku platnosti keynesiánských a monetárních vyrovnávacích procesů platební bilance v dlouhém období; a zde vysvětlující proměnná peněžní zásoba hraje klíčovou a nezastupitelnou úlohu.

TABULKA 3 *t*-statistiky koeficientů modelu *Error Correction* dovozní funkce I

proměnná	konstanta	ΔHDP_{-2}	ΔHDP_{-3}	$\Delta(CPI/P_{import})_{-2}$	$\Delta(CPI/P_{import})_{-3}$	$\Delta(M2/CPI)_{-2}$	$\Delta(M2/CPI)_{-3}$
<i>t</i> -statistika	-0,04	-1,22	1,64	-1,81	0,39	-0,26	3,36
proměnná	ΔFDI_{-2}	ΔFDI_{-3}	ΔDNY_{-2}	ΔDNY_{-3}	ΔIMP_{-2}	ΔIMP_{-3}	<i>ECM</i>
<i>t</i> -statistika	-0,30	-0,53	2,00	1,91	-0,61	2,23	-6,33

jsme kointegrační vektor normalizovali, čímž jsme získali kointegrační rovnici celkového dovozu do České republiky v letech 1993–1998.

Kointegrační rovnice dovozní funkce I (v závorkách jsou uvedeny *t*-statistiky):

$$IMP = -3,12 + 0,24HDP + 2,32(CPI/P_{import}) + 1,06(M2/CPI) + 0,00FDI - 0,46DNY$$

(1,00) (3,45) (2,02) (0,08) (-6,37)

$$R^2 = 0,798, \text{ upravené } R^2 = 0,738$$

Testy reziduálů (Breuschův-Godfreyův LM-test autokorelace a Arch LM-test) udávají nízké hodnoty *F*-statistiky, a tudíž vysoké *P*-hodnoty odmítají hypotézu existence autokorelace a heteroskedasticity.

U koeficientů hlavních zkoumaných proměnných (důchodu, poměru růstu domácích a dovozních cen a reálné peněžní zásoby) vyšla znaménka vyjadřující závislosti vysvětlované proměnné na vysvětlujících veličinách v souladu s předpoklady ekonomické teorie – k růstu dovozu vede zvýšení domácích cen v poměru k růstu cen dovozu, růst důchodu a zvýšení reálné peněžní zásoby. Správné znaménko vyšlo i u závislosti dovozu na přílivu přímých zahraničních investic (*FDI*) – se zvyšujícím se přílivem *FDI* dochází k růstu dovozu, ale tato závislost je velmi slabá.⁵ Naopak v odhadu modelu vyšla špatná znaménka u závislosti dovozu na počtu pracovních dnů.

Kointegrační analýza ukázala, že v dlouhém období má na vývoj dovozu největší vliv především vývoj poměru domácích a dovozních cen (přičemž cena dovozu obsahuje i informace o změně kurzu, poněvadž kurz nebyl do analýzy dovozní funkce samostatně zařazen). Analýza zároveň prokázala, že reálná peněžní zásoba poměrně silně determinuje vývoj dovozu i v dlouhém období, což potvrzuje dlouhodobou platnost monetárního přístupu k procesu vyrovnání výkonové bilance. Zároveň se prokázalo, že v případě neakomodativní (nezohledňující ekonomický vývoj) měnové politiky působí parametr důchodu pouze ve výši 0,24 (tj. při jednotkovém zvýšení důchodu dojde při neakomodativní měnové politice v dlouhém období ke zvýšení dovozu pouze o 0,24).

Kointegrace byla potvrzena i Johansenovým testem jak na hladině významnosti 5 %, tak na hladině významnosti 1 %.

⁵ Pro lepší vystižení vztahu mezi dovozem a přímými zahraničními investicemi by bylo vhodné testovat závislost vývoje dovozu pouze na přímých zahraničních investicích plynoucích do průmyslu. V tomto případě by se patrně potvrdila mnohem silnější kladná závislost dovozu na *FDI*.

TABULKA 4 *t*-statistiky koeficientů modelu *Error Correction* dovozní funkce II

proměnná	konstanta	ΔHDP_{-3}	ΔHDP_{-4}	$\Delta(PPI/P_{import})_{-3}$	$\Delta(PPI/P_{import})_{-4}$
<i>t</i> -statistika proměnná	-0,09	3,38	1,08	0,61	-0,61
<i>t</i> -statistika	$\Delta(M2/PPI)_{-3}$	$\Delta(M2/PPI)_{-4}$	ΔIMP_{-3}	ΔIMP_{-4}	<i>ECM</i>
	2,40	0,39	6,47	3,97	-13,2

Kointegrační rovnici doplňuje rovnice korekce odchylek (*Error Correction Model* – *ECM*).

$$\begin{aligned} \Delta IMP = & -0,0005 - 0,64\Delta HDP_{-2} + 0,95\Delta HDP_{-3} - 2,43\Delta(CPI/P_{import})_{-2} + \\ & + 0,43\Delta(CPI/P_{import})_{-3} - 0,31\Delta(M2/CPI)_{-2} + 3,83\Delta(M2/CPI)_{-3} - \\ & - 0,003\Delta FDI_{-2} - 0,004\Delta FDI_{-3} + 0,31\Delta DNY_{-2} + 0,29\Delta DNY_{-3} - \\ & - 0,09\Delta IMP_{-2} + 0,29\Delta IMP_{-3} - 1,03ECM \end{aligned}$$

3.1.2 Rovnice dovozní funkce II

$$IMP = \beta_0 + \beta_1 HDP + \beta_2 (PPI/P_{import}) + \beta_3 (M2/PPI)$$

Prvním krokem kointegrační analýzy bylo opět určení počtu zpoždění ve VAR-modelu. AIC- a SBC-kritéria naznačovala zvolit zpoždění s periodou 3 a 4. Zvolená forma kointegračního vektoru zahrnovala konstantu bez trendu. V závěru jsme kointegrační vektor normalizovali, čímž jsme získali kointegrační rovnici celkového dovozu do ČR v letech 1993–1998.

Kointegrační rovnice dovozní funkce II (v závorkách jsou uvedeny *t*-statistiky):

$$IMP = -3,85 + 0,06HDP + 2,07(PPI/P_{import}) + 0,67(M2/PPI)$$

(0,26) (2,40) (1,14)

$R^2 = 0,902$, upravené $R^2 = 0,886$.

Testy reziduálů (Breuschův-Godfreyův LM-test autokorelace a Arch LM-test) udávají nízké hodnoty *F*-statistiky, a tudíž vysoké *P*-hodnoty opět odmítají hypotézu existence autokorelace a heteroskedasticity.

Hlavní zkoumané koeficienty (důchod, poměr růstu domácích a dovozních cen a reálná peněžní zásoba) opět mají správná znaménka – k růstu dovozu vede zvýšení domácích cen v poměru k růstu cen dovozu, růst důchodu a zvýšení reálné peněžní zásoby. Kointegrační analýza dovozní funkce II potvrdila závěry z analýzy dovozní funkce I: v dlouhém období má na vývoj dovozu největší vliv především vývoj poměru domácích a dovozních cen, včetně kurzových změn. Dále obě dvě provedené analýzy ukázaly, že v dlouhém období je dovoz v ČR relativně slabě determinován vývojem domácího důchodu.

Kointegrace byla potvrzena i Johansenovým testem jak na hladině významnosti 5 %, tak na hladině významnosti 1 %.

Kointegrační rovnici doplňuje rovnice korekce odchylek (*Error Correction Model* – *ECM*).

$$\Delta IMP = -0,0007 + 1,20\Delta HDP_{-3} + 0,41\Delta HDP_{-4} + 0,80\Delta(PPI/P_{import})_{-3} - \\ - 0,85\Delta(PPI/P_{import})_{-4} + 2,03\Delta(M2/PPI)_{-3} + 0,32\Delta(M2/PPI)_{-4} + \\ + 0,39\Delta IMP_{-3} + 0,26\Delta IMP_{-4} - 1,47ECM$$

V tabulce 5 jsou uvedeny koeficienty vysvětlujících proměnných kointegrační rovnice dovozní funkce II a koeficient ECM-členu analýzy dovozu sdružených komoditních skupin SITC_0148 a SITC_2356 a komoditní skupiny SITC 7.

Kointegrační analýza funkce dovozu do ČR prokázala existenci dlouhodobé závislosti dovozu na hrubém domácím produktu, vývoji poměru domácích a dovozních cen a reálné peněžní zásobě (koeficient determinace se nacházel v intervalu 86–94 %). Největší závislost dovozu byla prokázána na cenovém vývoji (který v sobě zahrnuje i vývoj měnového kurzu) a vývoji reálné peněžní zásoby.

Výsledky kointegrační analýzy dovozu v závislosti na vývoji důchodu naznačují následující zajímavé závěry: dlouhodobě je celkový dovoz jen slabě závislý na vývoji důchodu (koeficient 0,06), avšak dovoz sdružené komoditní skupiny SITC_2356 je v dlouhém období kladně korelován s vývojem důchodu a naopak sdružená komoditní skupina SITC_0148 a skupina SITC 7 jsou záporně korelovány s vývojem důchodu (viz tabulka 5). Tyto výsledky tak naznačují, že růst důchodu bude v dlouhém období s sebou táhnout i růst dovozu surovin, paliv, materiálů a polotovarů (SITC_2356) a naopak současný dovoz přispěje ke změně struktury domácí nabídky, což se projeví poklesem dovozu skupiny strojů a přepravního zařízení (SITC 7) a dovozu osobní spotřeby (SITC_0148).

Je vhodné si podrobněji všimnout ještě výše koeficientů závislosti dovozu skupiny strojů a přepravních zařízení (SITC 7). Dovoz této skupiny je citlivější na vývoj peněžního trhu, resp. celkové domácí poptávky, v podmínkách akomodativní peněžní nabídky než na vývoj domácích a dovozních cen (včetně kurzových změn). Podobné výsledky bylo možné pozorovat i u regresní analýzy dovozu skupiny SITC 7; to vede k závěru, že dovoz skupiny strojů a přepravních zařízení je ovlivněn jinými než cenovými faktory.

Již dříve provedená regresní analýza potvrzovala statisticky významný koeficient u závislosti dovozu na vývoji reálné peněžní zásoby. Kointegrační analýza navíc potvrdila existenci dlouhodobé závislosti dovozu na reálné peněžní zásobě, tj. na situaci peněžního trhu. Tyto výsledky pak vedou k závěru, že v případě analýzy dovozní funkce již nevystačíme se standardními keynesiánskými modely operujícími pouze s vysvětlujícími proměnnými důchod, cenový a kurzový vývoj, ale je nutné přihlížet i k monetárnímu pojetí

TABULKA 5 Kointegrační koeficienty a ECM-koeficient dovozní funkce II sdružených komoditních skupin SITC

skupina dovozu	forma VAR	HDP	PPI/P _{import}	M2/PPI	ECM	koeficient determinace
celkem IMP	C, T, 3-4	0,06	2,07	0,67	-1,47	0,902
SITC_0148	C, T, 3-6	-0,51	1,38	1,35	-1,51	0,940
SITC_2356	C, T, 3-6	0,76	1,19	1,04	-1,54	0,901
SITC 7	C, T, 5-6	-0,30	0,44	1,37	-1,72	0,867

platební bilance a pokusit se vysvětlit vývoj dovozu v závislosti na situaci peněžního trhu.

Koeficient u EC-členu vždy dosahoval v absolutním vyjádření hodnoty kolem 1,5, což naznačuje, že u funkce dovozu sice dochází k přestřelování z jedné nerovnováhy do opačného směru, ale zároveň tím i k oscilaci kolem rovnovážné úrovně se snižující se amplitudou.

3.2 Kointegrační analýza vývozu

Základní rovnice vývozní funkce, ze které jsme při odhadu kointegrační analýzy vývozu vycházeli, je následující:

$$EXP = \alpha_0 + \alpha_1 HDP_{SRN} + \alpha_2 (CPI_{SRN}/P_{exp}) + \alpha_3 ER - \alpha_4 (M/P_{CPI} - k \cdot Y) + \alpha_5 NEZ + \alpha_6 DNY$$

AIC- a SBC-kritéria při určení počtu zpoždění naznačovala zvolit zpoždění s periodou 2, 3 a 4. Zvolená forma kointegračního vektoru zahrnovala konstantu bez trendu.

Odhadnutá kointegrační rovnice ukázala, že dlouhodobě je český vývoz nejsilněji ovlivňován vývojem poměru zahraničních a vývozních cen, vývojem zahraničního důchodu a měnovým kurzem. Citlivost vývozu na zbyvající vysvětlující proměnné – míru restrukturalizace, počet pracovních dnů a situaci peněžního trhu – byla již celkem zanedbatelná.

Objektivně je nutné říci, že většina koeficientů kointegrační rovnice celkového českého vývozu vyšla statisticky nevýznamná a že model dosáhl jen slabé vypovídací schopnosti (i když kointegrace vývozní funkce byla potvrzena Johansenovým testem jak na hladině významnosti 5 %, tak na hladině významnosti 1 %).

Testy vývozních funkcí sdružených komoditních tříd SITC_0148 a SITC_2356 dosáhly podobně „špatných“ výsledků; proto v této práci nejsou ani uváděny. Při interpretaci výsledků analýzy vývozních funkcí se tak budeme odvolávat pouze na již dříve provedenou a publikovanou regresní analýzu funkcí českého zahraničního obchodu (Tomšík, 2001).

4. Shrnutí výsledků

Kointegrační analýza funkce dovozu do ČR prokázala existenci dlouhodobé závislosti dovozu na vysvětlujících proměnných hrubý domácí produkt, poměr změn domácích cen a změn dovozních cen a reálná peněžní zásoba. Koeficient determinace kointegrační analýzy dovozu byl dokonce vyšší než u jednoduché regresní analýzy (dosahoval 92 %). Největší dlouhodobá závislost dovozu byla prokázána na vysvětlující proměnné poměr změn domácích cen a změn dovozních cen (koeficient závislosti dovozu se pohyboval v rozmezí od 0,44 do 2,07). Hodnoty ostatních koeficientů kointegrační analýzy závislosti dovozní funkce vyšly takto: u změn hrubého domácího produktu od -0,51 do 0,76 a u reálné peněžní nabídky od 0,67 do 1,37 (viz *tabulka 6*).

Regresní a kointegrační analýza dovozní funkce prokázala, že na vývoj dovozu má vliv nejen vývoj domácího důchodu a cen (které v sobě zahrnují

TABULKA 6 Shrnutí výsledků vlastního výzkumu elasticit a koeficientů závislosti dovozní funkce

vysvětlující proměnná	elasticity vypočtené z regresní analýzy ^a	koeficienty závislosti vypočtené z kointegrační analýzy ^b
důchod	0,92–1,44	(-0,51)–0,76
ceny	0,58–2,18	0,44–2,07
peněžní trh	1,50–3,37	0,67–1,37
domácí poptávka (důchod) v podmínkách akomodativní peněžní nabídky	2,45–4,76	0,73–1,80

vysvětlivky: ^a Interval elasticit je určen z provedené regresní analýzy celkového dovozu a dovozu sdružených komoditních skupin SITC_0148 a SITC_2356.

^b Interval koeficientů závislosti je určen z provedené kointegrační analýzy celkového dovozu, dovozu komoditní skupiny SITC 7 a sdružených komoditních skupin SITC_0148 a SITC_2356.

i kurzové změny), ale i situace na peněžním trhu.⁶ Důchodová elasticita jak jednotlivých komoditních skupin dovozu, tak celkového dovozu byla ve většině případů nejen regresní, ale i kointegrační analýzy nižší než cenová elasticita (viz tabulky 5 a 6). Jednoduché srovnání těchto dvou elasticit by tak vedlo k závěru, že cenový vývoj byl hlavním determinantou vývoje dovozu ČR ve zkoumaném období 1993–1998. Ovšem důchodová elasticita dovozu ilustruje reakci dovozu na zvýšení důchodu při kombinaci pozitivního důchodového efektu a záporného efektu likvidity. Pozitivní důchodový efekt prostřednictvím mezního sklonu k dovozu vede při růstu důchodu k navýšení dovozu. Proti tomu působí záporný efekt likvidity, který je vyvolán nárůstem poptávky po penězích při nezměněné výši peněžní nabídky. Výsledný dopad na dovoz je v tomto případě popsán pouze důchodovou elasticitou dovozu (bez ohledu na vývoj peněžního trhu) – viz koncept monetárního přístupu k platební bilanci (Polak, 1957–1958), (Magee, 1976), (Frenkel – Johnson, 1976).

Kdyby centrální banka prostřednictvím akomodativní měnové politiky přizpůsobila nabídku peněz poptávce po nich, byl by efekt likvidity potlačen a skutečná závislost dovozu na domácí poptávce by byla dána součtem důchodové elasticity a elasticity peněžního trhu. Výsledky naší analýzy pak v takovémto případě ukazují, že hlavní příčinou vývoje dovozu v ČR v letech 1993–98 nebyl cenový (resp. kurzový) vývoj, ale vývoj domácí poptávky v podmínkách akomodativní peněžní nabídky.

Provedená regresní a kointegrační analýza potvrdila relevantnost situace na trhu peněz pro vývoj dovozu, a tím i pro fungování monetárního vyrovnávacího procesu platební bilance. V případě analýzy dovozní funkce tak již nevystačíme se standardními keynesiánskými modely, operujícími pouze s vysvětlujícími proměnnými důchod a cenový a kurzový vývoj, ale je nutné přihlížet i k monetárnímu pojetí platební bilance a pokusit se vysvětlit vývoj dovozu v závislosti na situaci peněžního trhu.

Analýza vývozní funkce tak uspokojujivé výsledky jako analýza dovozní funkce již nepřinesla. V kointegrační analýze vývozní funkce vyšla největší závislost vývozu na poměru změn domácích cen a vývozních cen, dále pak

⁶ Viz tabulky 3, 4 a 5 v (Tomšík, 2001); v nich nalezneme výsledky statistické významnosti vysvětlujících proměnných.

TABULKA 7 Shrnutí výsledků elasticit vývozní funkce

vysvětlující proměnná	elasticity vypočtené z regresní analýzy ^a
důchod	2,39–3,70
ceny	2,48–4,00
měnový kurz	1,11–1,79

vysvětlivka: ^a Interval elasticit určen z provedené regresní analýzy celkového vývozu.

na vývoji zahraničního hrubého domácího produktu (nebo průmyslu) a nakonec na měnovém kurzu (tabulka 7). Celkově však model kointegrační analýzy vývozní funkce vyšel jako statisticky nevýznamný. Regresní analýza ukázala, že český vývoz je velmi silně ovlivněn poměrem vývoje zahraničních a vývozních cen a vývojem zahraničního důchodu. Regresní – a ani kointegrační – analýza nepotvrdily relevantnost situace na trhu peněz pro vývoj vývozu.

DODATEK

Výzkum vzájemné závislosti dovozu na vývozu (regresní analýza)

V regresní analýze funkcí zahraničního obchodu (Tomšík, 2001) byl testován vývoj vývozu a dovozu v závislosti na vývoji různých vysvětlujících proměnných (včetně autoregresní funkce zpožděné vlastní vysvětlované proměnné). Avšak doposud nebyla testována vzájemná souvislost vývoje dovozu a vývozu mezi sebou, přičemž v české ekonomice lze pozorovat zvyšující se dovozní náročnost českého vývozu. Růst dovozní náročnosti vývozu pramení z toho, že nejvíce exportujícími podniky v ČR jsou podniky se zahraniční majetkovou účastí, u nichž je velké množství výrobních vstupů zajišťováno dovozem.

V této části se pokusíme regresní analýzou odhadnout nejjednodušší lineární závislost českého dovozu na vývozu a určit zpoždění mezi vývojem daných veličin. Statistické odhady jsou provedeny na meziročních procentních přírůstcích měsíčních dat dovozu a vývozu; odpadá tudíž problém nestacionarity časových řad, a tím i problém vzniku zdnalivé regrese.

Testovanou funkci dovozu lze vyjádřit jako prostou funkci vývozu [$Imp = f(Exp)$], poněvadž je logické předpokládat, že růst vývozu vyvolá dodatečný růst dovozu, což vyjadřuje dovozní náročnost vývozu. Přitom původní exogenní růst vývozu je podmíněn dostatečně velkými zásobami surovin a zdrojů, které jsou potřebné k výrobě a realizaci vývozu. Funkci dovozní náročnosti vývozu vyjádříme ve tvaru:

$$Imp = \beta_0 + \beta_1 Exp_t + \beta_2 Exp_{t-1} + \dots + \beta_{n+1} Exp_{t-n} + \varepsilon$$

Nejprve jsme testovali závislost celkového dovozu na celkovém vývozu (v závorkách pod regresní funkcí jsou uvedeny hodnoty t -statistiky).

$$Imp = 0,69 + 0,81Exp - 0,16Exp_{-1} - 0,12Exp_{-2} + 0,17Exp_{-3}$$

(3,42) (3,54) (-0,62) (-0,45) (0,63)

$R^2 = 0,351$, R^2 upravené = 0,252, F -statistika = 3,55 (P -hodnota = 0,003904), D - W -statistika = 1,28

Výsledky regresní analýzy ukazují, že mezi celkovým dovozem a celkovým vývozem existuje vztah závislosti, přičemž nejsilnější je tento vztah hned v běžném ob-

dobí bez zpoždění. Tento závěr je poměrně překvapující, protože spíše by se dalo očekávat, že změna vývozu vyvolá změnu dovozu až s určitým zpožděním. Výsledky regresní analýzy ukazují, že pokud vývoz vzroste o 1 %, vyvolá tento růst vývozu růst dovozu již v běžném období ve výši 0,81 %. Vzhledem k tomu, že statisticky významnou se ukázala závislost mezi dovozem a vývozem pouze v běžném období (navíc tato závislost byla i nejsilnější), lze odvodit závěr, že realizace vývozu okamžitě (již v daném měsíci) podněcuje růst dovozu. Tato rychlá závislost může být vysvětlena tak, že suroviny a komponenty nutné k výrobě a realizaci vývozu nejsou v dostatečném množství na skladech, ale jsou v daném období dovezeny, dále pak použity na výrobu zboží, které je v daném měsíci vyvezeno (systém zásobování *just in time*).⁷

Dále jsme provedli odhad dovozní náročnosti vývozu v modelu dovozní funkce celkového dovozu a dovozu sdružené komoditní skupiny surovin, paliv, materiálu a polotovarů. Za vysvětlující proměnné dovozní funkce byly brány následující regresory: hrubý domácí produkt, poměr změn domácích a dovozních cen, peněžní trh, počet pracovních dnů⁸, celkový vývoz a zpožděné hodnoty vlastní vysvětlované proměnné. Odhadovanou funkci⁹ lze vyjádřit ve tvaru:

$$IMP \text{ (resp. } IMP_{2356}) = \beta_0 + \beta_1 Y + \beta_2 (CPI/P_{import}) + \beta_3 (M2/CPI) + \beta_4 DNY + \beta_5 EXP + AR(p) + \varepsilon$$

Regresní odhad dovozní funkce celkového dovozu:

$$IMP = -0,94 + 1,32Y_{.3} + 1,24(CPI/P_{import})_{.1} + 1,08(M2/CPI)_{.3} + 0,19DNY + 0,66EXP - 0,29IMP_{.1} + 0,22IMP_{.3}$$

$R^2 = 0,788$, R^2 upravené = 0,758, F -statistika = 26,09 (P -hodnota = 0,0000), D - W -statistika = 1,98

Regresní odhad dovozní funkce sdružené komoditní skupiny surovin, paliv, materiálu a polotovarů:

$$IMP_{2356} = -0,43 + 1,13Y_{.3} + 1,82(CPI/P_{import})_{.1} + 1,16(M2/CPI)_{.3} + 0,07DNY + 0,84EXP - 0,17IMP_{2356.1} + 0,18IMP_{2356.3}$$

$R^2 = 0,797$, R^2 upravené = 0,768, F -statistika = 27,55 (P -hodnota = 0,0000), D - W -statistika = 1,83

Provedené regresní odhady celkového dovozu a dovozu sdružené komoditní skupiny surovin, paliv, materiálu a polotovarů s využitím vývozu jako jedné z vysvětlujících proměnných vedly ke zlepšení odhadu standardní dovozní funkce – vyjádřeno zejména penalizovaným koeficientem determinace R^2 ; srovnání provedeno s výsledky regresní analýzy výzkumu provedeného v (Tomšík, 1999). Zároveň se podařilo prokázat statistickou významnost vysvětlující proměnné vývoz při odhadu vývoje dovozu, a tedy prokázat dovozní náročnost vývozu. Tato dovozní náročnost vývozu se ukázala logicky větší při odhadu dovozní funkce surovin, paliv, materiálu a poloto-

⁷ Jeden z oponentů se domnívá, že autorovo vysvětlení největší závislosti mezi dovozem a vývozem v běžném období aplikací systému zásobování *just in time* přeceňuje úroveň managementu v českých firmách. Uprímně řečeno, autor s vysloveným názorem recenzenta souhlasí, ale nenašel jiný faktor, kterým by dokázal uvedenou silnou závislost dovozu a vývozu v běžném období vysvětlit lépe.

⁸ Opět připomínáme, že vysvětlující proměnná počet pracovních dnů je do modelů vývozních a dovozních funkcí zařazena z důvodu „přepočtení“ vývozu (dovozu) na jeden pracovní den, tj. z důvodu dosažení věrohodnějšího odhadu závislosti vývozu (dovozu) na zpožděných ostatních vysvětlujících proměnných.

⁹ Za cenový index byl zvolen index spotřebitelských cen.

varů (0,84) než při odhadu funkce celkového dovozu, kde dovozní náročnost vývozu vyšla 0,66. Celkově pak lze říci, že 1% zvýšení celkového vývozu vyvolá 0,84% zvýšení dovozu surovin, paliv, materiálu a polotovarů, ale „jen“ 0,66% zvýšení celkového dovozu.

LITERATURA

ARLT, J. (1997): Kointegrace v jednorovnicových modelech. *Politická ekonomie*, 1997, č. 5, ss. 733–747.

BANERJEE, A. – DOLADO, J. J. – GALBRAITH, J. W. – HENDRY, D. F. (1993): *Cointegration, Error Correction and the Econometric Analysis of Non-stationary Data*. Oxford, Oxford University Press, 1993.

BILSON, J. F. O. (1978): The Monetary Approach to the Exchange Rate: Some Empirical Evidence. *IMF Staff Papers*, vol. 25, 1978, pp. 49–75.

BOX, G. E. P. – JENKINS, G. M. (1970): *Time Series Analysis, Forecasting and Control*. San Francisco, Holden-Day, 1970.

DICKEY, D. A. (1976): *Estimation and Hypothesis Testing in Nonstationary Time Series*. (Ph.D. dissertation.) Iowa State University, 1976.

ENGLE, R. F. – GRANGER, C. W. J. (1987): Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing. *Econometrica*, 1987, pp. 251–276.

FRAIT, J. (1996): *Mezinárodní peněžní teorie*. VŠB-TU Ostrava, 1996.

FRENKEL, J. A. – JOHNSON, H. G. (eds.) (1976): *The Monetary Approach to the Balance of Payments*. London, Allen and Unwin; and Toronto, University of Toronto Press, 1976.

FULLER, W. A. (1976): *Introduction to Statistical Time Series*. Wiley, 1976.

GRANGER, C. W. J. – NEWBOLD, P. (1976): *Forecasting Economic Time Series*. New York, Academic Press, 1976.

HAMILTON, J. D. (1994): *Time Series Analysis*. Princeton University Press, 1994.

HLUŠEK, M. – SINGER, M. (1999): Možnosti modelování vývozu a dovozu v období restrukturalizace. *Finance a úvěr*, 1999, č. 3, ss. 143–156.

HOLUB, T. (1996): Analýza poptávky po importu v ČR. *Finance a úvěr*, 1996, č. 9, ss. 511–519.

HOLUB, T. (1997): Analysis of import demand in the Czech Republic. *Prague Economic Papers*, 1997, no. 3, pp. 268–276.

CHAREMZA, W. W. – DEADMAN, P. F. (1992): *New Directions in Econometric Practice*. New York, Edward Elgar Publishing Ltd, 1992.

JOHANSEN, S. (1991): Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models. *Econometrica*, 1991, pp. 1551–1580.

JOHNSON, H. G. (1972, 1976): *Further Essays in Monetary Economics*. London, Allen and Unwin, 1972, 1976.

JOHNSON, H. G. (1977): The Monetary Approach to the Balance of Payments, A Nontechnical Guide. *Journal of International Economics*, vol. 7, 1977, pp. 251–268.

KAPIČKA, M. (1997): Vývoj obchodní bilance v letech 1993–1996. *Finance a úvěr*, 1997, č. 3, ss. 163–175.

Komerční banka (1999): *Hospodářské trendy*, únor 1999.

KREIDL, V. (1995): Analýza české importní a exportní poptávky. *Finance a úvěr*, 1995, č. 12, ss. 695–708.

MAGEE, S. P. (1976): The Empirical Evidence on the Monetary Approach to the Balance of Payments and Exchange Rates. *The American Economic Review Papers and Proceedings*, 1976, pp. 165–170.

MANDEL, M. (1994): Cenové elasticity poptávkových křivek v zahraničním obchodě a jejich vliv na saldo obchodní bilance a devizový kurs (na příkladě Československa v letech 1990–1992). *Finance a úvěr*, 1994, č. 2, ss. 60–68.

POLAK, J. J. (1957–1958): Monetary Analysis of Income Formation and Payments Problems. *IMF Staff Papers*, vol. VI, 1957–1958, pp. 1–50.

TOMŠÍK, V. (1999): *Vyrovňovací procesy platební bilance a analýza funkcí zahraničního obchodu ČR v letech 1993–1998*. (Disertační práce.) Praha, VŠE, 1999.

TOMŠÍK, V. (2001): Regresní analýza funkcí zahraničního obchodu ČR v letech 1993–98. *Finance a úvěr*, 2001, č. 1, ss. 46–58.

SUMMARY

JEL Classification: C51, F17, F47

Keywords: elasticity of import – elasticity of export – trade balance – cointegration analysis

Cointegration Analysis of Foreign Trade in the Czech Republic, 1993–98

Vladimír TOMŠÍK – NEWTON Research Department, NEWTON Holding a.s.; Department of Economic Policy, University of Economics, Prague

This paper presents cointegration analyses of the import and export functions of the Czech Republic in 1993–1998 by identifying the main variable factors and estimating the long-run equilibrium relationship of Czech foreign trade functions. A long-run equilibrium relationship was found in the Czech import function. On the other hand, this relationship was weak in the Czech export function (coefficient of determination was only about 60 %). This paper also corroborates evidence of the long-run impact of the money market imbalance to the real economy. Therefore, the author concludes, the Keynesian theory of the adjustment process applied to the balance of payments in the long-run should be complemented by the monetary approach.

In the appendix to the paper, the author estimates a relationship between Czech export and import to calculate Czech export's import intensity.