

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) 24 25 04 61

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

Petr ZAHRADNÍK: Perspektivy ekonomického růstu a otevřenosti ekonomiky v ČR: dílčí analýza 501

Tomáš HOLUB: Analýza poptávky po importu v ČR 511

Josef JÍLEK: Stabilizace devizové pozice české bankovní soustavy (2. část) 520

Jana KŘELINOVÁ – Petr PROCHÁZKA: Česká republika a kodexy liberalizace OECD 526

František PAVELKA: Hypotéky v ČR – trocha praktické teorie 539

Recenze

Karel ŠPAČEK: Potřebná a záslužná publikace o místních financích (Jitka Peková) 554

Daňové judikáty

Výběr ze soudních rozhodnutí ve věcech daní č. 17/96 559

CONTENTS

Petr ZAHRADNÍK: The Perspectives for Economic Growth and Openness in the Czech Republic: A Partial Analysis 501

Tomáš HOLUB: Analysis of Import Demand in the Czech Republic 511

Josef JÍLEK: Stabilization of the Foreign Exchange Position of the Czech Banking System (2nd Part) 520

Jana KŘELINOVÁ – Petr PROCHÁZKA: Czech Republic and OECD Codes of Liberalisation 526

František PAVELKA: Mortgage Banking in the Czech Republic 539

Book-Review

Karel ŠPAČEK: Local Finance (Jitka Peková) 554

Tax Judicial Decisions

Abstract from Court Decisions Concerning Taxation: No 17/96 559

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, Ph.D., Prof. Dr. František Vencovský, Ing. Jan Vít, Prof. Ing. Karol Vlachynský, CSc.

Analyza poptávky po importu v ČR¹

Tomáš HOLUB*

Rychlý růst importu, ke kterému v ČR dochází v posledních dvou letech, patří k nejzávažnějším hospodářským problémům. Schodek obchodní bilance v roce 1995 v jeho důsledku překročil hranici 100 mld. Kč a tendence ke zvyšování tohoto schodku se projevují i letos. Příčiny tohoto vývoje jsou mezi ekonomy i politiky živě diskutovány, jednoznačná shoda názorů však neexistuje.

Nejčastěji uváděným argumentem je nárůst importu v důsledku zvýšení domácí poptávky, zejména investiční, který je přirozenou součástí této fáze ekonomické transformace a s ní spojené restrukturalizace celého hospodářství. V situaci, kdy míra investic 32,2 % HDP [Vintrová 1996] výrazně převyšuje domácí akumulací potenciál (zhruba 24 % HDP), je jediným možným řešením zvýšení zahraničního zadlužení, a tedy (z definice) deficit běžného účtu platební bilance. Zastánci tohoto přístupu, mezi něž patří i vládní ekonomové, jsou toho názoru, že by bylo špatné tento proces jakkoli brzdit nějakým kurzovým nebo tarifním opatřením.

Předchozí empirický výzkum [Kreidl 1995], [Křčová 1996] však tuto hypotézu příliš nepotvrzoval. Například V. Kreidl [1995] dospěl k závěru, že důchodová elasticita českého importu je zhruba 1, zatímco cenová elasticita je 1,5. Tato čísla by znamenala, že reálnému zhodnocení koruny v důsledku inflačního diferenciálu lze přičíst relativně větší podíl na růstu importu než zvýšení domácího HDP. Naše stať si klade za cíl pokusit se odstranit zmíněný rozpor mezi intuitivním výkladem příčin současného vývoje a ekonomickou analýzou.

Teoretická východiska specifikace modelu

Při analýze vývoje importu se nejčastěji jako hlavní vysvětlující veličiny používají HDP (nebo nějaká jiná proměnná zastupující domácí kupní sílu) a proměnné vyjadřující cenovou konkurenceschopnost zahraničního zboží ve vztahu k domácímu (např. reálný efektivní měnový kurz nebo poměr domácího cenového indexu a indexu importních cen). Tyto dvě kauzální vazby jsou popsány standardní mikroekonomickou teorií zabývající se vlivem dů-

* Bc. Tomáš Holub, Komerční banka, a. s., Praha

Redakce příspěvek obdržela v červnu 1996.

¹ Autor děkuje M. Čihákovi a K. Janáčkovi z Komerční banky, a. s., za jejich cenné rady a připomínky, jimiž mu velmi pomohli při práci na konečné verzi této stati. Za případné nedostatky a chyby však, samozřejmě, nese výlučnou odpovědnost autor sám.

chodu a reálných cen na poptávku po jednotlivých komoditách. Standardně se předpokládá, že jsou domácí a zahraniční výrobky substituty a v obou případech se jedná o normální statky. Potom nárůst HDP vyvolá pozitivní důchodový efekt a vede, za jinak nezměněných podmínek, k zvýšení poptávky po importu. Pokles dovozních cen ve vztahu k cenám domácím zase znamená kladný substituční efekt a rovněž má za následek nárůst importu. Podrobnější diskuzi této problematiky lze nalézt ve všech standardních učebnicích mezinárodního obchodu (viz [Lindert 1986]) nebo makroekonomie (viz [Dornbusch–Fischer 1994]), a proto se jí dále nebudeme zabývat.

Kromě výše zmíněné teorie však existuje ještě jeden přístup k vývoji výkonové bilance, který rozvinuli monetaristé (např. J. J. Polak a H. G. Johnson) v průběhu 60. a 70. let. Jedná se o tzv. monetaristický přístup (monetary approach) k platební bilanci (viz [Mandel 1994]). Ten vychází z přesvědčení monetaristů, že nerovnováhy na trhu peněz se přenášejí do reálné ekonomiky, a to nejen prostřednictvím úrokové míry a investic, jak tvrdí keynesiánci, ale i přímo použitím přebytečných peněžních zůstatků k nákupu reálných aktiv.

Vychází se z těchto předpokladů: 1. národní produkt je trvale na své potenciální úrovni; 2. jedná se o malou otevřenou ekonomiku, jejíž domácí ceny jsou dány světovými cenami po přepočtu měnovým kurzem (země je tedy tzv. pricetaker); 3. pevně fixovaný měnový kurz; 4. konstantní hodnota důchodové rychlosti obratu peněz a peněžního multiplikátoru. Tyto předpoklady zajišťují, že nepůsobí ostatní vyrovnávací procesy na trhu peněz a na běžném účtu platební bilance (důchodový vyrovnávací proces, kurzový vyrovnávací proces a cenový vyrovnávací proces). Pak je jedinou možností konečného řešení převisu nabídky peněz nad poptávkou ekonomickými subjekty buď nákup státních cenných papírů od centrální banky, nebo nákup zahraničních finančních aktiv, či zvýšení importu zboží a služeb (viz [Kodera–Mandel 1995]). V těchto případech totiž dochází ke snížení měnové báze v důsledku operací na volném trhu, resp. intervencí centrální banky na trhu deviz, a tím k eliminaci monetárního převisu (po proběhnutí příslušného multiplikačního procesu).

Modely založené na tomto přístupu mají zajímavé dynamické aspekty. Peněžní zásoba totiž ovlivňuje saldo běžného účtu a to zpětně působí na peněžní zásobu (podrobněji viz [Kodera–Mandel 1995]). My se však v této analýze omezíme pouze na statické zkoumání vztahu mezi importem a monetárními veličinami.

Při teoretickém zkoumání vlivů jednotlivých vysvětlujících proměnných se většinou vychází z předpokladu, že ostatní veličiny se nemění. V reálném světě však takové předpoklady nebývají v převážné většině případů splněny. Jednotlivé faktory se pak navzájem kombinují a doplňují (důkazem toho je například skutečnost, že Koderovi s Mandelem [1995] vyšel v jejich regresním odhadu koeficient vlivu HDP na saldo běžného účtu statisticky významně záporný, což odporuje monetárnímu přístupu a svědčí o současném působení keynesovského důchodového procesu). Proto je podle mého názoru chybné některé vysvětlující veličiny nezahrnout do odhadovaného regresního modelu a riskovat tak jeho podspecifikaci. Výsledkem mohou být, v souladu s ekonometrickou teorií (viz [Lardaro 1993]), vychýlené a nekonzistentní odhady. To je jedno možné vysvětlení toho, proč dosavadní empirické studie odporují intuitivním soudům o výši cenové a důchodové elasticity dovozu v naší ekonomice. Tuto hypotézu se budeme snažit testovat zařazením vhodné monetární veličiny do regresní rovnice vedle standardních vysvětlujících proměnných.²

Na závěr této části je nutné zmínit se o jednom standardním ekonomickém problému. Je dosti zjednodušené modelovat jakýkoli trh pouze pomocí jedné rovnice. Proto by měl být použit systém dvou rovnic, neboť jinak vede metoda nejmenších čtverců k vychýleným a nekonzistentním odhadům (viz [Green 1993]). V našem případě nám může pomoci standardní předpoklad, že pro malou otevřenou ekonomiku je nabídka dokonale elastická a domácí ceny importu se rovnají zahraničním cenám po přepočtu měnovým kurzem. Je-li tomu tak, pak ceny importů jsou dány exogenně a nedostáváme se do výše zmíněných problémů. V tomto případě je možné použít jako měřítko cenové konkurenceschopnosti reálný efektivní měnový kurz³ s tím, že odhadujeme rovnici v redukovaném tvaru (rovnici vyjadřující trajektorii tržní rovnováhy poptávky s nabídkou), což je možné udělat pomocí metody běžných nejmenších čtverců. Použití tohoto postupu při praktické aplikaci nedávalo výsledky příliš odlišné od odhadu samotné poptávkové funkce (s použitím poměru domácích a importních cen), s nímž se proto v této práci spokojíme.

Vlastní specifikace modelu

Při snaze o vlastní specifikaci modelu narážíme na jeden významný problém. Zatímco ve standardním modelu je popisován vztah reálných veličin (reálný import, reálný HDP atd.), v případě monetárního převisu existuje přímočařejší vztah mezi nominálními proměnnými. Nakonec jsme se rozhodli postupovat tak, že jsme zařadili reálné monetární veličiny jako vysvětlující proměnné reálného importu; jsme si sice vědomi určité slabiny tohoto postupu, nicméně jsme přesvědčeni o tom, že tak napácháme menší škody, než kdybychom některý významný faktor úplně vynechali.

Rovněž vycházíme z monetaristického předpokladu, že reálná poptávka po penězích je lineární funkcí reálného HDP (jednotková důchodová elasticita) a nezávisí na úrokových sazbách (neboli z předpokladu konstantní rychlosti oběhu peněz). K tomuto kroku jsme v praxi byli, mimo jiné, nuceni poměrnou krátkostí analyzované časové řady (a tedy malým disponibilním počtem stupňů volnosti) a možnými problémy s multikolinearitou.

S použitím těchto zjednodušení je pak možné dospět k následující specifikaci:

$$IMP = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot (P / P^{imp}) + \alpha_2 \cdot Y + \alpha_3 \cdot (M/P - k \cdot Y) + \varepsilon \quad (1)$$

kde P je domácí cenový index, P^{imp} je index domácích dovozních cen, Y je reálný HDP, M/P je reálná peněžní zásoba a ε je stochastická chyba. Poslední člen rovnice představuje převis nabídky peněz nad poptávkou po nich. Nyní vidíme, že nárůst HDP má v tomto modelu dvojitý účinek. Podle keynesovského důchodového procesu poptávku po importech zvyšuje, v monetaristickém procesu však vede k nárůstu poptávky po reálných peněžních zůstatcích, snižuje převis na trhu peněz, a tudíž i import. Celkový vliv ná-

² Jednou z alternativních hypotéz je samozřejmě to, že jsou intuitivní závěry mylné.

³ Pakliže je v poptávkové rovnici cenová konkurenceschopnost vyjádřena podílem domácího cenového indexu a indexu importních cen (CPI/P^{imp}) a předpokládáme, že nabídka je dána rovnicí $P^{imp} = CPI^Z \cdot ER$, kde CPI^Z je zahraniční cenový index a ER je nominální měnový kurz, potom v redukovaném tvaru rovnice vystupuje člen $(CPI/CPI^Z \cdot ER)$, což je definice reálného kurzu.

růstu HDP je pak dán rozdílem koeficientů ($\alpha_2 - k \cdot \alpha_3$). Je-li však nárůst HDP centrální bankou plně obslužen zvýšením peněžní zásoby, nedochází ke změně situace na peněžním trhu a import vzroste o $\alpha_2 \cdot dY$ (kde dY značí změnu HDP).

Rovnici (1) lze zjednodušit následujícím způsobem:

$$IMP = \beta_0 + \beta_1 \cdot (P/P^{imp}) + \beta_2 \cdot Y + \beta_3 \cdot M/P + \varepsilon \quad (2)$$

kde $\beta_0 = \alpha_0$, $\beta_1 = \alpha_1$, $\beta_2 = \alpha_2 - k \cdot \alpha_3$ a $\beta_3 = \alpha_3$

Určitým specifickým rysem naší situace je existence společného státu se Slovenskem do konce roku 1992. Proto jsou za toto období k dispozici oficiální údaje pouze o importu ze zemí mimo SR, zatímco import včetně SR je možné pouze odhadnout (tato časová řada viz [Šujan 1995]). Otázkou je, kterou z těchto časových řad použít. Soustředění se pouze na dovoz bez Slovenska může vyvolat potíže, neboť tento dovoz mohl po rozdělení federace růst mimo jiné i kvůli nahrazování části dovozu ze SR importem z jiných zemí. Zahrnutí Slovenska však je rovněž problematické, neboť za dob existence ČSFR byl obchod s ním vlastně domácí, a tudíž se zřejmě řídil poněkud jinými pravidly. Proto jsme provedli odhady pro obě tyto řady. Výsledky však nebyly významně odlišné, takže dále budeme pracovat jen s importem včetně SR.

Standardním problémem každé empirické studie je volba vhodných cenových indexů a měnových agregátů. ČNB jako svůj cílový ukazatel používá agregát M2; proto s ním budeme pracovat i my. Volba cenového indexu je však složitější. V úvahu přicházejí v zásadě tři indexy – index spotřebitelských cen (CPI), deflátor HDP a index cen průmyslových výrobců (PPI). Ani jeden z těchto ukazatelů však není ideální. První dva totiž zahrnují i ceny tzv. neobchodovatelných statků, které nemají na konkurenceschopnost dovozů žádný přímý vliv, zatímco poslední z nich reprezentuje pouze podмноžinu z cen obchodovatelných statků (s jistými výjimkami). Volba vhodného indexu by proto měla být v zásadě provedena empiricky. V našem případě se omezíme na CPI a PPI, které jsou dostupnější, publikují se s kratší periodou a kratším zpožděním.

Při odhadech jsme se rovněž snažili zařadit i zpožděné hodnoty vysvětlujících proměnných, neboť je realistické předpokládat existenci časových zpoždění. Jejich koeficienty však nikdy nevyšly statisticky významné, což je možné částečně vysvětlit tím, že jsme používali čtvrtletní data a k velké části přízpusobením může dojít v průběhu tohoto časového intervalu. Dalším vysvětlením tohoto jevu je nebezpečí vzniku multikolinearity. V každém případě jsme se nakonec omezili na použití proměnných v běžném období.

Posledním problémem je očistění daných řad od sezonních a mimořádných vlivů, mezi něž patří zejména (i když ne pouze) rozdělení federace. Proto byly do konečného odhadu zařazeny i zástupné (dummy) proměnné.

Regresní odhad

V ekonometrické analýze byla použita čtvrtletní data z oficiálních pramenů (s výjimkou údajů o importu včetně SR do r. 1993) za období 1991–95, která byla převedena na společnou základnu: průměr roku 1993 = 100. Do rovnice jsme zařadili dummy proměnné $DQ1$, $DQ2$ a $DQ4$ pro první, druhé

a čtvrté čtvrtletí a $D92iv$ pro čtvrté čtvrtletí roku 1992 (kdy import narostl v důsledku očekávaného rozdělení federace a možných kurzových pohybů). Výsledky regresních odhadů metodou běžných nejmenších čtverců byly následující (v závorkách jsou t -statistiky):

$$(1) \quad IMP = -216,35 + 0,82 \cdot (CPI/P^{imp}) + 1,37 \cdot HDP + 0,82 \cdot (M2/P) + \\ (-7,66) \quad (5,75) \quad (5,28) \quad (3,82) \\ + 10,20 \cdot DQ1 + 16,26 \cdot DQ2 + 25,14 \cdot DQ4 + 28,31 \cdot D92iv \\ (2,79) \quad (4,65) \quad (6,48) \quad (4,64)$$

$$R^2 = 0,975$$

$$R^2 \text{ (upravené)} = 0,960$$

$$F\text{-statistika} = 66,59 \text{ (} P\text{-hodnota} = 0,0000)$$

$$\text{Durbinova-Watsonova statistika} = 2,44$$

$$(2) \quad IMP = -276,61 + 1,19 \cdot (PPI/P^{imp}) + 1,62 \cdot HDP + 0,80 \cdot (M2/P) + \\ (-9,32) \quad (5,98) \quad (6,08) \quad (3,80) \\ + 10,20 \cdot DQ1 + 16,26 \cdot DQ2 + 25,14 \cdot DQ4 + 28,31 \cdot D92iv \\ (3,44) \quad (4,80) \quad (7,24) \quad (4,58)$$

$$R^2 = 0,976$$

$$R^2 \text{ (upravené)} = 0,962$$

$$F\text{-statistika} = 70,51 \text{ (} P\text{-hodnota} = 0,0000)$$

$$\text{Durbinova-Watsonova statistika} = 2,51$$

Všechny hlavní vysvětlující proměnné (včetně reálné peněžní zásoby, jejíž vliv jsme se snažili prokázat) vyšly v těchto dvou regresích statisticky významné na hladině 1 %, pouze v prvním odhadu byla dummy proměnná $DQ1$ významná na hladině 5 %. Rovněž celkové vlastnosti odhadu jsou uspokojivé. Při použití PPI jako domácího cenového indexu vyšel mírně vyšší koeficient determinace i t -statistika než u CPI , nicméně je zřejmě těžké vyvodit z této skutečnosti nějaké závažnější závěry.

Durbinova-Watsonova statistika leží v „šedé zóně“, takže na jejím základě nemůžeme učinit žádný závěr o existenci či neexistenci autokorelace reziduí. Proto byly provedeny i alternativní testy, které tuto nerozhodnou oblast nemají (parciální autokorelační funkce, Q -statistika a Breuschův-Godfreyův test); ani ty však neumožnily hypotézu o nezávislosti reziduí na hladině významnosti 5 % zamítnout.

Interpretace výsledků

Při interpretaci těchto výsledků je vhodné spočítat si odhady elasticit, neboť ty mají větší vypovídací schopnost než odhady regresních koeficientů, jež jsou například ovlivněny volbou indexů všech proměnných (jejich normováním). Při lineární specifikaci modelu se však elasticity mění s hodnotami jednotlivých veličin, a proto vzniká problém, jak je spočítat. My jsme se rozhodli pro průměrné elasticity za zkoumané období, které jsme získali vynásobením odhadnutých koeficientů poměrem průměrných hodnot vysvětlující a vysvětlované proměnné.⁴

Pro *PPI* vyšla průměrná cenová elasticita 1,01 a důchodová elasticita 1,6. U odhadu s použitím *CPI* to bylo 0,74 a 1,36. Rozdíl v odhadnutých cenových elasticitách by se dal částečně zdůvodnit tím, že ve sledovaném období byly změny cen průmyslových výrobců většinou nižší než variabilita spotřebitelských cen. Rozdíl v důchodových elasticitách nepřekračuje meze možné statistické chyby. Elasticita importu vzhledem k reálné peněžní zásobě vyšla v obou případech mírně nad 0,8.

Nyní si na příkladu rovnice (1) ilustrujeme reakci importu na zvýšení indexu HDP o jednotku. Za jinak nezměněných podmínek vede tento nárůst ke zvýšení indexu importu o 1,37. Jak již bylo řečeno výše, kombinují se zde dva vlivy – pozitivní důchodový efekt a záporný efekt vyvolaný nárůstem poptávky po penězích (při nezměněné výši jejich nabídky). Pokud však centrální banka akomoduje zvýšení HDP stejným procentním zvýšením peněžní zásoby (a její index tudíž naroste rovněž o jednotku), je výsledkem nárůst reálného importu o 2,19 (1,37 + 0,82). Protože monetární politika ČNB byla v poslední době spíše expanzivní, je toto číslo („rovnovážná“ elasticita větší než 2) pro naši situaci daleko realističtější než odhad důchodové elasticity kolem 1, což jsme se snažili dokázat. Na základě této analýzy lze tedy konstatovat, že hlavní příčinou nárůstu importu za poslední dva roky je oživení domácí poptávky, nikoli reálné zhodnocování měny (i když i to přirozeně hraje svou roli).

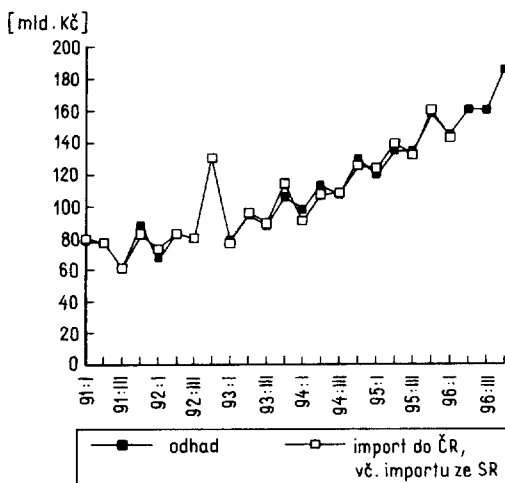
Na závěr této kapitoly se ještě stručně zastavme u koeficientů dummy proměnných. Jejich výše znamená, že absolutní člen má [v odhadu (1)] hodnotu -206,15 pro první (-216,35 + 10,20), -200,09 pro druhé, -216,35 pro třetí a -191,21 pro čtvrté čtvrtletí. Jinými slovy, sezonní složka reálného dovozu je nejnižší v třetím čtvrtletí, nejvyšší je naopak na konci roku. Koeficient u dummy proměnné *D92iv* zase říká, že očekávání rozdělení federace a možných kurzových pohybů zvýšilo index reálného dovozu v posledním čtvrtletí roku 1992 o 28,31.

Implikace pro hospodářskou politiku

Tato analýza prokázala, že na vývoj importu působí dvě veličiny, které mohou být nástrojem hospodářské politiky – kurz (přes domácí ceny importů) a peněžní zásoba. Přitom pro malou otevřenou ekonomiku platí – a vývoj v ČR v poslední době to potvrzuje –, že centrální banka nemůže v delším období zcela kontrolovat obě tyto veličiny, neboť fixní měnový kurz vede ke ztrátě autonomie monetární politiky. Když se například ČNB snaží zabránit zhodnocení koruny (a tudíž zhoršení obchodní bilance) intervencemi na devizovém trhu, zvyšuje tím peněžní bázi, což se multiplikativně promítne do nárůstu peněžní zásoby. Proti tomu sice může centrální banka bojovat sterilizacemi, pohybuje se však v bludném kruhu, neboť tak přiláká další zahraniční kapitál a opět zvýší apreciační tenze. Nakonec stejně dojde k nárůstu peněžní zásoby a vzniklý monetární převis vyvolává nerovnováhy, které se mimo jiné promítnou i do zvýšených importů.

To ovšem znamená, že je krajně obtížné snažit se dosáhnout nějaké „cílové“ úrovně importu a salda běžného účtu, protože pokus působit na ni přes jednu měnověpolitickou veličinu vede automaticky k protireakci ze strany

⁴ Elasticita je obecně definována jako: $(dY/dX) \cdot (X/Y)$, kde Y a X jsou vysvětlovaná, resp. vysvětlující proměnná a „d“ značí infinitesimální změnu. „Průměrnou“ elasticitu za období jsme spočítali tak, že jsme za X a Y použili jejich průměrné hodnoty.



veličiny druhé⁵. V delším období má platební bilance tendenci vyrovnávat se. Jsou-li, při daných světových úrokových mírách, domácí úspory nižší než investiční poptávka, dojde zákonitě ke vzniku deficitu běžného účtu financovanému přílivem kapitálu ze zahraničí. Tomuto vývoji se může centrální banka snažit zabránit, nicméně má malou naději na úspěch. Naopak tím riskuje destabilizaci ekonomiky.

ČNB by především měla sledovat cíle vnitřní rovnováhy, tj. snižování tempa růstu peněžní zásoby a inflace. Neměla by se nechat odradit tím, že restriktivní monetární politika může krátkodobě vést – prostřednictvím zvyšování úrokových sazeb – k apreciaci koruny v rámci fluktuálního pásma, a tak k dalšímu zhoršení salda obchodní bilance. Tento kurzový pohyb bude totiž v průběhu času vykompenzován snížením přebytku nabídky na trhu peněz a s jistým zpožděním – kolem 6 měsíců (viz [Čihák–Janáček 1996]) – i poklesem inflace, který zpomalí reálné zhodnocování naší měny.

Odhad vývoje v roce 1996

Regresní odhad sub (1) byl rovněž použit k prognóze vývoje reálného a nominálního importu v roce 1996. Vyšli jsme z předpokladů, že: a) HDP poroste v průměru o 5,5 % – to je naše prognóza pro celoroční růst (viz [Janáček et al. 1996]); b) dovozní ceny porostou v průměru o 3 % (tj. budou zhruba kopírovat zahraniční inflaci a nedojde k výraznějším změnám nominálního kurzu koruny); c) CPI poroste v průměru o 8,5 %; d) ČNB se postupně bude dařit snižovat tempo růstu peněžní zásoby k jejímu měnovému cíli (14–17 %).

Výsledek prognózy nominálního importu (v běžných cenách) ukazuje graf 1. Podle ní by měl tento import v roce 1996 dosáhnout zhruba

⁵ Určitou možností, jak omezit příliv zahraničního kapitálu a přitom nevyvolat apreciaci měny, bylo rozšíření fluktuálního pásma koruny, které významně zvýšilo prvek kurzové nejistoty při rozhodování zahraničních investorů. Toto opatření ČNB zavedla 28. února tohoto roku a bylo, zdá se, úspěšné. V prvním čtvrtletí došlo k odlivu krátkodobého kapitálu (-274,7 mil. USD) a portfoliových investic (-129 mil. USD) a poprvé po dlouhé době poklesly devizové rezervy (-489,9 mil. USD).

649,5 mld. Kč. (Na počátku ledna 1996 přešel ČSÚ na novou metodiku zpracování dat zahraničního obchodu. Protože je celá tato analýza založena na datech podle staré metodiky, platí to samozřejmě i o prognóze.)

Pokud by zároveň zůstala zachována současná dynamika nominálního exportu (růst 12,5 % za první čtyři měsíce letošního roku), výsledný schodek obchodní bilance by činil zhruba 140 mld. Kč, což představuje více než 10 % HDP. Při předpokládaném přebytku ostatních položek (služby, transfery a výnosy) v rozmezí 55–65 mld. Kč by běžný účet skončil deficitem 75–85 mld. Kč (tedy více než 5 % HDP).

Závěr

Tato analýza potvrdila relevantnost situace na trhu peněz pro vývoj importu, a tím i fungování monetaristického vyrovnávacího procesu platební bilance; ten (spolu s nárůstem HDP a postupným reálným zhodnocením koruny v důsledku inflačního diferenciálu) způsobuje, že i přes stabilní nominální kurz dochází postupně k zvyšování deficitu běžného účtu na úrovni, jež odpovídá současné fázi ekonomické transformace a s ní spojené fyzické restrukturalizace v průmyslu i ostatních sektorech ekonomiky. Ze strany ČNB by proto bylo chybou, kdyby se obávala provádění nutné restrikce z toho důvodu, aby neurychlila reálné zhodnocení měny a aprecií nominálního kurzu v rámci flukтуаčního pásma, a tím dále nezhoršila situaci v zahraničním obchodě. Tento pohyb bude totiž brzy vykompenzován snížením monetárního převisu a s jistým zpožděním i zpomalením inflace (které by mělo být hlavním cílem centrální banky).

Potvrdí-li se vhodnost našeho modelu pro prognózování a zůstanou-li během roku zachovány dosavadní trendy všech vysvětlujících veličin i dynamika exportu, mohl by se letos schodek obchodní bilance vyšplhat zhruba ke 140 mld. Kč.

Na závěr je nutné upozornit na některá úskalí této analýzy, kvůli nimž by se mohl budoucí vývoj od předpovídaných hodnot lišit. Za prvé, je to tradiční problém spojený s malou spolehlivostí dat (zřejmě zejména u odhadů dovozu včetně SR před rokem 1993). Dále pak nesmíme zapomenout na řadu šoků, jako byl například rozpad RVHP nebo rozdělení ČSFR, které mohly vést k strukturálním posunům v hodnotách koeficientů (provést jejich testy je však prakticky nemožné kvůli problémům s multikolinearitou a krátkostí časové řady). A v neposlední řadě stojíme před standardním problémem, do jaké míry lze sestavit jednoduchý ekonometrický model, který by přesně popisoval ekonomické procesy. Například v první polovině roku došlo v důsledku akumulace zásob k výrazně většímu meziročnímu nárůstu importu, než byla naše rovnice schopna popsat, v poslední době se naopak rýsuje tendence k rychlejšímu poklesu tempa růstu importu oproti uvedeným odhadům. Potvrdí-li se tento trend v delším období, bude nutné zamyslet se nad specifikací celého modelu. Přes všechny tyto výhrady však doufáme, že tento text může přispět k porozumění některým aspektům současného vývoje v zahraničním obchodě.

LITERATURA

- ČIHÁK, M.–JANÁČEK, K.: Inlace v České republice v polovině devadesátých let. *Hospodářské trendy*, č. 8 (Komerční banka, Praha), duben 1996.
- DORNBUSCH, R.–FISCHER, S.: *Makroekonomie*. 6. vydání. Praha, SPN a Nadace Economics, 1994.
- GREEN, H.: *Econometric Analysis*. 2nd edition. Macmillan, New York 1993.
- JANÁČEK, K.–ČIHÁK, M.–FRÝDMANOVÁ, M.–ZAMRAZILOVÁ, E.: *Hospodářské trendy*, č. 7 (Komerční banka, Praha) únor 1996.
- KODERA, J.–MANDEL, M.: Monetární přístup k automatickému vyrovnávacímu procesu obchodní bilance. *Politická ekonomie*, 1995, č. 1, s. 71–80.
- KRČOVÁ, B.: Nastartují dnešní dovozy zítřejší vývozy? *Ekonom*, 1996, č. 23, s. 29–36.
- KREIDL, V.: Analýza české importní a exportní poptávky. *Finance a úvěr*, 1995, č. 12, s. 695–708.
- LARDARO, L.: *Applied Econometrics*. HarperCollins Colledge Publishers, New York 1993.
- LINDERT, P. H.: *International Economics*. Irwin Homewood, Illinois 1986.
- MANDEL, M.: *Centrální banka v otevřené ekonomice*. Praha, VŠE 1994.
- ŠUJAN, I.: *Ekonomická analýza a krátkodobá prognóza vývoje zahraničního obchodu*. Praha, ČSÚ, 7. 6. 1995.
- VINTROVÁ, R.: Nastartovaný ekonomický růst se udrží. *Ekonom*, 1996, č. 21, s. 19–23.

SUMMARY

Analysis of Import Demand in the Czech Republic

Tomáš HOLUB, Komerční banka, a. s., Prague

This paper presents an econometric analysis of import demand in the Czech Republic by identifying the factors responsible for rapid import growth and estimating their relative importance.

The article starts with a brief overview of import demand theories, including the monetary approach to the current account adjustment processes. This specific model is based on the monetarist assumption that money market imbalances affect the real economy. Consequently, the real money supply is included alongside the traditional variables.

Estimates made by the ordinary least squares regression analysis are used to calculate the average elasticities for the studied period. These imply that the growth of domestic demand, represented by the combined effects of GDP and money supply growth, is the most important factor explaining import dynamics. The real appreciation of the exchange rate, a result from the inflation differential, does affect imports, but is not the dominant factor.

Based on this model, the potential impacts of monetary policy on imports are evaluated. The conclusion reached is that the central bank should concentrate on sustaining the internal balance of the economy and not try to control the trade deficit.