

Vydává Fakulta sociálních věd Univerzity Karlovy v Praze ve spolupráci s Českou národní bankou a Ministerstvem financí ČR ve vydavatelství **Economia, a. s., Praha**

© Fakulta sociálních věd UK Praha

Adresa redakce: Vinohradská 49

120 74 Praha 2

tel.: (02) 22 25 00 36 nebo: (02) 215 93 171

fax: (02) 22 25 04 62

e-mail: red.fau@iol.cz

http://web.iol.cz/fau

**Šéfredaktor: Doc. Ing. Zdeněk Tůma, CSc.**

**Výkonná redaktorka: Mgr. Renata Nováková**

**Publishers: Faculty of Social Sciences, Charles University, Prague, in Cooperation with the Czech National Bank and the Ministry of Finance of the CR in Publishing House **Economia, Prague****

© Faculty of Social Sciences, Charles University, Prague

Editor's Office: Vinohradská 49

120 74 Prague 2

Czech Republic

**Editor in Chief: Zdeněk Tůma**

## OBSAH

Tomáš HOLUB: Ceny v českém zahraničním obchodě ..... 253

Miloš FILIP: Doporučení analytiků na českém akciovém trhu – jsou k užítku? (2. část) ..... 268

### Semináře ČSE

Karel PŮLPÁN: Tradice českého keynesiánství ..... 281

### Recenze

Václav KLUSOŇ: 50 let ekonomických reforem (Z. Šulc) ..... 285

### Daňové judikáty

Výběr ze soudních rozhodnutí ve věcech daní č. 8–12/99 ..... 290

Ve středu čísla:

**Quarterly Economic and Fiscal Bulletin of the CR No 18**

## CONTENTS

Tomáš HOLUB: Prices in Czech Foreign Trade ..... 253

Miloš FILIP: Analysts' Recommendations on Czech Stock Exchange – Are They Worth Anything? (2nd part) ..... 268

### CES Seminars

Karel PŮLPÁN: Traditions of Czech Keynesian Economics ..... 281

### Book-Review

Václav KLUSOŇ: 50 Years of Economic Reforms (Z. Šulc) ..... 285

### Tax Judicial Decisions

Abstract from Court Decisions Concerning Taxation No 8–12/99 ..... 290

In the middle of this issue:

**Quarterly Economic and Fiscal Bulletin of the CR No 18**

*Autorská práva vykonává vydavatel (viz § 4 zák. č. 35/1965 Sb. ve znění změn a doplňků). Užití částí nebo celku publikovaných textů – vč. publikovaných zpracovaných znění judikátů – rozmnožování a šíření jakýmkoli způsobem (zejména mechanickým nebo elektronickým) bez výslovného svolení vydavatele je **zakázáno**.*

**Ediční kruh:** Doc. Ing. Aleš Bulíř, MSc., CSc., Ing. Petr Dvořák, Ing. Věra Kameníčková, CSc., Ing. Evžen Kočenda, PhD., Prof. Ing. Michal Mejstřík, CSc., Doc. Ing. Karel Půlpán, CSc., Ing. Ondřej Schneider, PhD. (zástupce předsedy), Ing. Miroslav Singer, PhD., Mgr. Kateřina Šmídková, MA, Doc. Ing. Zdeněk Tůma, CSc. (předseda), Doc. Ing. Miloslav Vošvrda, CSc.

**Redakční rada:** Doc. Ing. Aleš Bulíř, MSc., CSc., PhD. Zdeněk Drábek, Ing. Petr Dvořák, Gabriel Eichler, Ing. Michaela Erbenová, PhD., Ing. Milena Horčicová, CSc., Ing. Miroslav Hrnčíř, DrSc., Prof. Ing. Kamil Janáček, CSc., Ing. Tomáš Ježek, CSc., Ing. Jiří Jonáš, Ing. Jan Klacek, CSc., Ing. Ivan Kočárník, CSc. (předseda), Ing. Jiří Kunert, Ing. Pavel Kysilka, CSc., Prof. Ing. Michal Mejstřík, CSc., Ing. Jan Mládek, CSc., Prof. Ing. Lubomír Mlčoch, CSc., Ing. Jiří Pospíšil, Doc. Ing. Zbyněk Revenda, CSc., Ing. Pavel Štěpánek, CSc., Doc. Ing. Zdeněk Tůma, CSc., Doc. Ing. František Turnovec, CSc., Prof. Dr. František Vencovský, Prof. Ing. Karol Vlachynský, CSc.

# Ceny v českém zahraničním obchodě

Tomáš HOLUB\*

Ceny v českém zahraničním obchodě zůstávaly dlouhou dobu na okraji zájmu většiny analytiků. Jednalo se o přirozený důsledek skutečnosti, že až do února 1996 měla Česká republika pevný měnový kurz. Díky tomu byl vývoj cen v zahraničním obchodě relativně stabilní. Od poloviny roku 1996 se však situace změnila s tím, jak u kurzu koruny začalo docházet k výrazným pohybům.

V současné době představují ceny v zahraničním obchodě jeden z významných faktorů makroekonomického vývoje v ČR. Za prvé mají bezprostřední vztah k vývoji inflace, neboť dovážené komodity jsou součástí spotřebitelského koše i výrobních vstupů českých firem. Za druhé výrazně ovlivňují nominální i reálná tempa růstu vývozu a dovozu, a tím změny v obchodní bilanci ČR.

Vzhledem k tomu, že u hlavního vysvětlujícího faktoru cen vývozu a dovozu – měnového kurzu – dochází k významným pohybům relativně krátkou dobu (zhruba od poloviny roku 1996), mají informace obsažené v datech zatím pouze omezenou vypovídací schopnost. Proto nelze očekávat ani silné, konečné závěry, ale spíše jen první pohled na studovanou problematiku. V kapitole 2 se zabýváme historickým vývojem cen vývozu a identifikací hlavních faktorů, které na tento vývoj pravděpodobně působily. Totéž je v kapitole 3 prezentováno i pro ceny dovozu. V kapitole 4 jsou uvedeny výsledky jednoduché regresní analýzy cen v zahraničním obchodě, kapitola 5 shrnuje hlavní poznatky a závěry. Než se však přistoupíme k samotné analýze, podívejme se nejprve v krátkosti na dostupná data o cenách vývozu a dovozu – jejich zdroje a metodologické problémy.

## 1. Data

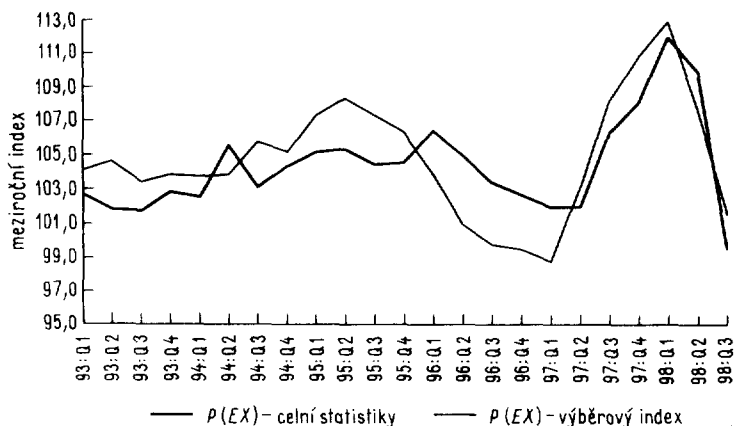
Vývoj (korunových) cen v zahraničním obchodě je v ČR sledován dvěma způsoby: jednak z celních statistik, jednak výběrovým šetřením. Oba typy ukazatelů se přitom liší jak metodologií výpočtu, tak donedávna i periodicitou měření.

---

\* Mgr. Tomáš Holub – tým hlavního ekonomů Komerční banky, a. s., Praha

Za užitečné rady a připomínky děkuje autor Martinu Čihákovi z Komerční banky a dvěma anonymním recenzentům(kám); případné chyby a nedostatky samozřejmě padají pouze na autorovu hlavu.

GRAF 1 Ceny vývozu z celních statistik a výběrového šetření



pramen: ČSÚ

Údaje z celních statistik jsou vypočteny z deklarovaných celních hodnot a fyzického objemu zboží. V důsledku toho na ně působí nejen samotný vývoj cen, ale i změny zbožové struktury zahraničního obchodu. Hlavní výhodou těchto ukazatelů je skutečnost, že jsou k dispozici jako měsíční pozorování od roku 1993. Protože v této analýze budeme preferovat práci s měsíčními údaji<sup>1</sup>, bude větší pozornost věnována právě údajům z celních statistik. Na druhé straně je však s těmito daty spojen i jeden významný problém: od počátku roku 1996 změnil ČSÚ metodiku statistiky zahraničního obchodu založenou na celních statistikách. Proto starší data nejsou stoprocentně konzistentní s údaji novějšími.

Výběrové indexy cen dovozu a vývozu jsou získávány sledováním cen u vybraných reprezentantů (1020 v případě dovozu, 1250 u vývozu), které mají přisouzeny stálé váhy založené na komoditní struktuře zahraničního obchodu z roku 1993. Růst výběrových indexů proto odráží čistě změny cen, nikoli struktury v zahraničním obchodě<sup>2</sup>. Tato výhoda výběrových indexů, tj. existence stálých vah, však může být zároveň jejich nevýhodou, neboť od roku 1993 došlo v ČR k tak významným změnám komoditní struktury zahraničního obchodu, že váhové schéma z roku 1993 již nemusí být adekvátní. Další nevýhodou těchto ukazatelů je skutečnost, že až do počátku letošního roku byly sledovány pouze ve čtvrtletní periodicitě. Z tohoto důvodu s nimi budeme pracovat až v závěru této analýzy.

Graf 1 proovnává čtvrtletní vývoj indexu vývozních cen z celních statistik a výběrového šetření. Jak vidíme, oba tyto ukazatele mají dlouhodobou tendenci pohybovat se společně, krátkodobě mezi nimi však mohou být

<sup>1</sup> Měsíční údaje preferujeme ze tří základních důvodů: za prvé kvůli krátkosti časových řad, za druhé proto, že umožňují jemnější analýzu časových zpoždění, a za třetí proto, že jedním z cílů této práce je umožnit úplnější pohled na vliv měnového kurzu na vývoj inflace a zahraničního obchodu v ČR, což jsou veličiny sledované v měsíční periodicitě.

<sup>2</sup> Podrobnější popis metodologie výpočtu jednotlivých ukazatelů vývoje cen v zahraničním obchodě viz v pravidelných publikacích ČSÚ „Zahraníční obchod“ a „Indexy cen dovozu a vývozu v ČR“.

významné rozdíly. Výběrový index byl v minulosti kolísavější – jeho zpomalování v roce 1996 a počátkem roku 1997 bylo výraznější než u průměrných celních hodnot vývozu, následné zrychlení však bylo o to rychlejší a silnější. K podobnému zjištění bychom dospěli i při srovnání obou ukazatelů dovozních cen (s tím, že v tomto případě jsou krátkodobé odchylky ještě výraznější).

Význam těchto odlišností vynikne například tehdy, pokud porovnáme vývoj směnných relací ČR (tj. podíl indexu vývozních a dovozních cen) za první tři čtvrtletí roku 1998: podle údajů z celní statistiky se v tomto období zlepšovaly zhruba o 2,0 % meziročně, zatímco podle výběrových šetření zhruba o 7,5 % meziročně. Je tedy zřejmé, že vysvětlení příčin rychlého poklesu schodku obchodní bilance v roce 1998 se bude výrazně lišit podle toho, které z údajů o cenách v zahraničním obchodě použijeme k očištění nominálních temp dovozu a vývozu.<sup>3</sup>

Rozdíly je pro oba typy ukazatelů možné očekávat i u odhadů délek zpoždění a citlivostí vývozních a dovozních cen na jednotlivé vysvětlující veličiny (viz kapitola 4). To samozřejmě může vést k odlišné představě o tom, jak tyto veličiny působí prostřednictvím cen v zahraničním obchodě na vývoj inflace i obchodní bilance v ČR.

## 2. Ceny vývozu

*Graf 2* znázorňuje meziroční index cen vývozu (podle celní statistiky) od ledna 1993 do října 1998. Zároveň zachycuje vývoj dvou hlavních faktorů, které by měly růst vývozních cen ovlivňovat.

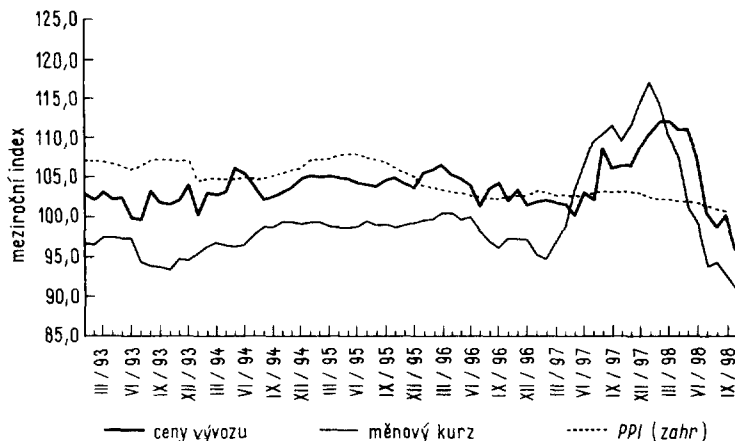
Prvním z nich je měnový kurz, který slouží k přepočtu devizových cen na koruny. Znehodnocení (zhodnocení) kurzu znamená, že stejná cena v devizách se v korunovém vyjádření zvýší (sníží). Mezi měnovým kurzem a cenami v zahraničním obchodě by tedy měl být kladný vztah. V případě, že je země dokonalým cenovým příjemcem (tzv. price-taker) a její devizové ceny vývozu a dovozu jsou tedy rovny cenám jednotlivých komodit v zahraničí, by tento vztah měl být navíc proporcionální, tj. jednocentní meziroční znehodnocení měny by mělo vést k jednocentnímu meziročnímu růstu cen vývozu i dovozu. Na agregátní úrovni přitom není ani tak důležitý bilaterální kurz vůči jedné zemi, ale efektivní měnový kurz vůči všem obchodním partnerům. Ten jsme pro účely této analýzy spočítali jako váženou meziroční změnu kurzu koruny vůči měnám 10 vybraných zemí, jež se na českém zahraničním obchodě podílejí zhruba 70 až 75 %.<sup>4</sup> Váhy jednotlivých zemí odpovídaly jejich průměrnému podílu na českém vývozu v letech 1993 až 1998 (1. pololetí), pouze váha USD byla zvýšena tak, aby se rovnala podílu této měny na financování vývozu z ČR.<sup>5</sup>

<sup>3</sup> Zatímco výběrová šetření přisuzují zhruba 50% podíl na zlepšení obchodní bilance růstu směnných relací a 50% podíl předstihu reálného tempa růstu vývozu před dovozem, údaje z celní statistiky naznačují relativně malý příspěvek směnných relací a velkou váhu kladou na rozdíl v reálných tempech vývozu a dovozu.

<sup>4</sup> Těmito zeměmi byly USA, Velká Británie, Francie, Itálie, SRN, Rakousko, Nizozemí, Maďarsko, Polsko a SR.

<sup>5</sup> Podíl USA na českém zahraničním obchodě neodráží dostatečně význam USD při financování zahraničního obchodu. Například v prvním pololetí 1998 byl podíl USA na vývozu z ČR zhruba 4 %, zatímco v USD bylo placeno více než 17 % vývozu.

GRAF 2 Ceny vývozu, měnový kurz a zahraniční ceny výrobců



pramen: ČSÚ; OECD; vlastní výpočty

Druhým z faktorů působících na ceny v zahraničním obchodě je meziroční růst zahraničních cen průmyslové produkce.<sup>6</sup> Růst výrobních cen v zahraničí udává, o kolik mohou ceny vývozu z ČR růst v případě stabilního kurzu, aniž by se zhoršovala cenová konkurenceschopnost českých výrobců (a zároveň udává, o kolik musejí při stabilním kurzu růst ceny dovozu, aniž by se snižovaly relativní ziskové marže zahraničních výrobců či českých dovozců). Intuitivně bychom proto očekávali, že vztah mezi růstem zahraničních cen průmyslových výrobců a vývozními (i dovozními) cenami bude kladný (a v případě dokonalého cenového příjemce také proporcionální). Růst zahraničního PPI z grafu 2 byl spočítán jako vážený průměr za vybrané země s využitím jejich podílu na českém vývozu<sup>7</sup>.

Jak vidíme z grafu 2, od roku 1993 do roku 1995 se meziroční růst vývozních cen většinou pohyboval mezi 0 a 5 %. Počátkem roku 1996 došlo ke krátkodobému zvýšení nad tento interval v důsledku mírného znehodnocování měnového kurzu a nejistoty spojené s očekávaným rozšířením fluktuací pásma koruny. Poté se však růst cen vývozu opět zpomalil až zhruba na 0 %; zde bylo hlavním vlivem zhodnocování měnového kurzu po přitvrzení měnové politiky v polovině roku 1996. Ke skutečně výrazným výkyvům v meziročním růstu vývozních cen však došlo teprve v období červen 1997 až říjen 1998. Měnová krize z května 1997 si vynutila okamžité znehodnocení koruny o více než 10 %, a to vedlo k postupnému zrychlení meziročního růstu cen vývozu na dvouciferné hodnoty (maximum 12,2 % v březnu 1998).

<sup>6</sup> Jeden z recenzentů doporučoval pracovat namísto zahraničních výrobních cen s indexem velkoobchodních cen. Tento indikátor je však k dispozici jen pro některé ze zemí, které jsme používali pro výpočet efektivního měnového kurzu a „efektivních“ zahraničních cen, což je významná nevýhoda.

<sup>7</sup> Oproti průměrnému kurzu bylo z důvodů nedostupnosti dat vynecháno Rakousko a Francie. Zbyly tedy země, jejichž podíl na českém zahraničním obchodě představuje zhruba 60 až 65 %. Váha USA v tomto případě nebyla zvyšována, tzv. že odpovídala podílu USA na českém vývozu.

Posílení koruny v roce 1998 naopak znamenalo zpomalování vývozních cen, které jsme mohli pozorovat od druhého čtvrtletí roku 1998.

Graf 2 jasně ukazuje, že vazba mezi vývojem vývozních cen a měnovým kurzem je dosti silná, tj. obě časové řady se dlouhodobě vyvíjejí souběžně. Na druhé straně však tento vztah zřejmě není proporcionální, tj. po jedno-percentním znehodnocení kurzu nenásleduje zrychlení vývozních cen také o jedno procento, ale zrychlení nižší. To naznačuje nižší kolísavost cen vývozu v porovnání s výkyvy měnového kurzu. Zároveň zde existuje určité časové zpoždění. Například v roce 1997 byl měnový kurz nejsilnější v únoru a poté již začal oslabovat, růst vývozních cen však dosáhl minima až v květnu. Stejně tak v roce 1998 bylo meziroční znehodnocení koruny nejméně výraznější v lednu, růst vývozních cen však kulminoval až v únoru a březnu. Z těchto dvou případů by se dalo usoudit, že se zpoždění pohybuje mezi 1 až 3 měsíci.

Na druhé straně však z grafu 2 nevyplývá, že by existovala příliš silná korelace mezi krátkodobými změnami českých vývozních cen a zahraničních výrobních cen. Přesto určitě stojí za povšimnutí, že od roku 1993 až do poloviny roku 1997 byl rozdíl v jejich meziročních tempech růstu většinou malý a mezera mezi těmito tempy navíc měla tendenci neustále se snižovat s tím, jak se vývoj nominálního měnového kurzu (vůči námi používanému koši měn) posouval od mírného meziročního zhodnocování k stabilní hodnotě (vůči oficiálnímu měnovému koši 65 % DEM a 35 % USD byl měnový kurz stabilní). To naznačuje, že v dlouhodobějším horizontu určitý vztah mezi zahraničními výrobními cenami a českými vývozními cenami zřejmě existuje.<sup>8</sup>

### 3. Ceny dovozu

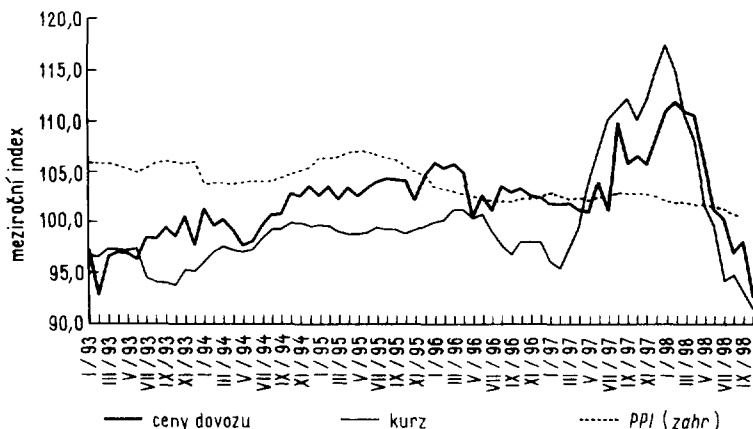
*Graf 3* znázorňuje meziroční index cen dovozu (opět podle celní statistiky). Vedle toho obsahuje i stejné vysvětlující veličiny jako graf 2, tj. vývoj měnového kurzu a zahraničních cen průmyslových výrobců (nyní jsme však při výpočtu těchto veličin použili jako váhy průměrné podíly jednotlivých zemí na dovozu, a nikoli na vývozu ČR).

Jak vidíme, i v případě dovozních cen je vztah k vývoji měnového kurzu poměrně silný. Pro starší období se může dokonce zdát ještě pevnější než u vývozních cen, neboť v roce 1993, kdy se nominální kurz zhodnocoval (mimo jiné kvůli devalvaci slovenské koruny), dovozní ceny klesaly, zatímco vývozní ceny rostly<sup>9</sup>. Zkušenosti z roku 1997 a 1998 naznačují totéž jako u vývozních cen: časové zpoždění mezi kurzem a cenami dovozu se pohybuje mezi 1 až 3 měsíci.

<sup>8</sup> Vztah mezi vývozními cenami a zahraničními cenami výrobců je v grafickém znázornění ještě zřetelnější, pokud místo váženého růstu zahraničních cen použijeme pouze ceny průmyslových výrobců v SRN, tj. u hlavního obchodního partnera ČR. Zatímco v období let 1993–96 (tj. v době fixního kurzu) byla jednoduchá korelace mezi českými vývozními cenami a celkovým indexem zahraničních výrobních cen zhruba nulová, korelace mezi cenami vývozu v ČR a produkčními cenami v SRN dosahovala 0,5. To naznačuje, že význam této země je v českém zahraničním obchodě ještě větší, než by odpovídalo její váze na celkovém vývozu – SRN (popř. celá EU) může pro řadu vývozců představovat jistý referenční bod, podle kterého se řídí i v obchodě s jinými zeměmi.

<sup>9</sup> Zatímco u indexu vývozních cen dosahovala v období 1993–96 jednoduchá korelace s měnovým kurzem 0,57, v případě dovozních cen tato korelace činila 0,67.

GRAF 3 Ceny dovozu, měnový kurz a zahraniční ceny výrobců



pramen: ČSÚ; OECD; vlastní výpočet

O co pevnější se ve starším období jeví vztah kurzu a dovozních cen, o to méně pevný je vztah zahraničních výrobních cen a dovozních cen v ČR.<sup>10</sup> Opět je však vidět, že meziroční růst těchto dvou veličin měl až do měnových turbulencí v roce 1997 tendenci se sblížovat a v období zhruba stabilního měnového kurzu se zcela vyrovnal.

Vedle měnového kurzu a zahraničních výrobních cen stojí u cen dovozu jako důležitý faktor za zmínku i vývoj světových cen komodit. ČR je čistým dovozcem surovin (obzvláště významná je závislost na dovozech ropy a zemního plynu), a změny komoditních cen tak mohou představovat jeden z důležitých faktorů pro vývoj dovozních cen (zatímco u vývozních cen je tato závislost intuitivně – a naše analýzy to potvrzují – v podstatě zanedbatelná). Příznivý vývoj cen komodit v letech 1997 a 1998 nejprve přispěl k utlumení vlivu znehodnocení koruny na dovozní ceny a od druhého čtvrtletí 1998 napomohl k rychlému snížení tempa jejich růstu až pod minus 5 % meziročně.

#### 4. Regresní analýza

V této kapitole se pokusíme testovat předběžné poznatky z předchozích kapitol s použitím jednoduché ekonometrické analýzy.<sup>11</sup> Prvním krokem při

<sup>10</sup> V letech 1993–96 byla jednoduchá korelace těchto veličin dokonce záporná (–0,21).

<sup>11</sup> Jednou ze standardních podmínek analýzy časových řad je jejich stacionarita. Tu jsme zkoumali s použitím rozšířeného Dickeyho-Fullerova testu, a to jak pro měsíční i čtvrtletní údaje o vývozních a dovozních cenách podle celních statistik, tak pro čtvrtletní data cen vývozu a dovozu podle výběrových šetření. Ve většině případů byly výsledky testů příznivé (tj. zamítaly existenci jednotkového kořene), pouze pro dovozní ceny podle celních statistik (v měsíčním i čtvrtletním vyjádření) se stacionaritu prokázat nepodařilo. Nejspíš se však jednalo o problém spojený s krátkostí časových řad a z toho plynoucí nízké síly testu a jeho malé robustnosti vůči použitému vzorku pozorování. Ve všech odhadech jsme rovněž testovali stacionaritu reziduí – a testy ji potvrzovaly.

TABULKA 1 Celkové statistiky odhadu

$p(ex)$	$p(im)$
$R^2 = 0,83$	$R^2 = 0,88$
$R^2$ (upravené) = 0,76	$R^2$ (upravené) = 0,82
$F$ -statistika = 11,91	$F$ -statistika = 16,07
( $P$ -hodnota = 0,00)	( $P$ -hodnota = 0,00)

ní byl odhad obecných modelů pro měsíční údaje o cenách vývozu i dovozu podle celních statistik a testování statistické významnosti jednotlivých vysvětlujících veličin. Konkrétně jsme použili následující dva modely:

$$p(ex)_t = \alpha + \sum_{i=1}^6 \beta_i er_{t-i}^e + \sum_{i=1}^6 \gamma_i ppiz_{t-i}^e + \sum_{i=1}^6 \delta_i p(ex)_{t-i} + \varepsilon_t$$

$$p(im)_t = \alpha' + \sum_{i=1}^5 \beta'_i er_{t-i}^i + \sum_{i=1}^5 \gamma'_i ppiz_{t-i}^i + \sum_{i=1}^5 \varphi'_i kom_{t-i} + \sum_{i=1}^5 \delta'_i p(im)_{t-i} + v_t$$

kde použité symboly mají následující význam:

- $p(ex)$  – meziroční růst indexu cen vývozu podle celních statistik;  
 $p(im)$  – meziroční růst indexu cen dovozu podle celních statistik;  
 $er$  – meziroční změna kurzu koruny vůči koši měn 10 vybraných zemí. Horní index  $e$  symbolizuje, že váhy těchto zemí jsou (až na USD) úměrné jejich podílu na českém vývozu (viz výše). Horní index  $i$  znamená, že váhy jednotlivých zemí byly (opět až na USD) úměrné jejich podílu na dovozu do ČR;  
 $ppiz$  – meziroční růst indexu cen průmyslových výrobců v 8 vybraných zemích. Význam horních indexů  $e$  a  $i$  je analogický jako u měnového kurzu;  
 $kom$  – meziroční změna komoditního indexu ČSÚ (tento index vychází z vah jednotlivých komodit na dovozu do ČR v roce 1993).

Oba modely byly odhadnuty metodou běžných nejmenších čtverců, u všech časových řad jsme pracovali s údaji za období leden 1993 až říjen 1998. Zpoždění v délce 6 měsíců (resp. 5 měsíců u cen dovozu) bylo použito zejména z důvodu krátkosti časových řad<sup>12</sup>. Celkové statistiky odhadu pro oba modely jsou uvedeny v *tabulce 1*. Jak vidíme, celková shoda modelů s daty byla poměrně uspokojivá, podařilo se zachytit zhruba 85 % variability v meziročních indexech cen vývozu a dovozu. Testy autokorelace v obou případech nevyloučily hypotézu nezávislosti reziduí.

Dalším krokem bylo zkoumání statistické významnosti jednotlivých vysvětlujících veličin. Testovali jsme, zda jsou v rovnici vývozních cen všechny koeficienty  $\beta$  zároveň rovny nule a poté zda jsou všechny koeficienty  $\gamma$  zároveň nulové. Podobně jsme postupovali v rovnici pro dovozní ceny. Použili jsme dva asymptoticky ekvivalentní testy (které ovšem pro malé vzorky mo-

<sup>12</sup> Ve starší verzi této analýzy bylo použito delší zpoždění – viz (Holub, 1998). Za radu použít zpoždění v délce maximálně 6 měsíců je autor zavázán jednomu z recenzentů.



TABULKA 2 Testy kauzality

	$p(ex)$				$p(im)$			
	$F$ -stat.	$P$ -hodnota	$LLR$	$P$ -hodnota	$F$ -stat.	$P$ -hodnota	$LLR$	$P$ -hodnota
<i>er</i>	6,20	0,00	38,57	0,00	6,13	0,00	34,34	0,00
<i>ppiz</i>	1,47	0,21	11,43	0,08	1,24	0,30	8,60	0,13
<i>kom</i>	–	–	–	–	2,28	0,06	14,98	0,01

hou dávat odlišné závěry) –  $F$ -test a test založený na poměru věrohodnostních funkcí (ozn.  $LLR$  – viz (Green, 1993) či (Charemza – Deadman, 1992)). Výsledky jsou prezentovány v tabulce 2.<sup>13</sup>

Jak vidíme, v rovnici cen vývozu i dovozu vyšel měnový kurz jako statisticky významný na hladině významnosti 1 %, a to při použití obou alternativních testů. To znamená, že měnový kurz je při předpovídání změn růstu cen v zahraničním obchodě vhodnou vysvětlující veličinou. V rovnici dovozních cen byl rovněž statisticky významný vliv světových cen komodit, i když při použití  $F$ -testu jen na 10% hladině. U zahraničních výrobních cen testy spíše podporovaly hypotézu nevýznamnosti této veličiny (s výjimkou testu založeného na poměru věrohodnostních funkcí v rovnici vývozních cen na 10% hladině).

Problémem odhadovaných modelů však bylo, že některé testy stability (zejména tzv. CUSUM Square Test) naznačovaly existenci strukturálních posunů. Možných vysvětlení této skutečnosti existuje několik: 1. jedná se o důsledek změny metodiky dat od roku 1996; 2. strukturální změny jsou způsobeny použitím příliš krátkého zpoždění (které znamená podspecifikaci modelu); 3. problémy plynou z použití měsíčních dat – rychlost reakce cen na změny jednotlivých faktorů totiž může být náhodná veličina<sup>14</sup>, což u měsíčních dat vede ke změnám velikosti jednotlivých koeficientů v čase, zatímco u čtvrtletních údajů je větší pravděpodobnost, že se tyto výkyvy zpřůměrují; 4. doba od rozšíření flukтуаčního pásma koruny je dosud příliš krátká, a proto každé nové pozorování přináší důležitou novou informaci, která může významně změnit odhad jednotlivých koeficientů; 5. jedná se o důsledek změny kurzového režimu (a vyšší nejistoty ohledně vývoje měnového kurzu), která mohla zcela změnit chování vývozců i dovozců.

Některé dřívější odhady – viz (Holub, 1998) – a práce se čtvrtletními daty naznačovaly, že jsou významná i delší zpoždění než 6 (resp. 5) měsíců – zejména u zahraničních výrobních cen (to by vysvětlovalo, proč tato veličina

<sup>13</sup> Testovali jsme i případnou kauzalitu vedoucí v opačném směru, než je uvedeno v tabulce 2. Ani v jednom případě však nebyly výsledky testů statisticky významné, a proto je zde neuvádíme.

<sup>14</sup> Různá rychlost reakce cen na změny jednotlivých faktorů v různých obdobích může být mimo jiné způsobena pravidelnými úpravami cen v lednu a červenci. Pokud se některý z faktorů ovlivňujících ceny změní na konci pololetí, mohou ho firmy zahrnout do cen rychle, v rámci lednových či červencových úprav. Pokud naopak dojde ke změně některé důležité veličiny v polovině pololetí, mohou firmy vyčkávat až do pravidelných úprav cen a jejich reakce je tedy relativně pomalá. Tento efekt je těžké v regresní analýze zohlednit – pomoci např. obecně nemusí zařazení jednoduchých dummy proměnných pro leden a červenec, protože (meziroční) růst cen v těchto měsících se nezrychluje (popř. nezpomaluje) automaticky, ale pouze tehdy, když k tomu dává důvod vývoj z předchozích měsíců. I v tomto případě však efekt lednových a červencových úprav cen nemění pouze růst cen v těchto dvou měsících, ale ovlivňuje celou strukturu koeficientů v modelu.

TABULKA 3 Koeficienty v modelu vývozních cen

zpoždění	$er^e$		$ppiz^e$	
	koeficient	<i>t</i> -statistika	koeficient	<i>t</i> -statistika
0	0,07	0,90	-0,01	-0,15
1	0,13	3,96	-0,01	-0,07
2	0,14	4,21	0,01	0,13
3	0,12	3,32	0,04	0,78
4	0,08	2,44	0,06	1,20
5	0,03	0,95	0,09	0,90
6	-0,02	-0,38	0,11	0,83
7	-0,05	-1,11	0,12	0,91
8	-0,05	-1,45	0,10	1,36
9	-0,02	-0,35	0,07	0,77
10	0,07	0,58	0,01	0,04
1 až 10	0,52	3,47	0,59	2,19

$R^2 = 0,78$   $R^2$  (upravené) = 0,75

$F$ -statistika = 22,04 (P-hodnota = 0,00)

AR(1) – koeficient = 0,30;  $t$ -statistika = 2,09

nebyla statisticky významná v testech z tabulky 2) a v případě modelu dovozních cen i u měnového kurzu. Je tedy možné, že strukturální posuny v modelech jsou způsobeny jejich podspecifikací (tj. výše uvedeným bodem 2). Proto jsme se snažili zařadit do odhadů více zpoždění; vzhledem ke krátkosti časových řad to však nebylo možné provést pouhým rozšířením obecných modelů. Pro odstranění tohoto problému jsme použili metodu Almonova rozloženého zpoždění, v níž je struktura regresních koeficientů aproximována polynomem (viz např. (Green, 1993) či (Lardaro, 1993)), což umožňuje zredukovat počet odhadovaných parametrů. Výhodou této metody je i to, že omezuje problémy s multikolinearitou, a tudíž usnadňuje interpretaci odhadů koeficientů u jednotlivých zpoždění. Konkrétně byly použity polynomy třetího stupně a délka zpoždění 10 měsíců (u měnového kurzu a zahraničních výrobních cen), resp. 6 měsíců (u cen komodit v modelu cen dovozu)<sup>15</sup>.

*Tabulka 3* udává výsledky odhadů pro ceny vývozu, *tabulka 4* pak obsahuje totéž pro ceny dovozu. Celková shoda modelů s daty byla opět poměrně uspokojivá. Oba modely vysvětlují zhruba 80 % variability meziročního růstu cen vývozu a dovozu.

Jak vidíme z tabulky 3 a také z grafu 4, který porovnává koeficienty měnového kurzu v modelech cen vývozu i dovozu, měnový kurz působí na ceny vývozu nejsilněji se zpožděním 0 až 4 měsíců, což odpovídá našim předběžným poznatkům z kapitoly 2. Celkově je suma koeficientů po 10 měsících rovna 0,52 a je statisticky významná na hladině pravděpodobnosti 1 %. Sou-

<sup>15</sup> U zahraničních výrobních cen jsme použili dodatečné omezení, aby byl polynom koeficientů na bližším konci (tj. u nulového zpoždění) blízko nule. Tím jsme dále snížili problémy s multikolinearitou a získali ekonomicky lépe interpretovatelné výsledky. Uvedené omezení můžeme ospravedlnit jednak intuitivně (zahraniční ceny by měly na ceny v zahraničním obchodě působit až s určitým zpožděním), jednak pomocí výsledků testů kauzality z obecných modelů, které nezmítaly statistickou nevýznamnost zahraničních cen pro zpoždění 1 až 6 (resp. 5) měsíců.

TABULKA 4 Koeficienty v modelu dovozních cen

zpoždění	$er^t$		$ppiz^t$		$kom$	
	koeficient	$t$ -statistika	koeficient	$t$ -statistika	koeficient	$t$ -statistika
0	0,37	4,99	-0,03	-0,30	0,02	0,58
1	0,21	7,22	-0,03	-0,26	0,01	0,51
2	0,10	3,32	-0,01	-0,14	0,02	0,60
3	0,02	0,74	0,02	0,36	0,02	1,44
4	-0,01	-0,41	0,05	0,82	0,03	1,07
5	-0,02	-0,74	0,09	0,76	0,02	0,77
6	-0,01	-0,32	0,13	0,80	-0,01	-0,33
7	0,02	0,46	0,15	0,99	-	-
8	0,06	1,72	0,16	1,78	-	-
9	0,10	2,20	0,14	1,26	-	-
10	0,14	1,35	0,09	0,26	-	-
1 až 10	0,96	7,19	0,76	2,91	0,11	4,33

$R^2 = 0,82$   $R^2$  (upravené) = 0,78  
 $F$ -statistika = 19,37 ( $P$ -hodnota = 0,00)  
 $D$ - $W$  statistika = 1,77

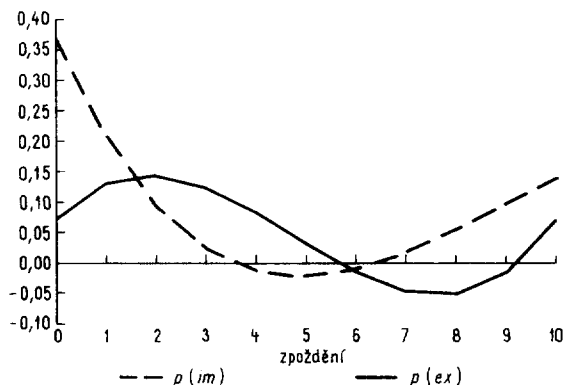
čet koeficientů je však zároveň významně menší než jedna. To znamená, že změny měnového kurzu se nepřelévají do vývozních cen stoprocentně. Růst korunových cen vývozu se po zrychlení znehodnocování kurzu o 1 % postupně zvýší o 0,52 % a zbytek oslabení měny vývozci využijí ke snížení svých devizových cen – tedy ke zvýšení své cenové konkurenceschopnosti na zahraničních trzích.

Naproti tomu odhadnutá reakce dovozních cen na vývoj měnového kurzu je rychlejší a intenzivnější (viz *graf 4*). Znehodnocení měnového kurzu se do zrychlení dovozních cen promítne již po 1 až 2 měsících zhruba z 65 až 70 %. Polynom koeficientů pak dosahuje druhého lokálního vrcholu pro zpoždění 8 až 10 měsíců. Celkový součet koeficientů po 10 měsících se tak rovná 0,96 a je statisticky významný na 1% hladině. Uvedené výsledky by se daly interpretovat následujícím způsobem: dovozci krátkodobě reagují na znehodnocení (zhodnocení) koruny o 1 % částečným snížením (zvýšením) svých devizových cen (a tedy svých ziskových marží) a ceny dovozu se díky tomu v krátkém období změni jen zhruba o 0,65 až 0,70 %. Po určité době (7 až 10 měsíců) však dovozci přizpůsobí své ceny plně (na rozdíl od situace u cen vývozu).

Toto zjištění částečně vysvětluje nečekaně vysoký růst cen v lednu a únoru 1998 – pravděpodobně se jednalo o odložený dopad znehodnocení koruny (k němuž došlo v květnu 1997, tedy o 8 měsíců dříve) do cen dovozců i maloobchodníků (viz (Janáček et al., 1998)). Na druhé straně, když se podíváme zpět na grafy 2 a 3, může se uvedený závěr o větší dlouhodobé citlivosti cen dovozu na měnový kurz (v porovnání s cenami vývozu) zdát poněkud paradoxní, protože zrychlení růstu cen, které následovalo po měnové krizi v roce 1997, bylo celkově mírně vyšší u vývozu než u dovozu. Nemáme však zapomínat na to, že ceny dovozu v tomto období výrazně brzdil příznivý vývoj světových komoditních cen, bez kterého by akcelerace dovozních cen byla výrazně rychlejší a prudší.

Světové ceny komodit ovlivňují podle našich odhadů české dovozní ceny nejsilněji se zpožděním 0 až 5 měsíců. Celková suma koeficientů ve výši 0,11

GRAF 4 Vliv měnového kurzu na ceny vývozu a dovozu



zhruba odpovídá podílu surovin na českém dovozu, což je intuitivně přijatelný výsledek. Tato suma je statisticky významná na 1% hladině.

Koeficienty u zahraničních výrobních cen dosahují v modelu cen vývozu nejvyšších hodnot pro zpoždění 5 až 9 měsíců. Suma koeficientů za měsíce 0 až 10 se rovná 0,57, a významně se tedy neliší od dlouhodobé citlivosti cen vývozu na měnový kurz. Zahraniční výrobní ceny však celkově nejsou v tomto modelu statisticky významné.

V modelu cen dovozu dosahují koeficienty u zahraničních výrobních cen nejvyšších hodnot pro zpoždění 5 až 10 měsíců. Celková suma koeficientů činí 0,76 a je statisticky významná na 5% hladině.

Odhady metodou Almonova rozloženého polynomiálního zpoždění však trpěly stejným problémem jako odhady obecných modelů – testy stability ukazovaly na možnou existenci strukturálních posunů v čase. To naznačuje, že nestabilita obecných modelů nebyla způsobena jen příliš krátkým zpožděním, ale i některým z dalších výše uvedených faktorů<sup>16</sup>.

V dalším kroku jsme se pokusili odhadnout modely pro čtvrtletní data. Jako nejvhodnější se ukázaly být následující dva odhady (v závorkách jsou  $t$ -statistiky):

$$p(ex)_t = -18,90 + 0,27 er_t^e + 0,31 er_{t-1}^e + 0,63 ppiz_{t-2}^e + \varepsilon_t$$

(-0,87) (3,67) (3,96) (3,65)

$$R^2 = 0,83$$

$$R^2 \text{ (upravené)} = 0,80$$

$$F\text{-statistika} = 28,29 \text{ (} P\text{-hodnota} = 0,00)$$

$$DW\text{-statistika} = 1,84$$

$$p(im)_t = -89,20 + 0,66 er_t^i + 0,33 er_{t-3}^i + 0,79 ppiz_{t-3}^i + 0,10 kom_{t-1} + \varepsilon_t$$

(-2,91) (12,09) (4,90) (3,88) (4,78)

<sup>16</sup> V případě odhadů metodou Almonova rozloženého zpoždění mohou být navíc zdrojem nestability chyby vzniklé aproximací struktury koeficientů polynomelem.

$$R^2 = 0,92$$

$$R^2 \text{ (upravené)} = 0,90$$

$$F\text{-statistika} = 42,43 \text{ (} P\text{-hodnota} = 0,00)$$

$$DW\text{-statistika} = 2,21$$

Uvedené modely zhruba potvrzují závěry z odhadů metodou Almonova rozloženého zpoždění pro měsíční data. Měnový kurz je hlavní vysvětlující veličinou u cen vývozu i dovozu. Jeho vliv je přitom rychlejší a intenzivnější v případě dovozních cen – během stejného čtvrtletí se projeví již z 66 %, zbytek změn kurzu se do cen promítne se zpožděním 3 čtvrtletí a celková suma koeficientů pak je zhruba rovna jedné. Naopak u cen vývozu je reakce na měnový kurz rovnoměrně rozložena mezi čtvrtletí se zpožděním nula a jedna; celková suma koeficientů v tomto případě dosahuje méně než 0,6 a je statisticky významně menší než jedna.<sup>17</sup> Zahraniční ceny průmyslových výrobců jsou statisticky významné v obou odhadech, a to na 1% hladině. V modelu vývozních cen bylo použito zpoždění 2 čtvrtletí a koeficient vyšel 0,63, tedy zhruba stejně velký jako součet koeficientů u měnového kurzu. V modelu dovozních cen bylo vhodnější použít zpoždění 3 čtvrtletí, pro něž koeficient dosahoval 0,79 (a nebyl statisticky významně odlišný od jedné). Světové ceny komodit byly v modelu cen dovozu významné na 1% hladině a jejich koeficient ve výši 0,10 se příliš nelišil od jejich současného podílu na dovozu do ČR.

Bohužel, v modelu pro ceny vývozu ukazovaly testy stability opět na existenci strukturálních posunů (a pro ceny dovozu byl Chowův test zhruba na hranici statistické významnosti). Můžeme tudíž usoudit, že nestabilita odhadů není zřejmě spojena jen s použitím příliš krátkých zpoždění, měsíčních dat či jednotlivých ekonometrických metod, ale má zřejmě hlubší, reálné příčiny. Jako možná vysvětlení zůstávají změna metodiky dat od roku 1996, příliš krátká doba od rozšíření flukтуаčního pásma koruny a možné změny v chování vývozců a dovozců po přechodu na režim plovoucího měnového kurzu. Všechny uvedené odhady je proto nutné brát pouze jako předběžné – po čase bude vhodné se k nim vrátit a zkoumat, zda nová data přinesla významné změny ve výsledcích.

Na závěr jsme odhadli i jednoduché modely pro čtvrtletní data vývozních a dovozních cen podle výběrového šetření. Vzhledem ke krátkodobým odlišnostem těchto ukazatelů od vývoje cen podle celních statistik je zajímavé zkoumat, zda ekonometrická analýza dává v jejich případě jiné závěry ohledně výše koeficientů a délky zpoždění u jednotlivých vysvětlujících veličin a zda jsou odhadované modely stabilní v čase. Výsledkem regresní analýzy byly následující dva modely:

$$\begin{aligned}
 p(ex)_t = & -98,45 + 0,50 \text{ } er_t^e + 0,11 \text{ } er_{t-1}^e + 0,17 \text{ } er_{t-2}^e + 0,58 \text{ } ppiz_t^e + \\
 & (-5,33) \quad (7,79) \quad (1,46) \quad (2,18) \quad (2,16) \\
 & + 0,62 \text{ } ppiz_{t-1}^e + 0,76 \text{ } AR(1) \\
 & (2,29) \quad (3,59)
 \end{aligned}$$

$$R^2 = 0,96$$

$$R^2 \text{ (upravené)} = 0,94$$

$$F\text{-statistika} = 52,40 \text{ (} P\text{-hodnota} = 0,00)$$

<sup>17</sup> Tento závěr by platil i při zařazení dodatečných zpoždění měnového kurzu do rovnice.

$$\begin{aligned}
 p(im)_t = & -99,83 + 0,77 er_t^i + 0,17 er_{t-3}^i + 0,49 ppiz_t^i + 0,34 ppiz_{t-1}^i + \\
 & (-2,54) \quad (9,93) \quad (1,66) \quad (0,92) \quad (0,66) \\
 & + 0,09 kom_t + 0,11 kom_{t-1} + \varepsilon_t \\
 & (1,77) \quad (2,23)
 \end{aligned}$$

$$R^2 = 0,92$$

$$R^2 \text{ (upravené)} = 0,88$$

$$F\text{-statistika} = 23,47 \text{ (} P\text{-hodnota} = 0,00)$$

$$DW\text{-statistika} = 1,78$$

Výsledky odhadu zhruba potvrzují závěry předchozích analýz dat z celních statistik týkající se reakce cen v zahraničním obchodě na změny měnového kurzu – dovozní ceny reagují rychleji a po třech čtvrtletích je suma koeficientů zhruba rovna jedné, zatímco ceny vývozu reagují poněkud pomaleji a celková suma koeficientů je v jejich případě statisticky významně menší než jedna<sup>18</sup>. Ceny zahraničních výrobců jsou statisticky významné v obou modelech (i když v případě modelu dovozních cen jen jako celek pro všechna použítá zpoždění) a suma jejich koeficientů není významně odlišná od jedné. V porovnání s předchozími odhady pro údaje z celní statistiky jsou však nyní u zahraničních výrobních cen důležitá výrazně kratší zpoždění. V rovnici cen dovozu jsou statisticky významné i ceny komodit, součet jejich koeficientů ve výši 0,20 je však vyšší než v odhadech pro data z celní statistiky, i než by odpovídalo současnému podílu surovin na dovozu do ČR. Částečným vysvětlením této skutečnosti je to, že výběrové indexy používají stále váhy z roku 1993, kdy byl podíl surovin na českém dovozu vyšší než nyní. Oba modely pro výběrové indexy byly podle výsledku statistických testů stabilní v čase.

## 5. Shrnutí a závěry

V této práci jsme se zabývali analýzou cen v zahraničním obchodě. Toto téma nabylo v ČR na významu od té doby, kdy byl opuštěn režim pevného měnového kurzu a koruna přešla na režim plovoucí. Výkyvy v cenách zahraničního obchodu vyvolané změnami měnového kurzu jsou v současnosti jedním z významných faktorů, jež ovlivňují jak obchodní bilanci ČR, tak domácí inflaci.

Ceny v zahraničním obchodě se v ČR sledují jednak z celních statistik, jednak na základě výběrových šetření, přičemž oba typy ukazatelů mají své přednosti a nevýhody. Krátkodobě se tyto ukazatele často vyvíjejí odlišným způsobem (příkladem je např. vývoj směnných relací ČR v roce 1998; ty se podle údajů z celní statistiky zlepšovaly zhruba o 2,0 % meziročně, zatímco podle výběrových šetření až o 7,5 % meziročně), což znesnadňuje analýzu změn obchodní bilance ČR. Zároveň to vede k některým odlišným závěrům při zkoumání faktorů, jež působí na české ceny v zahraničním obchodě.

Zjistili jsme, že nejdůležitějším faktorem ovlivňujícím vývoj těchto cen je (podle očekávání) měnový kurz. Zajímavá byla především skutečnost, že podle většiny provedených ekonometrických odhadů se liší rychlost i intenzita působení měnového kurzu na ceny vývozu a dovozu. Ceny dovozu

<sup>18</sup> Tento závěr opět platil i při zařazení dalších zpoždění měnového kurzu do modelů.

reagují rychleji a navíc jejich dlouhodobá elasticita dosahuje zhruba jedné. To znamená, že po určité době (zhruba 3 čtvrtletí) se změny kurzu koruny promítnou do cen dovozu stoprocentně. Krátkodobě však dovozci zčásti reagují snížením svých ziskových marží a teprve po 7 až 10 měsících přizpůsobí své ceny plně. Ceny vývozu reagují o něco pomaleji a navíc v jejich případě je dlouhodobá elasticita významně menší než jedna. Podle našich odhadů využijí vývozci 1% znehodnocení koruny zhruba z 0,5–0,7procentních bodu ke zvýšení svých korunových cen vývozu a zbytek ke zvýšení své cenové konkurenceschopnosti na zahraničních trzích.

Druhým zkoumaným faktorem byl vývoj zahraničních výrobních cen. Závěry ekonometrické analýzy se v tomto případě lišily podle použitého typu dat a ekonometrického postupu, nicméně ve většině odhadů byl tento faktor statisticky významný. Rovněž skutečnost, že v době stabilního měnového kurzu se tempa růstu českých vývozních a dovozních cen rychle vyrovnala s růstem zahraničních produkčních cen, naznačuje, že minimálně v dlouhém období představují zahraniční výrobní ceny referenční bod i pro ceny v zahraničním obchodě ČR.

Posledním důležitým faktorem byl u dovozních cen vývoj světových cen komodit. Dlouhodobá elasticita v odhadech pro data z celní statistiky v jejich případě zhruba odpovídala podílu surovin na dovozu do ČR, což je intuitivně přijatelný výsledek. V odhadech pro údaje z výběrových šetření byla citlivost dovozních cen na světové ceny komodit vyšší.

Závěrem je však nutné upozornit na možnou nestabilitu odhadovaných modelů (pro ceny z celních statistik) v čase. Ta může plynout ze změny metodiky dat od roku 1996, pravděpodobně však má i své hlubší příčiny. Období, které uplynulo od rozšíření (a pozdějšího úplného zrušení) fluktuativního pásma koruny, je zatím relativně krátké. Vzhledem k tomu, že měnový kurz představuje hlavní vysvětlující faktor pro vývoj cen v zahraničním obchodě, jsou informace obsažené v datech zatím omezené a každý nový údaj proto může významně ovlivnit výsledky odhadů. Navíc přechod na nový kurzový režim mohl zcela změnit chování dovozců a vývozců, zejména citlivost a rychlost, s jakou reagují na výkyvy měnového kurzu. Proto je nutné chápat výsledky této analýzy spíše jako první pohled na problematiku cen v českém zahraničním obchodě než jako práci, která předkládá konečné závěry.

## LITERATURA

- GREEN, H. (1993): *Econometric Analysis*. 2nd edition. Macmillan, New York, 1993.
- HOLUB, T. (1998): Ceny v českém zahraničním obchodě. *Hospodářské trendy*, 1998, č. 18, s. 19–27. (vyd.: Komerční banka, a.s., Praha, říjen 1998)
- CHAREMZA, W. W. – DEADMAN, D. F. (1992): *New Directions in Econometric Practice*. New York, Edward Elgar Publishing Ltd., 1992.
- JANÁČEK, K. – ČIHÁK, M. – FRÝDMANOVÁ, M. – HOLUB, T. – ZAMRAZILOVÁ, E.: Česká ekonomika po volbách. *Hospodářské trendy*, 1998, č. 17. (vyd.: Komerční banka, a.s., Praha, červenec 1998).
- LARDARO, L.: *Applied Econometrics*. New York, Harper Collins Colledge Publishers, 1993.
- LINDERT, P. H.: *International Economics*. Irwin, Homewood (Illinois), 1986.

## SUMMARY

JEL Classification: C22, F3

Keywords: Trade balance – import elasticity – exchange rate

### **Prices in Czech Foreign Trade**

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

This paper analyzes the development of export and import prices in the Czech Republic since 1993. Until mid 1997, export and import prices were relatively stable, thanks to a fixed exchange rate. Since 1997, however, due to changes in the exchange rate, the variability in the growth rates of CZK prices in foreign trade has been rather high.

An econometric analysis has shown that import prices react to changes in the exchange rate faster and with more sensitivity than do export prices. After 2 or 3 months, adjustment of import prices is 65–70% complete, and after 10 months elasticity is unitary. In the case of export prices, on the other hand, the main adjustment comes with a lag of 0 to 4 months (or 0 and 1 quarter), and the long-term elasticity is significantly smaller than one.

Another important factor is the development of foreign industrial producer prices, which seems to serve as a long-term benchmark for foreign trade prices. Import prices are also significantly influenced by world commodity prices.