

Vydává Univerzita Karlova v Praze, Fakulta sociálních věd ve spolupráci s Českou národní bankou a Ministerstvem financí ČR prostřednictvím A.L.L. production, s. r. o., Praha

© UK Praha, Fakulta sociálních věd

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

Published by Charles University, Prague, Faculty of Social Sciences, in cooperation with the Czech National Bank and the Ministry of Finance of the CR, through the A.L.L. production, Ltd., Prague

© Charles University, Prague, Faculty of Social Sciences

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

Editor in Chief: Zdeněk Tůma

OBSAH

Zpráva o inflaci – Inflační vývoj v 1. čtvrtletí 1999 pohledem ČNB 389

Viktor KOTLÁN: Výnosová křivka v teorii a praxi českého mezibankovního trhu .. 407

Jan FILÁČEK: Model spotřeby domácností v letech 1994–98 427

Semináře ČSE

Martin ČIHÁK: Výnosová křivka 438
Podivné chování spotřeby v transformaci 440

Daňové judikáty

Výběr ze soudních rozhodnutí ve věcech daní č. 15–16/99 443

Informace pro čtenáře 448

CONTENTS

The Czech National Bank's Inflation Report for First Quarter 1999 389

Viktor KOTLÁN: The Yield Curve in Theory and in Practice of the Czech Interbank Market 407

Jan FILÁČEK: Model of Household Consumption in the Czech Republic in 1994–1998 427

CES Seminars

Martin ČIHÁK: Yield Curve 438
„Strange“ Consumption Patterns During the Transition 440

Tax Judicial Decisions

Abstract from Court Decisions Concerning Taxation No 15–16/99 443

Autorská práva vykonává vydavatel (viz § 4 zák. č. 35/1965 Sb. ve znění změn a doplnků). 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, PhD., 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 Kláček, 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.

Model spotřeby domácností v letech 1994–1998

Jan FILÁČEK*

Spotřeba domácností tvoří více než polovinu užití hrubého domácího produktu České republiky. Chceme-li odhadovat budoucí vývoj HDP, je nutné věnovat pozornost především odhadu této složky jeho užití. Tato práce se pokouší odhadnout spotřební funkci domácností na základě čtvrtletních údajů v období od 1. čtvrtletí 1994 (1Q1994) do 4. čtvrtletí 1998 (4Q1998).

Výběr sledovaného období

Uvedené období nebylo zvoleno náhodně; volba tohoto období má následující výhody:

- a) všechny statistické údaje o spotřebě jsou v tomto období konzistentní. Zde narazíme na fakt, že ČSÚ změnil od roku 1994 metodiku výpočtu složek HDP a údaje do konce roku 1993 přepočítal pouze pomocí přepočítávacího můstku, což vytváří značnou nekonzistenci časových řad;
- b) spotřeba se od roku 1994 vyznačuje klidným chováním. Toto opět nelze tvrdit o období do roku 1993, kdy se spotřeba domácností vyznačovala značnými fluktuacemi.

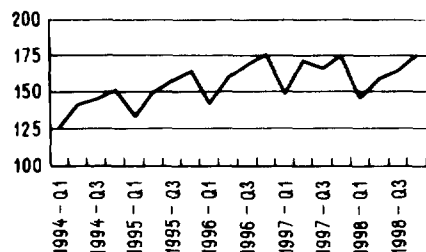
Bohužel, i přes zúžení sledovaného období řada spotřeby domácností obsahuje značnou odchylku od normálního vývoje ve 2. a 3. čtvrtletí 1997. V důsledku devalvace koruny v květnu 1997 se ve 2. čtvrtletí roku 1997 zvýšila spotřeba domácností, a to především spotřeba zboží dlouhodobé spotřeby. To vedlo k přezásobení domácností a k poklesu spotřeby ve 3. čtvrtletí. V *grafu 1* je pro ilustraci uveden vývoj čtvrtletní reálné spotřeby domácností ve stálých cenách roku 1994 od 1Q1994 do 4Q1998, v *grafu 2* je uvedena meziroční změna spotřeby domácností.

Z *grafu 1* je patrná cykličnost spotřeby od roku 1994, kdy po nejnižší spotřebě v 1. čtvrtletí spotřeba v průběhu roku roste a vrcholí ve 4. čtvrtletí roku. Tento scénář narušuje již zmíněné 2. a 3. čtvrtletí 1997. Z *grafu 2* je zřejmé, že až do 2Q97 se reálná spotřeba domácností vyznačovala značnou dynamikou, která se prudce snížila v 3Q97.

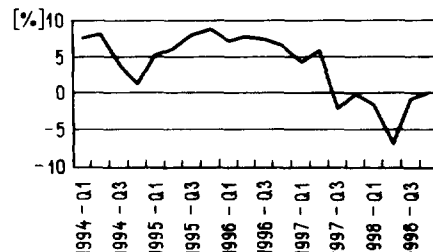
* Mgr. Jan Filáček – Investiční a poštovní banka, a. s., Praha (e-mail: filacekjan@ipb.cz)

Autor děkuje Jiřímu Křovákovi a Michalovi Skořepovi z Investiční a poštovní banky za cenné rady a připomínky.

GRAF 1 Reálná spotřeba domácností



GRAF 2 Meziroční změna reálné spotřeby domácností



Odstranění nestacionarity spotřeby

Od 1Q1994 reálná spotřeba domácností soustavně roste, a tudíž obsahuje trend. O tom svědčí i Dickeyho-Fullerův test stacionarity¹ uvedený v *tabulce 1*, který nezamítá hypotézu nestacionarity na 10% hladině významnosti.

TABULKA 1 Dickeyho-Fullerův test netransformované spotřeby

ADF-test	-1,71	1% kritická hodnota*	-3,65
		5% kritická hodnota	-2,96
		10% kritická hodnota	-2,62

* MacKinnonovy kritické hodnoty (MacKinnon, 1991)

Existence takto statisticky významné stacionarity znesnadňuje použití neupravené řady k regresní analýze. Proto je vhodné řadu transformovat do stacionární podoby. Nejběžněji používanou transformací je transformace pomocí difference logaritmů, která má i jasný ekonomický smysl, neboť je rovna relativnímu růstu. Navíc touto transformací zároveň můžeme odstranit i sezonnost časové řady, která je výrazná především u spotřeby domácností. Značíme logaritmus malým písmenem a diferenci logaritmů znamkem Δ . Pak obecně platí, že relativní roční růst proměnné X ve čtvrtletí t , značíme Δx_t , je roven:

$$\Delta x_t = x_t - x_{t-4} = \log(X_t) - \log(X_{t-4}) \quad (1)$$

Označíme reálnou spotřebu domácností C_t , roční relativní přírůstek spotřeby získaný podle obecného vzorce (1) jako Δc_t . Pak takto transformovaná řada reálné spotřeby Δc_t je již stacionární, o čemž svědčí hodnota Dickeyho-Fullerova testu rovná -3,05 při zachování stejných kritických hodnot jako v tabulce 1. To znamená, že zamítáme hypotézu nestacionarity na 5% hladině významnosti. Přejdeme nyní k výčtu faktorů, které ovlivňují spotřebu domácností.

¹ K odhadu stacionarity proměnných používáme v celé této práci rozšířený Dickeyho-Fullerův test obsahující konstantu, trend a 4 zpožděné hodnoty proměnné.

Z klasických učebnic makroekonomie víme, že spotřeba domácností je závislá především na vyšší disponibilního příjmu domácností (YD). Tento vztah vyplývá z existence určitých likviditních omezení domácností, způsobených jejich špatným přístupem k úvěrům². Citlivost spotřeby na disponibilní příjem domácností je pak mezním sklonem domácností ke spotřebě. Je empiricky dokázáno (Murárik, 1997), že změna disponibilního příjmu se ihned projeví na spotřebě, a proto má tento faktor v další analýze nulové zpoždění.

Dalším běžně uznávaným faktorem spotřeby domácností je zásoba aktiv neboli bohatství domácností. Bohužel tento údaj není v České republice k dispozici a nezbyvá než ho aproximovat vyšší peněžní zásoby $M2^3$. U dopadu změny $M2$ na spotřebu lze očekávat určité zpoždění, které je způsobeno především tím, že zvýšení peněžní zásoby se projeví na bohatství domácností s určitým zpožděním – v případě ČR činí zhruba čtvrt roku.

Na vývoj spotřeby má vliv i prudká změna měnového kurzu (ER). Znehodnocení koruny vede k zvýšení ceny dováženého zboží, v případě ČR se převážně jedná o zboží dlouhodobé spotřeby. Devalvace měny se projeví v růstu domácí cenové hladiny se zpožděním, jehož délka závisí na výši zásob dovezeného zboží. Domácnosti proto okamžitě po devalvací zvýší svoji spotřebu, aby pořídily zboží ještě za ceny odvozené z kurzu koruny před devalvací. Současná spotřeba domácností se tak zvýší a budoucí spotřeba domácností se v důsledku přezásobením naopak sníží.

A nakonec do rozhodování o spotřebě vstupují i očekávání domácností do budoucna. Tato očekávání se týkají několika veličin:

- a) Očekávání ohledně inflace Δp , vyjádřené pomocí indexu spotřebitelských cen a úrokových měr (IR): pokud domácnosti očekávají vyšší inflaci, pak za předpokladu konstantních nominálních úrokových měr zvyšují svoji současnou spotřebu a snižují spotřebu budoucí. Dovolíme-li pohyb úrokových měr, pak domácnosti zvýší současnou spotřebu, pokud je očekávaná inflace vyšší než očekávané úrokové míry z vkladů IR^e se stejnou splatností, jako je horizont očekávání. Přijmeme-li předpoklad, že se nominální úroková sazba dnes uložených vkladů nemění⁴, pak je očekávaná úroková míra z vkladů rovna dnešní úrokové míře IR a můžeme psát:

$$\Delta c_t = f\left(\sum_{\tau=t}^{\infty} \delta^{\tau-t} (\Delta p_{t,\tau}^e - IR_{t,\tau})\right) \quad (2)$$

kde $0 < \delta < 1$,

$\Delta p_{t,\tau}^e$ je očekávaná meziroční inflace v čase τ , kterou v čase t očekávají domácnosti,

$IR_{t,\tau}$ je nominální úroková míra z vkladů se splatností v čase τ .

Na rovnici (2) lze pohlížet i z opačného úhlu pohledu: čím je vyšší reálná úroková míra ($IR_{t,\tau} - \Delta p_{t,\tau}^e$), tím je nižší současná spotřeba domácností

² V ČR je pouze 17 mld. Kč spotřebitelských úvěrů (únor 1999), což jsou necelá 2 % z celkového objemu úvěrů.

³ Stejný postup aplikuje (Hanousek – Tůma, 1994).

⁴ Zde narážíme na skutečnost, že úročení vkladů domácností je většinou odvozeno od tzv. bazické úrokové sazby, která je v čase variabilní a závisí na vývoji finančního trhu.

a tím jsou vyšší úspory domácností. V další analýze vystupuje jako faktor spotřeby domácností reálná úroková míra ($IR_{t,\tau} - \Delta p_{t,\tau}^e$).

- b) Očekávání ohledně budoucích příjmů: v souladu s Friedmanovou teorií permanentního důchodu očekávání vyššího budoucího příjmu zvyšuje současnou spotřebu. Tento efekt je zčásti omezen v důsledku výše naznačeného likviditního omezení českých domácností. V agregátní úrovni jsou očekávání budoucího příjmu totožná s očekáváním budoucího růstu celé ekonomiky. Opět formalizujeme:

$$\Delta c_t = f\left(\sum_{\tau=t}^{\infty} \gamma^{\tau-t} \Delta y_{t,\tau}^e\right) \quad (3)$$

kde $0 < \gamma < 1$,

$\Delta y_{t,\tau}^e$ je očekávaná míra růstu HDP v čase τ , kterou v čase t očekávají domácnosti.

Tento druh očekávání má sebenaplňující charakter: jestliže jsou očekávání negativní, domácnosti snižují spotřebu, a tím snižují růst HDP, což vede k naplnění těchto očekávání, i když nejsou založena na racionálním základě.

Shrneme-li všechny faktory, na nichž je vývoj spotřeby domácností závislý, získáme spotřebu domácností obecně jako funkci:

$$\Delta c_t = f\left(\Delta yd_t, \Delta m2_{t-1}, ER_t - ER_{t-1}, \sum_{\tau=t}^{\infty} \delta^{\tau-t} (IR_{t,\tau} - \Delta p_{t,\tau}^e), \sum_{\tau=t}^{\infty} \gamma^{\tau-t} \Delta y_{t,\tau}^e\right) \quad (4)$$

Stacionarita faktorů

Jak je patrné z tvaru funkce spotřeby (4), z důvodu odstranění nestacionarity jsou jako argumenty spotřeby použity opět roční relativní přírůstky disponibilního příjmu domácností Δyd , reálné peněžní zásoby $\Delta m2$ a očekávaného reálného hrubého domácího produktu Δy^e . Nominální disponibilní příjmy a peněžní zásoba jsou deflovány meziročním indexem spotřebitelských cen, nominální hrubý domácí produkt deflátorem HDP.

Disponibilní příjem i peněžní zásoba jsou jasně definované veličiny, za úrokovou míru z vkladů bereme průměrnou sazbu z celkového stavu střednědobých termínovaných vkladů⁵. Za měnový kurz je dosazen kurz koruny vůči německé měně. Očekávání inflace nebo budoucího domácího důchodu jsou těžko měřitelné veličiny⁶. Nezbyvá než přijmout určité předpoklady o jejich tvorbě a na základě historických dat odvodit hodnoty očekávaných veličin. V tomto článku je zkoumána jak racionální tvorba očekávání, tak i adaptivní tvorba očekávání. Opět je nutné ověřit stacionaritu reálné úrokové míry, kterou jsme získali jako rozdíl nominální úrokové míry a meziroční míry inflace, a stacionaritu ročního růstu výstupu.

⁵ Střednědobé vklady jsou vklady s dobou splatnosti do 4 let včetně.

⁶ V stabilizované ekonomice lze očekávanou inflaci měřit pomocí rozdílu mezi krátkodobou a dlouhodobou úrokovou mírou; tento postup je ale v případě tranzitivní ekonomiky nevhodný, neboť vazba mezi úrokovými sazbami a inflací je slabá.

TABULKA 2 Popis faktorů a Dickeyho-Fullerův test

proměnná	popis	D-F-statistika
Δy_d	roční relativní přírůstek reálného disponibilního příjmu domácností	-3,24
Δm_2	roční relativní přírůstek reálné peněžní zásoby M2	-2,91
$ER_t - ER_{t-1}$	absolutní změna čtvrtletních průměrů kurzu CZK/DEM	-3,06
$IR - \Delta p$	reálná úroková míra ze střednědobých termínovaných vkladů, čtvrtletní průměr	-3,41
Δy	roční relativní přírůstek reálného hrubého domácího produktu	-3,04

V tabulce 2 je ověřena stacionarita všech faktorů Dickeyho-Fullerovým testem a zároveň je pro větší přehlednost uveden podrobný popis všech dále používaných veličin.

Jestliže porovnáme získané D-F-statistiky s kritickými hodnotami v tabulce 1, zjistíme, že Δm_2 je stacionární na 10% hladině významnosti a ostatní proměnné na 5% hladině významnosti.

V následující části příspěvku jsou uvedeny tři modely spotřeby domácností. První obsahuje racionální očekávání inflace a výstupu, druhý adaptivní očekávání a nakonec je uveden model bez očekávání.

Racionální tvorba očekávání

Nejprve předpokládejme, že domácnosti mají racionální očekávání. Pak platí:

$$E(\Delta p_{t,\tau}^e) = \Delta p_{\tau} \quad (5)$$

$$E(\Delta y_{t,\tau}^e) = \Delta y_{\tau} \quad (6)$$

kde E značí střední hodnotu, Δp_{τ} skutečnou meziroční inflaci v čase τ a Δy_{τ} je skutečná míra růstu HDP v čase τ .

Vztahy (5) a (6) nám říkají, že v průměru jsou očekávání domácností správná, tj. že očekávaná hodnota – ať už inflace, nebo výstupu – je rovna hodnotě skutečné. Pak můžeme za očekávané hodnoty ex post dosadit skutečné hodnoty. Tím však bohužel snížíme počet pozorování, která vstupují do analýzy, což při již tak krátkých časových řadách, které máme k dispozici, značně omezuje věrohodnost výsledků. Nicméně v případě, kdy skutečná očekávání nejsou empiricky zjišťována, je tento přístup jediným adekvátním způsobem, jak generovat racionální očekávání domácností.

Dále předpokládejme, že na spotřebu má vliv budoucí reálný výnos na ročním termínovém vkladu a budoucí růst bohatství – aproximovaný hrubým domácím produktem – v horizontu jednoho roku. V rovnicích očekávání (2) a (3) tedy vystupuje pouze jeden horizont očekávání – jeden rok. Vliv očekávání s jiným horizontem než jeden rok je zanedbán. Dále předpokládejme, že spotřební funkce je závislá na všech faktorech lineárně, a tudíž lze k jejímu odhadu využít regresní analýzu. Za těchto předpokladů má funkce spotřeby tvar:

$$\Delta c_t = \beta_1 \Delta y d_t + \beta_2 \Delta m 2_{t-1} + \beta_3 (ER_t - ER_{t-1}) + \beta_4 (IR_{t,t+4} - \Delta p_{t+4}) + \beta_5 \Delta y_{t+4} + \varepsilon_t \quad (7)$$

kde ε_t je normální šum, $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2)$.

Pokud odhadneme rovnici (7) pomocí regresní analýzy metodou nejmenších čtverců, získáme spotřební funkci ve tvaru:

$$\Delta c_t = 0,43^{***} \Delta y d_t + 0,49^{***} \Delta m 2_{t-1} - 0,01 (ER_t - ER_{t-1}) - 0,30 (IR_{t,t+4} - \Delta p_{t+4}) - 0,19 \Delta y_{t+4}$$

(0,06) (0,08) (0,01) (0,31) (0,20)

$R^2 = 0,69$	F -statistika = 5,54
upravené $R^2 = 0,60$	pravděpodobnost $F = 0,01$
DW = 2,72	počet pozorování = 15

Koeficienty významné na 1% hladině významnosti jsou označeny třemi hvězdičkami, na 5% hladině významnosti dvěma a 10% hladině jednou hvězdičkou. V závorkách pod koeficienty jsou uvedeny směrodatné odchylky odhadů jednotlivých koeficientů.

Zatímco disponibilní příjem i peněžní zásoba jsou statisticky významné, měnový kurz se ukázal být jako vysvětlující proměnná nevhodný. Tento výsledek je způsoben zřejmě malou vypovídací schopností čtvrtletních průměrů měnového kurzu. Očekávání reálné úrokové míry i budoucího růstu se ukázala být statisticky významná pouze na 40% hladině významnosti, což znamená zamítnutí jakékoliv vlivu racionálních očekávání úrokové míry a budoucího příjmu na spotřebu domácností. Tomu nasvědčuje i nesmyslné záporný koeficient u budoucího růstu bohatství. Vysoká Durbinova-Watsonova statistika nezamítá autokorelaci reziduí a potvrzuje tak špatnou specifikaci modelu.

Tento závěr neznamená, že očekávání jako taková nemají vliv na spotřebu, pouze říká, že *racionální* očekávání nemají vliv na spotřebu. Proto se pokusíme v další části namodelovat spotřebu s adaptivními očekáváními.

Adaptivní tvorba očekávání

Adaptivní tvorba očekávání se zakládá pouze na minulém vývoji, ostatní informace nejsou brány v úvahu. Rovnost očekávaných a skutečných hodnot, na které jsou založena očekávání racionální, již neplatí.

Při nejjednodušším typu adaptivního očekávání je budoucí očekávaná hodnota rovna hodnotě současně⁷. Lze vytvářet i komplikovanější očekávání, kdy se očekávaná hodnota rovná například průměru za poslední rok. My se spokojíme s nejjednodušší formou adaptivních očekávání, což vede k tvaru spotřební funkce:

$$\Delta c_t = \beta_1 \Delta y d_t + \beta_2 \Delta m 2_{t-1} + \beta_3 (ER_t - ER_{t-1}) + \beta_4 (IR_{t,t+4} - \Delta p_t) + \beta_5 \Delta y_t + \varepsilon_t \quad (8)$$

kde ε_t je opět normální šum, $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2)$.

⁷ Tento speciální případ adaptivního očekávání se nazývá statické očekávání.

Odhadem spotřební funkce ve tvaru (8) získáme následující tvar spotřební funkce:

$$\Delta c_t = 0,31^{***} \Delta y_d t + 0,31^{***} \Delta m 2_{t-1} - 0,01 (ER_t - ER_{t-1}) + 0,91^{**} (IR_{t,t+4} - \Delta p_t) + 0,02 \Delta y_t$$

(0,08) (0,08) (0,01) (0,31) (0,13)

$$R^2 = 0,87$$

$$\text{upravené } R^2 = 0,84$$

$$DW = 2,62$$

$$F\text{-statistika} = 24,06$$

$$\text{pravděpodobnost } F = 0,00$$

$$\text{počet pozorování} = 18$$

Sice došlo k zlepšení vypovídací schopnosti regresní rovnice, která nyní vysvětluje 84 % z celkové variance spotřeby, přesto je evidentní, že ani adaptivní očekávání nemají na spotřebu domácností vliv. Vyznačují se opět vysokými směrodatnými odchylkami, nesmyslný koeficient se nyní pro změnu objevil u očekávání reálné úrokové míry, Durbinova-Watsonova statistika zůstává vysoká.

Závěrem plynoucím z regresí (7) a (8) tedy je, že buď se domácnosti při rozhodování o současné spotřebě nerozhodují podle reálné úrokové míry a budoucích příjmů, nebo se těmito veličinami řídí, ale neracionálně a pomocí jiného mechanismu očekávání než adaptivního nebo racionálního.

Stejně jako u modelu s racionálními očekáváními ani v tomto modelu změna měnového kurzu nemá na spotřebu domácností vliv.

Model spotřeby bez očekávání a měnového kurzu

Nevěrohodné výsledky předchozích dvou modelů s očekáváními nás vedou k úvaze, že spotřeba není ovlivněna očekáváními, což by znamenalo:

- (a) buď že domácnosti jsou ve spotřebě krátkozraké,
- (b) nebo že v jejich očekávání panuje vysoká nejistota,
- (c) nebo že současná spotřeba domácností je silně omezena likviditními omezeními,
- (d) nebo že domácnosti výrazně preferují současnou spotřebu před budoucí.

Posledně jmenovaný důvod lze odmítnout s tím, že ČR patří k zemím s největší odloženou spotřebou – míra úspor činí okolo 10 % z disponibilního příjmu domácností. Vysvětlení je tedy nutné hledat spíše ve spolupůsobení faktorů likviditního omezení domácností, vysoké nejistoty a krátkého rozhodovacího horizontu.

Ani měnový kurz nemá vliv na spotřebu; důvodem může být:

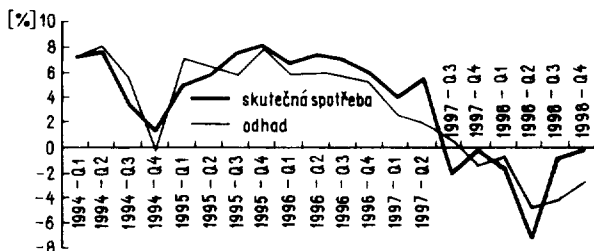
- (a) domácnosti reagují zvýšením spotřeby pouze na výraznou devaluaci měny a na mírné odchylky nereagují;
- (b) zprůměrováním denních kurzů do čtvrtletních průměrů jsme ztratili významnou část informace, neboť domácnosti zajímá spíše měsíční průměr než čtvrtletní.

Vylučme tedy měnový kurz a očekávání z další analýzy a pokusme se modelovat spotřebu pouze pomocí disponibilního příjmu a peněžní zásoby.

Zkoumejme tedy nyní model spotřeby v nejjednodušším tvaru:

$$\Delta c_t = \beta_1 \Delta y_d t + \beta_2 \Delta m 2_{t-1} + \varepsilon_t \quad (9)$$

kde ε_t je opět normální šum, $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2)$.



Pak má odhad této rovnice metodou nejmenších čtverců tyto parametry:

$$\Delta c_t = 0,41^{***} \Delta y d_t + 0,39^{***} \Delta m 2_{t-1}$$

(0,05) (0,05)

$$R^2 = 0,82$$

$$\text{upravené } R^2 = 0,81$$

$$DW = 2,12$$

$$F\text{-statistika} = 74,58$$

$$\text{pravděpodobnost } F = 0,00$$

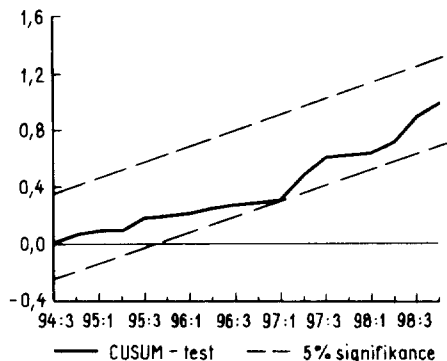
$$\text{počet pozorování} = 19$$

Směrodatné odchylky odhadů koeficientů disponibilního příjmu i peněžní zásoby se oproti předchozím modelům pozoruhodně snížily. Spolu s tím se zvýšila věrohodnost celého modelu, což nasvědčuje tomu, že změna měnového kurzu a očekávání v rozhodování domácností o výši spotřeby nemají vliv. K tomuto závěru dochází i Murárik (1997). Durbinova-Watsonova statistika na rozdíl od předchozích dvou modelů nenaznačuje přítomnost autokorelace reziduí. Z výsledků odhadu rovnice (9) dále vyplývá, že nelze zamítnout hypotézu rovnosti koeficientů disponibilního příjmu a peněžní zásoby. Z toho plyne, že příjmová elasticita spotřeby je přibližně shodná s elasticitou spotřeby na bohatství. Tento výsledek je z ekonomického hlediska zajímavý, neboť neříká nic jiného, než že spotřeba se řídí celkovým bohatstvím domácností a nezáleží na tom, zda toto bohatství plyne z držby aktiv, nebo z běžných příjmů. Sečteme-li obě elasticity, získáme tak elasticitu spotřeby k celkovému důchodu, která je rovna 0,8. To znamená, že vzroste-li celkové bohatství domácností o 10 % – je jedno, zda růstem bohatství, nebo růstem příjmu –, domácnost zvýší svoji spotřebu o 8 %.

Na výsledky odhadu rovnice (9) se lze podívat i z trochu jiného hlediska. Přes disponibilní příjmy totiž ovlivňuje spotřebu domácností fiskální politika vlády a přes držbu aktiv, vyjádřenou peněžním ukazatelem M2, ovlivňuje spotřebu domácností měnová politika centrální banky. Z rovnosti koeficientů v rovnici (9) pak plyne, že vliv obou politik na spotřebu domácností je stejný. Za předpokladu rostoucích nákladů expanzivní fiskální (monetární) politiky v rostoucím rozsahu fiskální (monetární) expanze pak můžeme tvrdit, že nejlepší politikou k dosažení poptávkově taženého růstu je mix fiskální a peněžní politiky v přibližném poměru 1:1. Ukažme si na příkladu řízení expanze vývoj spotřeby domácností za takto vyváženého mixu fiskální a monetární politiky. Zvýší-li se fiskální expanzí reálné disponibilní příjmy domácností o 5 % a zvýší-li se monetární expanzí reálná peněžní zásoba také o 5 %, pak se reálná spotřeba domácností zvýší o $0,4 \cdot 5 \% + 0,4 \cdot 5 \% = 4 \%$.

V grafu 3 jsou znázorněny jak skutečné hodnoty ročních růstů spotřeby, tak jejich odhad pomocí rovnice (9).

GRAF 4 CUSUM-test



Z grafu 3 je patrná vysoká chyba odhadu ve 2. a 3. čtvrtletí roku 1997, způsobená již zmíněným zvýšením spotřeby zboží dlouhodobé spotřeby v důsledku devalvace měny. Značná odchylka je i v posledních dvou pozorováních, tj. ve 3. a 4. čtvrtletí 1998. Přes pokles reálných disponibilních příjmů domácností o 5,3 % v 4Q98 a reálné peněžní zásoby M2 o 1,4 % v 3Q98 se reálná spotřeba domácností v 4Q98 snížila pouze o 0,2 %, ačkoliv model odhaduje pokles o 2,3 %. Tato dvě poslední pozorování vrhají špatné světlo na predikční schopnost modelu a je proto namístě testovat stabilitu odhadu spotřeby z rovnice (9).

Testování stability

K testování stability koeficientů odhadu rovnice (9) je použit CUSUM Square Test a Chow's Forecast Test⁸. CUSUM-test vynáší do grafu 4 křivku, která charakterizuje vývoj kumulativního součtu chyb modelu v čase. Zároveň jsou v grafu vyneseny dvě přímký znázorňující 5% kritické hodnoty. Parametry modelu jsou považovány za nestabilní, pokud křivka kumulovaných chyb protkne jednu z těchto přímek.

Z grafu 4 je zřejmé, že výsledek CUSUM-testu stabilitu koeficientů modelu nezamítá jen těsně. Podobně nejednoznačný je bohužel i výsledek Chowova testu. Zkoumané období je v tomto testu rozděleno do dvou kratších období. Na prvním z nich je odhadnuta regresní rovnice a na jejím základě jsou odhadnuty hodnoty v druhém období. Jestliže jsou rozdíly mezi skutečnými a odhadnutými hodnotami malé, odhad je stabilní, a naopak.

Zvolíme-li za první období období od 1Q94 do 4Q95, za druhé pak období od 1Q96 do 4Q98, získáme z Chowova testu F -statistiku 2,06 a pravděpodobnost 0,19.

Skutečnost, že pomocí Chowova testu nelze zamítnout nestabilitu koeficientů odhadu (9), je zřejmě způsobena krátkostí námi sledovaného období a z toho plynoucími problémy⁹.

⁸ Oba tyto testy byly vypočteny pomocí programu E-Views.

⁹ V případě krátkých časových řad nelze například splnit předpoklad homoskedasticity reziduí v obou obdobích ani předpoklad rovnosti rozptylu reziduí v obou těchto obdobích.

Na základě obou provedených testů stability nemůžeme odhad spotřeby v rovnici (9) považovat za stabilní. Důvodem této nestability může být celková nestabilita české ekonomiky, která navíc v sledovaném období procházela pouze jednou částí cyklu (recesí). Každé nové pozorování pak přináší novou informaci, která mění koeficienty odhadu. Proto je predikční schopnost rovnice (9) omezena a její přínos je především v deskripci chování domácností v období do konce roku 1998.

Závěr

Cílem této práce je determinovat spotřební funkci domácností v období od roku 1994 do současné doby. Kvůli nestacionárnímu a sezonnímu charakteru většiny použitých časových řad jsou k analýze spotřeby domácností použity roční difference, které odstranily jak nestacionaritu, tak sezonnost řad.

Regresní analýza ukázala, že spotřeba domácností je závislá na disponibilním důchodu domácností a na bohatství domácností aproximovaném peněžní zásobou M2. Nevýznamnými faktory spotřeby se ukázaly být změna měnového kurzu, očekávání o výši budoucích příjmů a o výši budoucí inflace. Nevýznamnost očekávání není ovlivněna způsobem tvorby, výsledky jsou neuspokojivé pro adaptivní i racionální tvorbu očekávání. Tento závěr znamená:

- (a) domácnosti reagují zvýšením spotřeby pouze na výraznou devaluaci měny a na mírné odchylky nereagují;
- (b) domácnosti se při rozhodování o současné spotřebě nerozhodují podle reálné úrokové míry a budoucích příjmů, nebo se těmito veličinami řídí, ale neracionálně a pomocí jiného mechanismu očekávání než adaptivního nebo racionálního. Tuto neracionalitu lze částečně zdůvodnit likviditním omezením domácností a vysokou mírou nejistoty v ekonomice.

Z regresní rovnice spotřeby pak plyne, že příjmová elasticita spotřeby domácností je shodná s elasticitou spotřeby na bohatství a že součet obou těchto elasticit činí 0,8. Z rovnosti obou elasticit v kontextu uvedeného modelu vyplývá i rovnocennost účinků fiskální a peněžní politiky na spotřebu domácností.

LITERATURA

- ČNB (1998): *Příjmy a výdaje domácností v České republice*. Praha, ČNB, prosinec 1998.
- ČNB (1999): *Zpráva o inflaci, leden 1999*. Praha, ČNB, 1999.
- ČSÚ (1999): *Odhad tvorby a užití HDP, 1999*. Praha, ČSÚ 1999.
- DORNBUSCH, R. – FISCHER, S. (1994): *Makroekonomie*. Praha, SPN, 1994.
- HANOUSEK, J. – TŮMA, Z. (1994): Makroekonomický model české ekonomiky: návrh možného řešení. *Finance a úvěr*, 44, 1994, č. 1, s. 18–29.
- HANOUSEK, J. – TŮMA, Z. (1996): The Consumption Function in the Czech(oslovak) Economy, 1955–1995. *Bulletin of the Czech Econometric Society*, 1996, 5.
- HAVLÍČEK, L. (1996): Makroekonomický model MMM1. *Finance a úvěr*, 46, 1996, č. 11, s. 652–661.
- KOMÁREK, L. (1997): Návrh segmentů strukturálního makroekonomického modelu České republiky. *Politická ekonomie*, 1997, č. 4, s. 548–562.

MACKINNON, J. G. (1991): Critical Values for Cointegration Tests. In: Engle, R. F. – Granger, C. W. (Eds.): *Long-Run Economic Relationships*. Oxford University Press, 1991.

MURÁRIK, R. (1997): Analýza spotřeby domácností a vlády ČR v letech 1989–1995. *Finance a úvěr*, 47, 1997, č. 2, s. 88–100 (1. část), č. 3, s. 176–183 (2. část).

POWELL, A. A. – MURPHY, C. W. (1997): *Inside a Modern Macroeconomic Model*. Springer, 1997.

ŠPITÁLSKÝ, J. – VAVREJNOVÁ, M. (1996): *Modeling the Consumption of Households in the Czech Republic after 1989: Model Specification*. CERGE Discussion Paper, 83, 1996.

SUMMARY

JEL Classification: C22, E21

Keywords: consumption – household – expectation

Model of Household Consumption in the Czech Republic in 1994-1998

Jan FILÁČEK – Investiční a poštovní banka, a.s., Prague

Household consumption forms more than half of the Czech Republic's GDP. Hence, the modeling of this GDP component is, for the purposes of GDP analysis, a task of primary importance. This paper seeks to analyze the consumption function of households, which is estimated so as to fulfil the requirements of data series adequacy and model simplicity.

The author shows that household consumption is not sensitive to exchange rate fluctuations or to households' expectations about future inflation and future income. Two different rules of expectation formation are applied – adaptive expectations and rational expectations – but neither is found to be significant in the consumption behavior of the households.

On the contrary, household consumption is sensitive to the current disposable income of households and to the households' accumulated wealth, approximated by monetary base M2, with a quarter lag. Both income elasticity and wealth elasticity are equal to 0.4. This conclusion may be interpreted as equivalence of monetary and fiscal policy effects.

The author concludes with a coefficient sensitivity analysis. The stability of estimated consumption function couldn't be accepted, probably due to the shortness of the time series and to the overall low stability of the Czech economic environment.