

Vydává Ministerstvo financí České republiky ve spolupráci s Českou národní bankou ve vydavatelství **Economia, a. s., Praha**

© Ministerstvo financí ČR

Adresa redakce: Vinohradská 49  
120 74 Praha 2

Tel.: (02) 24 25 00 36 nebo: (02) 215 93 171

Fax: (02) 21 59 32 03

Šéfredaktor: **Ing. Ivan Kočárník, CSc.**

Publishers: **Ministry of Finance of the Czech Republic in Cooperation with Czech National Bank in Publishing House Economia, Prague**

© Ministry of Finance of the Czech Republic

Editor's Office: Vinohradská 49  
120 74 Prague 2  
Czech Republic

Editor in Chief: **Ivan Kočárník**

## OBSAH

Tomáš HOLUB: Peněžní multiplikátor a měnový vývoj v ČR .....129

Milan GUBA – Vladimír STILLER – Josef ARLT: Vztah mezi vývojem peněžní zásoby a vývojem inflace v I. 1993–96 (1. část) 143

Petr MUSÍLEK: Změny makroekonomických veličin a akciové kurzy .....150

Marek KAPIČKA: Vývoj obchodní bilance v letech 1993–96 .....163

Robert MURÁRIK: Analýza spotřeby domácností a vlády ČR v I. 1989–95 (2. část) 176

## Informace

Jana DUCHOŇOVÁ – Alexandr ČESTNĚJŠÍ: Finančné plánovanie a zvládanie rizika v operáciách Slovenskej poisťovne, a. s. ....185

## Daňové judikáty

Výběr ze soudních rozhodnutí ve věcech daní č. 4–5/97 .....188

## CONTENTS

Tomáš HOLUB: Money Multiplier and Monetary Development in the Czech Republic.129

Milan GUBA – Vladimír STILLER – Josef ARLT: Relation between the Development of the Money Supply and the Development of Inflation in 1993–1996 (1st Part) .....143

Petr MUSÍLEK: Changes in Macroeconomic Variables and the Stock Prices .....150

Marek KAPIČKA: Development of the Czech Foreign Trade in 1993–96 .....163

Robert MURÁRIK: An Analysis of Household and Government Consumption in the CR in 1989–1995 (2nd Part) .....176

## Information

Jana DUCHOŇOVÁ – Alexandr ČESTNĚJŠÍ: Financial Planing and the Risk Management in the Slovak Insurance Company ....185

## Tax Judicial Decisions

Abstract from Court Decisions Concerning Taxation No 4–5/97 .....188

---

*Autorská práva vykonává vydavatel (viz § 4 zák. č. 35/1996 Sb. ve znění změn a doplňků). Užití části nebo celku publikovaných textů – vč. publikovaných zpracovaných znění judikátů –, rozmnožování a šíření jakýmkoli způsobem (zejména mechanickým nebo elektronickým) bez výslovného svolení vydavatele je **zakázáno**.*

---

---

Redakční rada: Dr. Ivan Angelis, CSc., Doc. Ing. Aleš Bulíř, MSc., CSc., Ing. Petr Dvořák, Ing. Miroslav Hrnčíř, DrSc., Doc. Ing. Kamil Janáček, CSc., Ing. Miroslav Kerouš, Ing. Ivan Kočárník, CSc., Ing. Václav Kupka, CSc., Ing. Tomáš Ježek, CSc., Ing. Jiří Pospíšil, CSc., Vladimír Rudlovčák, CSc., Ing. Pavel Štěpánek, CSc., Prof. Jan Švejnar, PhD., Prof. Dr. František Vencovský, Ing. Jan Vít, Prof. Ing. Karol Vlachynský, CSc.

# Vývoj obchodní bilance v letech 1993–96\*

Marek KAPÍČKA\*\*

Vývoj obchodní bilance měl v letech 1993–96 víceméně jednoznačný trend. Celková obchodní bilance (tedy i se Slovenskem) sice ještě v roce 1993 skončila jako aktivní ve výši 10,1 mld. Kč, aktivum se však v průběhu roku postupně snižovalo a ve IV. čtvrtletí již byl zaznamenán schodek ve výši 13,5 mld. Kč. Od II. čtvrtletí 1994 je obchodní bilance trvale v deficitu. Ten dosáhl v roce 1994 výše 20,6 mld. Kč a v roce 1995 100,9 mld. Kč. V roce 1996 skončila obchodní bilance deficitem 160,3 mld. Kč. Obchodní bilance se Slovenskem byla po celé sledované období aktivní, přebytky se však postupně snižovaly a ke konci roku 1995 byla již tato bilance téměř vyrovnaná. Výsledky roku 1996 byly již o něco optimističtější: přebytek dosáhl výše 12,8 mld. Kč. Vývoj ukazuje *tabulka 1*.

Můžeme říci, že příčinou schodku zahraničního obchodu je především vysoká dynamika dovozu. Při vyloučení Slovenska se dovoz zvýšil v roce 1993 oproti předcházejícímu roku o 5,4 %, mezi roky 1994 a 1993 však již o 19,5 %. V roce 1995 byl dovoz v porovnání s rokem 1994 vyšší o 30,3 %, v roce 1996 byl oproti stejnému období předcházejícího roku zaznamenán růst 15,5 %. Dovoz ze Slovenska se po poklesu v roce 1994 o rok později zvýšil, ale v roce 1996 klesal (pokles dovozu o 8,8 %).

Vývoz zboží (při vyloučení Slovenska) měl v letech 1993–1995 klesající dynamiku. V roce 1993 se v porovnání s předchozím rokem zvýšil o 21,8 %. Dynamika následně klesala až na 3 % v r. 1996.

Vývoj směnných relací byl pro Českou republiku příznivý: v letech 1993–1996 (I. pololetí) vzrůstaly směnné relace o 4,7 %, 5,6 %, 1,6 % a 0,3 %.

TABULKA 1 Obchodní bilance ČR v l. 1993–1996

v mld. Kč

	celková	celková OB bez Slovenska	OB pouze se Slovenskem
1993	10,1	-7,0	17,1
1994	-20,6	-26,6	6,0
1995	-100,9	-101,5	0,7
1996	-160,3	-173,1	12,8

pramen: ČSÚ

\* Autor děkuje Martinu Mandelovi z VŠE za poskytnutí některých dat týkajících se zahraničního obchodu a za cenné rady a připomínky k této práci.

\*\* Marek Kapička – student Institutu ekonomických studií FSV UK Praha. Příspěvek byl zpracován na podzim 1996, autorská korektura provedena dne 12. února 1997.

## Komoditní struktura obchodní bilance

K deficitu obchodní bilance přispívaly jednotlivé komoditní skupiny ne stejnou mírou. Skupina 7 vykazovala deficit po celé čtyři roky<sup>1</sup> a celkovému deficitu přispívala nejvíce. Stejně tak skupiny 3 a 5 byly v deficitu po celé období. Přebytek naopak vykazovala skupina tržních výrobků, i když se postupně mírně snižoval. Za zmínku stojí ještě skupina 2, která byla v přebytku do II. čtvrtletí 1995, poté ale přešla do deficitu. Vývoj v roce 1996 zatím tento trend nepotvrzuje, protože saldo této komoditní skupiny je kladné, byť pouze nepatrně.

### *Komoditní struktura importu*

Nízká míra růstu dovozu v roce 1993 je zčásti důsledkem zvýšeného spekulativního dovozu před rozdělením republiky na konci roku 1992. Snížil se dovoz paliv (hlavně ropa, nejen pokles cen, ale i fyzického objemu) a strojů. Naproti tomu vzrostl dovoz tržních výrobků, průmyslových výrobků a chemikálií. V roce 1994 se výrazně zvýšil dovoz strojů (nárůst o 14 %), zejména dovoz investičního zaměření. Vysokou dynamiku měl i dovoz spotřebního zboží. V roce 1995 se nadprůměrnou dovozní dynamikou vyznačovaly skupiny tržních výrobků, strojů a přepravních zařízení a chemikálií. Nárůst dovozu u těchto skupin způsobil růst dovozu více než 75 %. Dovoz strojů měl nadprůměrnou dynamiku i v roce 1996 (meziroční růst 16,1 %), což svědčí o silné investiční aktivitě. Vysoký růst dále vykazovala skupina paliv.

Podívejme se blíže na „klíčovou“ a nejvíce diskutovanou skupinu 7 – Stroje a přepravní zařízení. Dovoz strojů se v roce 1994 (včetně Slovenska) zvýšil o 11,4 % a v roce 1995 již o 30,6 %. Podíl dovozu strojů na celkovém dovozu tak činil 36,1 % v roce 1993, 34,8 % v roce 1994, 35,6 % v roce 1995, v 1. pololetí 1996 pak 38 % (v nové metodice). V roce 1995 a 1996 se tedy – na rozdíl od předcházejícího roku – jednalo o nadprůměrnou dovozní dynamiku. Důležitou součástí skupiny 7 je podskupina 78 – Silniční vozidla. Často se tvrdí, že právě dovoz silničních vozidel nadprůměrně zvýšil růst dovozu strojů v roce 1995. Dynamika této podskupiny byla opravdu výrazná – v roce 1994 nárůst o 25,8 % a v roce 1995 dokonce o 42,6 % (v první polovině roku 1996 pak 31,7 %). Nominální hodnota tohoto dovozu však není příliš vysoká; kupř. v roce 1995 činil dovoz silničních vozidel pouze 36,3 mld. Kč. Celkový podíl této komodity na dovozu se pohybuje mezi 5–7 %. Podíl silničních vozidel na skupině strojů se mírně zvyšuje, nicméně v roce 1995 činil jen 18,3 %, stejně tak jako v 1. pololetí roku 1996.

Komoditní strukturu dovozu si můžeme rozdělit i z hrubšího, ačkoliv možná transparentnějšího hlediska: na investice, výrobní spotřebu (meziprodukty) a osobní spotřebu. Podíl osobní spotřeby na dovozu byl v minulých letech poměrně stabilní – okolo 25 %. Váha investic v dovozu naopak postupně narůstá (z 36,9 % v roce 1994 na 39,3 % v prvním pololetí 1996). Vysoká míra podílu nárůstu dovozu investic na nárůstu celkového dovozu (47 % v roce 1996) ukazuje na vysoce nadprůměrnou dynamiku dovozu pro investiční účely.

<sup>1</sup> V roce 1996 změnil ČSÚ metodiku zpracování dat zahraničního obchodu, takže údaje pro rok 1996 nejsou zcela srovnatelné s předchozími daty, zejména co se týče stavových hodnot.

	nominální růst	reálný růst	celkový cenový efekt	růst cen
1993	+5,42	+6,17	-0,74	-0,7
1994	+14,93	+16,06	-1,13	-1,0
1995	+28,65	+21,74	+6,91	+5,7
1996	+14,07	+11,67	+2,40	+2,2

poznámka: Pro rok 1993 se jedná o dovoz bez Slovenska, pro rok 1996 o první pololetí.

pramen: ČSÚ, vlastní propočty

Je účelné si růst dovozu rozložit na růst fyzického objemu dovozu a na růst importních cen.<sup>2</sup> V roce 1993 došlo ve srovnání s předchozím rokem k poklesu importních cen o 0,7 %. Důvodem byl hlavně pokles cen surovin (světové ceny se snížily o 8 %) a paliv. V roce 1994 pokračoval příznivý vývoj cen paliv (pokles cen ropy a zemního plynu). Naproti tomu se zvýšily ceny strojírenských výrobků a potravin, celkovým výsledkem byl pokles importních cen o 1 %. V roce 1995 byl vývoj importních cen méně příznivý, neboť stouply o 5,7 %. Jedním z důvodů byl (po dvou letech poklesu) růst cen ropy o 7,4 %. Výrazný růst cen zaznamenala skupina 2 a 4. Nadprůměrnou dynamiku měla ještě významná skupina tržních výrobků s cenovým růstem 12,9 %. První pololetí roku 1996 se vyznačovalo prudkým růstem cen ropy a zemního plynu (21 %, resp. 10 % ve srovnání s prosincem 1995). Meziroční růst cen u skupiny paliv dosáhl 10,2 %. Vývoj cen ostatních surovin byl příznivější. Celkově se ceny zvýšily o 2,2 %.

Fyzický růst dovozu vykazoval ve sledovaných letech rostoucí dynamiku pouze do roku 1995. Růst v roce 1993 dosáhl 6,2 % (v roce 1993 se jedná o dovoz bez Slovenska), v roce 1994 16,1 % a v roce 1995 21,7 %. Meziroční růst v prvním pololetí roku 1996 pak dosáhl 11,7 %. Rozložení importu ukazuje *tabulka 2*.

Strukturu dovozu jsme vyjádřili také v procentní formě. Byla testována hypotéza, že procentní podíl jednotlivých skupin na dovozu je závislý na čase. Závislost se ukázala být statisticky významná (na 5% hladině významnosti) u dvou SITC-skupin: SITC 3 a 6. U skupiny 3 procentní podíl na importu s časem klesá, regresní koeficient má hodnotu -0,28. Každé čtvrtletí tedy klesne podíl importu paliv na celkovém importu o 0,28 %. U tržních výrobků je naopak vztah pozitivní, hodnota příslušného regresního koeficientu je 0,2. U ostatních skupin nebyla závislost na čase prokázána.

<sup>2</sup> Matematicky je dělení na tyto dvě skupiny následující:

$p_1$  ... běžné ceny,

$p_0$  ... ceny základního období,

$M_0, M_1$  ... reálný import v základním a běžném období,

potom:

$$\frac{p_1 M_1 - p_0 M_0}{p_0 M_0} = \frac{M_1 - M_0}{M_0} + \frac{p_1 - p_0}{p_0} \cdot \frac{M_1}{M_0}$$

tedy:

nominální růst = reálný růst + vlastní růst cen · poměr reálného importu

Součin vlastní růst cen krát poměr reálného importu vyjadřuje celkový cenový efekt. Dále budeme používat hlavně vlastní růst cen, takže součet s reálným růstem se nebude rovnat nominálnímu růstu.

Růst vývozu v roce 1993 byl z velké části dán růstem exportu ve skupině 7. Jedním z důvodů tohoto růstu bylo získání významných kontraktů hlavně v Asii, Číně, Indii a Turecku. Vývoz vzrostl ve všech sledovaných skupinách kromě potravin. V roce 1994 se snížil pouze vývoz skupiny potravin. Vyšší vývozní dynamiku zaznamenaly průmyslové, chemické a tržní výrobky. Vývoz strojírenských komodit stagnoval (přestože jeho ceny vzrostly). V roce 1995 zaznamenala výraznou dynamiku skupina potravin (díky exportu obilí), dále pak tržní výrobky a chemikálie. 12% nárůst zaznamenal strojírenský vývoz. V roce 1996 se udržuje výrazně nadprůměrná dynamika u exportu strojírenských výrobků (růst o 11,4 %). Výraznou dynamiku měla i skupina průmyslových výrobků (+ 19,8 %). Pokles vývozu naopak nastal u skupiny surovin a tržních výrobků. V komoditní struktuře je patrná diferenciací vývozu mezi jednotlivými SITC-skupinami a vzestup podílu zboží s vyšší přidanou hodnotou.

Stejně jako u dovozu si můžeme rozdělit celkový růst vývozu na růst reálného vývozu a na růst exportních cen. Cena exportu se v r. 1993 zvýšila o 4 %, zejména v důsledku vyšších cen strojírenské produkce. V roce 1994 exportní ceny vzrostly o 4,6 %. Důvodem byl opět růst cen ve strojírenství, dále pak cen chemických výrobků, průmyslových a tržních výrobků. V roce 1995 se zvýšily exportní ceny v porovnání s předchozím rokem o 7,3 %. Ceny stouply hlavně u chemických a tržních výrobků a také u surovin (o 23,4 %). Přechodnou stagnaci naopak vykazovaly ceny strojírenských komodit. Meziroční růst cen o 2,5 % v první polovině roku 1996 byl způsoben hlavně růstem cen strojů (o 4,4 %) a dále cen průmyslových výrobků a potravin. Zhoršení nastalo u cen chemických výrobků a surovin. Celkově lze říci, podobně jako u celkového vývozu, že růst cen nastal u výrobků s vyšší přidanou hodnotou. Rozložení exportu, znázorněné v tabulce 3, ukazuje, že od roku 1994 reálný export neustále roste, a to navzdory nominálnímu poklesu dynamiky v r. 1996.

Opět si můžeme vyjádřit procentní podíly jednotlivých skupin na vývozu ve sledovaných letech. Závislost procentního podílu na čase se ukázala být statisticky významná u skupin 1 a 3. U skupiny 1 to znamená, že procentní podíl klesne průměrně o 0,1 % za rok. Významnější je skupina 3, kde je také závislost negativní a procentní podíl na celkovém exportu klesá o 0,44 % za rok. Za zajímavost ještě stojí významná skupina 6. Závislost je statisticky významná na 6% hladině významnosti a podíl na exportu stoupá o 1 % za rok.

TABULKA 3 Rozložení exportu v l. 1993–96

v %

	nominální růst	reálný růst	celkový cenový efekt	růst cen
1993	+21,87	+17,21	+4,66	+4,0
1994	+6,57	+1,91	+4,66	+4,6
1995	+10,32	+2,82	+7,51	+7,3
1996	+6,47	+3,92	+2,55	+2,5

poznámka: Pro rok 1993 se jedná o vývoz bez Slovenska, pro rok 1996 o první pololetí.

pramen: ČSÚ, vlastní propočty

## Teritoriální struktura zahraničního obchodu

Obchodní bilance se zeměmi s vyspělou tržní ekonomikou byla ve výrazném deficitu po celé tři roky. Deficit obchodní bilance způsobovaly především skupiny 7 a 5. Záporné saldo těchto skupin bylo kompenzováno přebytky ve skupinách 2 a 6.

Bilance se zeměmi s přechodovou ekonomikou bez SR byla v roce 1993 záporná ve výši 8,4 mld. Kč. Následující rok byla téměř vyrovnaná, v roce 1995 se však deficit opět zvýšil (na 10,6 mld. Kč). V roce 1996 se pak deficit výrazně nezměnil (pokud ovšem započítáme i Slovensko, je obchodní bilance s těmito zeměmi přebytková). V deficitu byla hlavně skupina 3, a to v první řadě v důsledku dovozu paliv z Ruské federace. Přebytková je skupina 6, ačkoliv je tomu tak především v důsledku nízké míry dovozu strojů (vývoz strojů do těchto teritorií je v celkovém měřítku podprůměrný).

Za zmínku stojí ještě obchod s rozvojovými zeměmi. Zde měla Česká republika v roce 1993 poměrně vysoký přebytek ve výši 14 mld. Kč, ten se však postupně snižoval a v roce 1995 jsme zaznamenali již jen mírný přebytek ve výši 1,3 mld. Kč. V roce 1996 byla tato obchodní bilance deficitní ve výši 4,7 mld. Kč. Přebytek skupin 6 a 7 se v letech 1993–1995 rychle snižoval, v roce 1996 se však podařilo v důsledku obnovené exportní dynamiky tento trend obrátit. Výrazný deficit vykazuje skupina potravin, hlavně v důsledku relativně vysokého dovozu.

Obchodní bilance se SRN byla přebytková až do roku 1995. U ostatních významných západních zemí (kromě Itálie v roce 1993) však končila obchodní bilance ČR deficitem.

Nepříznivý je vysoký schodek zahraničního obchodu s Ruskou federací, jeho dynamika se však snižuje. Jak již bylo naznačeno, vývoj obchodní bilance s Ruskem je do značné míry určen dovozem paliv do České republiky. Obchod s Polskem i Maďarskem byl v letech 1993–1996 přebytkový. O vývoji celkové obchodní bilance se Slovenskem jsme se již zmínili. Co se týče komoditní struktury obchodu se Slovenskem, má Česká republika přebytek ve skupině strojů a průmyslových výrobků a naopak deficit ve skupinách tržních výrobků a chemikálií (deficit této skupiny se objevil v roce 1995, v roce 1996 však opět téměř zmizel).

### *Teritoriální struktura dovozu*

Dovoz ze států s vyspělou tržní ekonomikou (VTE) činil v roce 1993 227,5 mld. Kč, což představuje 60,7 % všeho dovozu. V roce 1994 došlo k růstu dovozu ze zemí s VTE o 22,3 % a podíl na dovozu se zvýšil na 64,6 %. O rok později se tato váha v zásadě udržela (65,1 %). V roce 1994 se zvýšil hlavně dovoz chemikálií a tržních výrobků, o rok později také dovoz strojů, který si vysokou dynamiku udržel i v roce 1996. Váha této skupiny je ve struktuře dovozu nadprůměrná a nadále se zvyšuje.

Vysokou dynamiku měl v roce 1995 hlavně dovoz ze zemí s přechodovou ekonomikou (kromě Slovenska); po stagnaci v předešlém roce se zvýšil o 34,4 %. V roce 1996 pak byla dovozní dynamika výrazně nižší: +14,6 %. Dovoz ze Slovenska se po poklesu o 6,6 % v roce 1994 zvýšil o rok později o 18,8 %; v letošním roce došlo opět k poklesu, a to o 8,8 %. Dovoz ze zemí

s přechodovou ekonomikou se vyznačuje vysokým zastoupením tržních výrobků a naopak nízkou vahou skupiny strojů.

Nejvýznamnějším dovozcem do České republiky byla po celé tři roky SRN. Německý podíl na dovozu se po celé sledované období nijak výrazně neměnil (představoval zhruba čtvrtinu dovozu, podle nové metodiky okolo 30 %). Struktura dovozu z Německa v zásadě kopíruje strukturu dovozu z vyspělých tržních ekonomik jako celku. Z ostatních významných západních zemí měl vysokou dynamiku dovoz z Itálie a také z Francie.

Dovoz z Ruska, které je po Německu a Slovensku naším třetím největším dovozcem, poklesl v roce 1994 ve srovnání s předchozím rokem o 2,4 %. Důvodem bylo hlavně snížení strojírenského dovozu a dovozu paliv. V roce 1995 se naopak dovoz významně zvýšil (o 36,4 %); jednou z příčin byla vyšší míra dovozu paliv. Příznivější je vývoj v r. 1996: dovoz se zvýšil o 12,2 %.

### *Teritoriální struktura vývozu*

Vývoz do států s vyspělou tržní ekonomikou činil v roce 1993 209 mld. Kč, což je 54,3 % celkového vývozu. V následujícím roce se export do těchto zemí zvýšil na 245 mld. Kč (růst o 17,2 %) a tento podíl stoupl na 59,7 %. Podíl na celkovém vývozu se dále zvýšil v roce 1995, i když jen velmi mírně, na 60,2 %. Nadprůměrnou exportní dynamiku do těchto zemí vykazovala skupina 6 v letech 1994 a 1995, skupina 8 (kromě roku 1995) a hlavně po celé období skupina 7, která si svoji meziroční dynamiku okolo 16 % udržovala po celou dobu.

Poměrně vysoký byl i růst exportu do zemí s přechodovou ekonomikou (bez Slovenska), a to v roce 1995 o 18,8 % a v roce 1996 pak o 17,8 %. Výrazné zastoupení ve vývozu má skupina chemikálií, vysokou dynamiku mají i tržní výrobky. Ve vztahu ke Slovensku došlo v roce 1994 k citelnému poklesu vývozu (o 25,8 %) – částečně v důsledku rozdělení ČSFR, částečně v důsledku některých opatření Slovenské vlády (plošné uplatnění dovozní přírážky, 5% devalvace Sk vůči Kč v rámci clearingového účtování, zavedení certifikace). V roce 1995 vývoz na Slovensko mírně rostl (o 6 mld. Kč, 8,8 %), stejně tak jako v roce 1996 (+ 6,5 %). Struktura exportu na Slovensko se vyznačuje vysokou vahou chemikálií a nízkou mírou vývozu průmyslových výrobků.

V letech 1993–1995 se snižovala váha exportu do rozvojových zemí (pokles exportu o 8,3 % v roce 1993 a o 10 % v roce 1994). Pozitivní je obrat tohoto trendu v roce 1996, kdy export do rozvojových zemí meziročně vzrostl o 7,7 %.

Největším dovozcem českého zboží byla – nikoliv překvapivě – SRN. Vývoz do této země měl poměrně vysokou dynamiku, a tak se podíl na celkovém vývozu do roku 1995 zvyšoval. V roce 1996 ovšem vývoz do Německa stagnoval (index 99,0), hlavně v důsledku útlumu německé poptávky.

Export do ostatních významných západních zemí již tak příznivý nebyl. Poměrně vysoké přírůstky v roce 1994 (Rakousko, Francie, USA) se o rok později neopakovaly a v případě USA došlo dokonce k poklesu exportu o 9 %. Vývoz do Itálie klesal po celé sledované období. Rok 1996 znamenal obnovenou dynamiku exportu do USA a Francie, vývoz do ostatních významných vyspělých zemí se však opět snížil (např. Itálie) nebo stagnoval (Rakousko). Struktura vývozu je poměrně diferencovaná – např. podíl strojů na vývozu činí v roce 1996 u Itálie 23,5 % a u Francie 52,7 %.

Nepríznivě se vyvíjel vývoz do Ruské federace. V roce 1993 činil pouhých 17,3 mld. Kč a navíc dále klesal (v roce 1994 o 7,5 % a o rok později o 1 %). Příčinou byly problémy spojené s úvěrováním platebních styků, s pojišťováním rizik a se zadlužeností ruských podniků. Změnu tohoto trendu naznačuje první polovina roku 1996, kdy se export do Ruské federace zvýšil o 12,4 %. Potěšitelný je růst exportu do některých transformujících se ekonomik, zejména do Polska, a to i přes uplatňování cel na potraviny a automobily v roce 1994. V roce 1995 se tak Polsko stalo naším čtvrtým největším odběratelem.

## Ekonometrická analýza zahraničního obchodu

### Odhad vývoje importu

Pokusili jsme se odhadnout elasticity reálného importu do ČR (bez importu ze Slovenska) vzhledem k cenám a k reálnému HDP. Rovnice jsme odhadovali ve dvou tvarech: v logaritmickém tvaru a v procentních přírůstcích.<sup>3</sup> V případě rovnice v logaritmickém tvaru jsme navíc použili zástupné (dummy) proměnné pro 4. čtvrtletí 1992, kdy došlo k spekulativnímu nárůstu dovozu spojenému s rozdělením republiky. Použity jsou čtvrtletní údaje z období 1990–1995. Pro domácí cenovou hladinu je místo indexu spotřebitelských cen použit deflátor HDP, neboť poskytoval lepší statistické výsledky. Jako regresor byla uvažována reálná peněžní zásoba nebo časový index. Protože však obě veličiny byly silně korelovány jak s HDP, tak i s cenovým indexem, nebylo možné je do rovnice zařadit.

### 1. ODHAD ROVNICE V LOGARITMICKÉM TVARU

Regresní rovnice má tvar:

$$\ln(IMP) = a + b \ln(HDP) + c \ln(\text{defl } HDP / P_{imp}) + d_{92-Q4} + e$$

kde  $\ln(IMP)$  je logaritmus reálného importu,  $a$  konstantní člen,  $\ln(HDP)$  je logaritmus reálného HDP,  $\text{defl } HDP$  je deflátor HDP,  $P_{imp}$  je cena importu,  $92-Q4$  je dummy proměnná pro 4. čtvrtletí 1992 a  $e$  chybový člen (náhodná chyba). Koeficient  $b$  vyjadřuje důchodovou elasticitu a koeficient  $c$  cenovou elasticitu importu.

Výsledky regrese získané metodou nejmenších čtverců jsou následující (v závorce jsou uvedeny příslušné  $P$ -hodnoty a pod tím 95% intervaly spolehlivosti pro jednotlivé odhady):

$$\ln(IMP) = -7,847 + 0,905 \ln(HDP) + 1,587 \ln(\text{defl } HDP / P_{imp}) + 0,538 \text{ } 92-Q4$$

(0,000) (0,0042) (0,000) (0,0003)

spodní

95% mez -11,003 0,320 1,297 0,284

horní

95% mez - 4,691 1,491 1,877 0,791

<sup>3</sup> Obdobné odhady byly již pro Českou republiku prováděny, ovšem s netransformovanými proměnnými (viz [Kreidl 1995] nebo [Holub 1996] – v obou pracích jsou diskutovány i některé obecné ekonomické a metodologické problémy týkající se odhadů poptávky po importu, resp. exportu).



$R^2 = 0,878$   
 upravené  $R^2 = 0,859$   
 standardní chyba = 0,118  
 $F(3,20) = 47,783$   
 signifikance  $F = 0,000$   
 Durbin-Watson = 1,923

Tabulka křížových korelací

	HDP	defl/Pimp	dovoz
HDP	1	0,38	0,67
defl/Pimp	0,38	1	0,73
dovoz	0,67	0,73	1

## 2. ODHAD ROVNICE V PROCENTNÍCH PŘÍRŮSTCÍCH

Regresní rovnice má tvar:

$$\% \Delta IMP = a + b \% \Delta HDP + c \% \Delta (\text{defl } HDP / Pimp) + e$$

kde  $\% \Delta$  vyjadřuje procentní meziroční přírůstky daných proměnných. Regresní koeficient  $b$  je opět důchodová elasticita importu a koeficient  $c$  vyjadřuje cenovou elasticitu importu. Absolutní člen v rovnici vyjadřuje, o kolik se meziročně zvýší import pouze v důsledku času.

Výsledky:

$$\% \Delta IMP = 0,099 + 1,724 \% \Delta HDP + 1,025 \% \Delta (\text{defl } HDP / Pimp)$$

(0,049)    (0,004)                      (0,001)

spodní

95% mez                      0,0003    0,643                      0,486

horní

95% mez                      0,198    2,806                      1,564

$R^2 = 0,720$   
 upravené  $R^2 = 0,687$   
 standardní chyba = 0,180

$F(2,18) = 21,884$   
 signifikance  $F = 0,000$   
 Durbin-Watson = 1,709

Tabulka křížových korelací

	HDP	defl/Pimp	dovoz
HDP	1	-0,08	0,14
defl/Pimp	-0,08	1	0,84
dovoz	0,14	0,84	1

Všechny koeficienty v obou rovnicích jsou statisticky významné na 1% hladině významnosti; pouze absolutní člen v druhé rovnici je statisticky významný na 5% hladině významnosti. Hodnota upraveného koeficientu de-

terminace je v případě logaritmických hodnot poměrně uspokojivá. Ve druhém případě vysvětluje model vývoj importu z 69 %, což je hodnota o něco nižší. Durbinova-Watsonova statistika je v první rovnici o něco vyšší, v obou případech však nelze zamítnout hypotézu nulové autokorelace reziduí, a to na 1% hladině významnosti. Korelace mezi jednotlivými regresory jsou v prvním případě velmi nízké, což naznačuje věrohodnost dosažených výsledků. U růstových hodnot jsou korelace vyšší. Koeficient u dummy proměnné v první rovnici ukazuje, že import se v důsledku očekávaného rozdělení republiky zvýšil zhruba o 5 %. Konstantní člen ve druhé rovnici ukazuje, jak již bylo řečeno, časovou složku meziročního růstu importu. Hodnota 0,099 znamená, že import meziročně vzroste o zhruba 10 % pouze v důsledku plynutí času.

Je vidět, že logaritmická metoda odhadu nám dává statisticky lepší výsledky. Tento závěr však nemusí znamenat, že je to metoda vhodnější. Použité časové řady totiž mohou být nestacionární a kointegrované. To by znamenalo, že mají společnou trendovou složku, která je významnou příčinou zjištěné statistické závislosti. Takové výsledky pak nejsou z ekonomického hlediska zajímavé. Tento nedostatek je naproti tomu odstraněn nebo zmírněn u druhé metody, neboť procentní přírůstky vlastně nejsou nic jiného než první diference logaritmických hodnot. Lepší statistické výsledky prvního odhadu mohou být způsobeny i tím, že rovnice u druhé metody je očištěna o dummy proměnnou, která je u procentních přírůstků nevhodná.

Srovnajme nyní výsledky týkající se elasticit:

A. *Důchodová elasticita importu*: Logaritmickou metodou vychází hodnota 0,905. Při použití procentních přírůstků jsme získali údaj 1,724, ovšem při poněkud vyšším intervalu spolehlivosti.

B. *Cenová elasticita importu*: Použitím zlogaritmovaných údajů vyšla hodnota 1,582. Druhou metodou jsme získali údaj 1,025. Opět je v prvním případě interval spolehlivosti o něco užší a získaná hodnota se tak jeví spolehlivější.

Součet obou elasticit se již tolik neliší; u prvního modelu je zhruba 2,5, u druhého 2,7. Pokud by vývoj cen importu odpovídal cenovému vývoji v zahraničí, udává nám tento údaj elasticitu reálného importu vzhledem k hrubému domácímu produktu vyjádřenému v konstantní cizí měně (v konstantních měnách koše, na který je zavěšena česká koruna).

Srovnání výsledků obou metod ukazují následující schémata (vždy je uveden 95% interval spolehlivosti a bodový odhad):

#### A. Důchodová elasticita importu

<i>log. hodnoty</i>	0,320	0,905	1,491
<i>procentní přírůstky</i>	0,643	1,724	2,806

#### B. Cenová elasticita importu

<i>log. hodnoty</i>	1,297	1,587	1,877
<i>procentní přírůstky</i>	0,486	1,025	1,564

Je vidět, že odhady elasticit prováděné oběma metodami si vzájemně příliš neodpovídají. První model dává při vysvětlování reálné importní potávký výrazně vyšší váhu růstu cen, druhý model naopak ukazuje na vyšší

vliv reálného HDP. Rozpornost dosažených výsledků (které vycházely ze stejného ekonomického modelu, pouze jinak specifikovaného) by měla být důvodem ke zdravě skeptickému pohledu nejen na tyto výsledky, ale i na možnosti ekonometrie jako takové.

### Odhad vývoje exportu

Pokusili jsme se odhadnout také elasticity českého exportu (opět mimo exportu na Slovensko). Uspokojivé výsledky dávaly pouze logaritmické hodnoty. Pro období 1991–1995 byla odhadována následující rovnice:

$$\ln(EXP) = a + b \ln(HDP \text{ Něm}) + c \ln(P_{world}/P_{exp}) + e$$

kde *HDP Něm* je reálný HDP Spolkové republiky Německo zpožděný o 2 čtvrtletí, který se ukázal být (na rozdíl od hodnot, které nebyly posunuty nebo byly posunuty o 1 období) jako statisticky významný. Je možné jej chápat také jako hrubou aproximaci zahraničního HDP. *P<sub>world</sub>* je světový index spotřebitelských cen a *P<sub>exp</sub>* je index cen exportu. Díky neměnnému měnovému kurzu ve sledovaném období není třeba tento faktor zahrnovat.<sup>4</sup>

Výsledky regrese jsou následující:

$$\ln(EXP) = -9,672 + 1,785 \ln(HDPNěm) + 0,352 \ln(P_{world}/P_{exp})$$

(0,0255) (0,0123) (0,001)

spodní			
95% mez	-18,003	0,440	1,165
horní			
95% mez	-1,340	3,130	0,538

$$R^2 = 0,780$$

$$\text{upravené } R^2 = 0,754$$

$$\text{standardní chyba} = 0,0702$$

$$F(2,17) = 30,105$$

$$\text{signifikace } F = 0,000$$

$$\text{Durbin-Watson} = 1,843$$

### Tabulka křížových korelací

	<i>HDPNěm</i>	<i>P<sub>w</sub>/P<sub>exp</sub></i>	<i>export</i>
<i>HPDNěm</i>	1	0,62	0,76
<i>P<sub>w</sub>/P<sub>exp</sub></i>	0,62	1	0,82
<i>export</i>	0,76	0,82	1

Hodnota upraveného koeficientu determinace je poměrně příznivá, model vysvětluje zhruba 75 % vývoje exportu. Všechny proměnné jsou statisticky významné na 5% hladině významnosti (cenový index také na 1% hladině významnosti). Hodnota Durbinovy-Watsonovy statistiky značí, že nezamítáme hypotézu nulové autokorelace reziduí (na 1% hladině vý-

<sup>4</sup> Tento závěr není zcela přesný a je pouze hrubou aproximací. Ve skutečnosti totiž docházelo k pohybům kurzů mezi jednotlivými světovými měnami, a to může mít na český export vliv.

znamnosti). Naproti tomu ukazuje tabulka poměrně vysokou korelaci mezi německým HDP a cenovým indexem. Tento fakt znamená, že získané regresní koeficienty (a tedy i odhadované elasticity) mohou být poměrně nestabilní a nemusí přesně odrážet realitu. To snižuje věrohodnost dosažených výsledků.

Přes tyto výhrady je z výsledků vidět, že odhadovaná cenová elasticita je výrazně nižší než důchodová elasticita vzhledem k SRN. To znamená, že český export je výrazněji závislý na zahraniční poptávce než na ceně. Cenová elasticita je v porovnání s cenovou elasticitou importu (z první importní rovnice) velmi nízká. To naznačuje, že hospodářská proexportní politika založená na cenovém zvýhodnění českého exportu (např. dotace na export) bude mít velmi omezený účinek na růst exportu (je však třeba připomenout, že se jedná pouze o odhad krátkodobé elasticity exportu). Zajímavým závěrem je zpoždění u německého HDP o 2 čtvrtletí. To např. znamená, že růst německé ekonomiky ve druhé polovině roku 1996 bude mít vliv na náš export až v prvním pololetí 1997.

### Sezonnost zahraničního obchodu

Sezonnost zahraničního obchodu byla zkoumána pomocí statistické metody Census, založené na metodě klouzavých průměrů. Časové řady reálného exportu a importu byly rozloženy na sezonní, trendovou a cyklickou složku a náhodný šum. Bylo použito multiplikativní metody, která se jeví jako vhodnější než metoda aditivní. (Je rozumné předpokládat, že při rostoucím objemu dovozu nebo vývozu se sezonní rozdíly budou také zvětšovat a nebudou konstantní, jak by předpokládal aditivní model.) Vypočtené koeficienty jsou uvedeny v *tabulce 4*<sup>5</sup>.

TABULKA 4

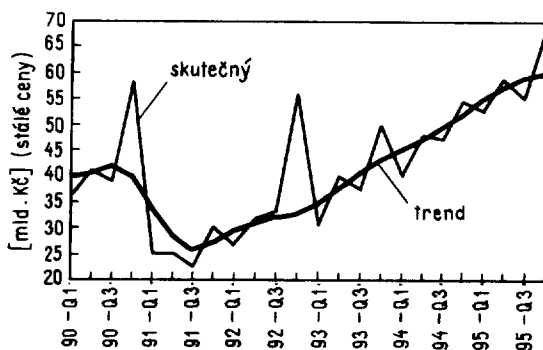
v %

	import	export
1. čtvrtletí	91,24	96,76
2. čtvrtletí	103,04	104,34
3. čtvrtletí	93,15	92,95
4. čtvrtletí	112,57	105,95

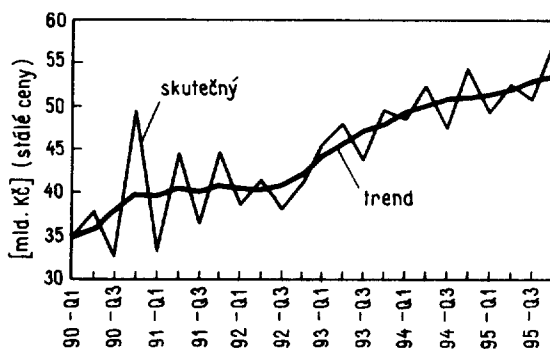
Tabulka 4 uvádí procentní podíl exportu či importu a jeho sezonně očištěné hodnoty. Je vidět, že zahraniční obchod má zřetelnou sezonní složku. První a třetí čtvrtletí se vyznačují jak nižším dovozem, tak také nižším vývozem, u zbylých čtvrtletí je tomu naopak. Ve druhém a třetím čtvrtletí je sezonní složka u obou veličin téměř shodná: ve 2. čtvrtletí se jak export, tak import v důsledku sezonního vlivu zvyšují zhruba o 3–4 %, ve 3. čtvrtletí klesají o 7 %. Rozdílná je však váha sezonní složky ve 4. a 1. čtvrtletí. Import výrazně akceleruje ve 4. čtvrtletí (necelých 13 % – zde se projevuje zřejmě každoroční nárůst předvánočního maloobchodního prodeje; sezonní

<sup>5</sup> U importu byla časová řada upravena o nárůst dovozu ve 4. čtvrtletí 1992, a to podle koeficientu příslušné regresní rovnice.

GRAF 1 Sezonní vývoj reálného importu



GRAF 2 Sezonní vývoj reálného exportu



složka je výrazně viditelná právě u skupiny průmyslových výrobků, tedy spotřebního zboží) a naopak dochází k jeho poklesu v 1. čtvrtletí (o necelých 9 %). U exportu jsou obě čtvrtletí vyrovnanější. Graficky je sezonnost znázorněna na *grafech 1 a 2*.

## Závěr

V práci byl analyzován vývoj českého zahraničního obchodu v letech 1993–1995. Obchodní bilance byla zkoumána jak z hlediska teritoriálního (ve sledovaném období zde nedošlo k podstatnějším změnám a spíše se udržely předcházející trendy), tak i z hlediska komoditního (vysokou dynamiku měla zejména skupina strojů, a to jak u dovozu, tak i u vývozu, a dále pak např. dovoz skupiny spotřebního zboží (1994), tržních výrobků a chemikálií (1995), u vývozu skupina průmyslových výrobků). Dále byly odhadovány důchodové a cenové elasticity, a to jak u importu, tak i u exportu. Závěrem byly statisticky rozloženy časové řady exportu a importu na sezonní, trendovou a náhodnou složku. Sezonní vývoj byl zjištěn u obou časových řad.

## LITERATURA

- HÁJEK, M. a kol.: A macroeconomic analysis of the Czech economy (1990–1994). [VP č. 34], Praha, Institut ekonomie (IE) ČNB 1995.
- HÁJEK, M. a kol.: Markoekonomická analýza České ekonomiky 1995. [VP č. 51], Praha, IE ČNB, 1996.
- HOLUB, T.: Analýza poptávky po importu v ČR. Finance a úvěr, 1996, č. 9, s. 511–519.
- JANÁČEK, K. a kol.: Česká ekonomika počátkem roku 1996, Hospodářské trendy č. 7, Komerční banka, únor 1996.
- JANÁČEK, K. a kol.: Česká ekonomika v polovině roku 1996. Hospodářské trendy č. 9, Komerční banka, červenec 1996.
- JOHNSTON, J.: Econometric methods. McGraw–Hill Book co., 1984.
- KREIDL, V.: Analýza české importní a exportní poptávky. Finance a úvěr, 1995, č. 12, s. 695–708.
- MANDEL, M.: Cenové elasticity poptávkových křivek v zahraničním obchodě a jejich vliv na saldo obchodní bilance a měnový kurs. Finance a úvěr, 1994, č. 2.
- Zpráva ČNB o vývoji platební bilance za rok 1993, 1994, 1995 a za 1. pololetí 1996.

Materiály ČSÚ, OECD, MMF.

## SUMMARY

### **Development of the Czech Foreign Trade in 1993–1996**

Marek KAPIČKA – Student on the Institute of the Economic Studies, Faculty of the Social Sciences, Charles University Prague

This paper focuses on the development of the Czech foreign trade since 1993. First, import, export and balance of trade are analysed both from the standpoint of commodity and territorial structure. Nominal growth of import and export is decomposed into real growth and growth of prices. Estimates of time dependence of the relative import and export commodity structure are made. Relative weight of Some SITC groups are found to be dependent on time.

In the second part of the paper, econometric analysis of export and import is undertaken. Estimates of price and income elasticities of real import are computed by OLS method. However, two different specifications of one model lead to sharply different estimates of elasticities, although all results are found to be highly statistically significant. Elasticities of real export are estimated subject to price index and real GDP of Germany, lagged by two quarters. Both relations are statistically significant, the estimate of import elasticity is found to be far higher than the estimate of price elasticity.

In the final part of the paper, time series of real export and import are statistically decomposed into seasonal, trend (and cyclical) and random part. Important seasonal pattern was found in both time series.