

Niektoré výsledky v ekonometrickom modelovaní a prognózovaní inflácie ekonomiky Slovenskej republiky¹

Ján ADAMČA* – Milan MARČEK** – Lucia PANČÍKOVÁ*

Some Results in Econometric Modelling and Forecasting of the Inflation in Slovak Economics

Abstract

Based on the works (Banerjee et al., 1993; Marček, 2001) econometric models are proposed and applied to predict the inflation in the Slovak Republic. The general theoretical framework of econometric modelling is based on the classical Phillips curve.

The analysis concentrates on the relationships among inflation, wages and unemployment using the quarterly data. The rival models based on dynamic versions of the ordinary regression models are considered.

Key words: co-integration, error correction mechanism, transfer function models

JEL Classification: C20, C29

Úvod

Cieľom článku je prezentovať niektoré výskumné výsledky v modelovaní vývoja časového radu štvrtročných dát inflácie v podmienkach ekonomiky Slovenskej republiky za obdobie 1993 – 2003. Predmetom vykonaného výskumu bolo štatistické (ekonometrické) potvrdenie, alebo nepotvrdenie hypotézy o relevantnom ovplyvňovaní vývoja inflácie rastom miezd a kvantitatívne overenie inflačných hypotéz na dátach vývoja ekonomiky Slovenskej republiky v období 1993 až 2003.

* Ing. Ján ADAMČA – Ing. Lucia PANČÍKOVÁ, Žilinská univerzita v Žiline, Fakulta riadenia a informatiky, Katedra makro- a mikroekonomiky, Moyzesova 20, 010 26 Žilina; e-mail: adamca@zilina.net

** Ing. Milan MARČEK, Kiwa, s. r. o., Priemyselná 2, 949 01 Nitra

¹ Príspevok sme realizovali v rámci projektu VEGA č. 1/2628/05.

Pretože všeobecným negatívnym účinkom inflácie je strata informačnej hodnoty cien – ceny v podmienkach rýchlej inflácie prestávajú byť spoľahlivým indikátorom pre ekonomické úvahy a ich následkom môžu byť rozhodnutia s ďalekosiahlymi nepriaznivými dôsledkami – je dôležité odhaľovať, preukázateľne zisťovať a poznať zdroje inflácie a zisťovať ich intenzitu. Neexistuje len jeden zdroj inflácie, a to aj preto, lebo inflácia vzniká tak zo strany dopytu, ako aj zo strany ponuky s typickou vlastnosťou vnútornej zotrvačnosti. Vysvetlenie vzniku dopytovej a ponukovej inflácie z dlhodobého hľadiska sa zakladá na analýze tzv. outputu plnej zamestnanosti v grafickom zobrazení kriviek agregátneho dopytu (AD) a agregátnej ponuky (AS) v koordinátach, kde na os x je vynesená veľkosť outputu Q a na os y cenová hladina P [7].

Na analýzu krátkodobých pohybov nezamestnanosti a inflácie je vhodná Philipsova krivka. Pomocou nej sa vysvetľujú rôzne časti zdrojov vzniku inflácie. Krivka dáva do súvislosti ceny, mzdy a infláciu, poukazuje na vzťah medzi cenovou a mzdovou infláciou, na stabilitu substitúcie inflácie a nezamestnanosti. Tieto vzťahy a súvislosti nebudeme bližšie vysvetľovať. Čitateľ ich môže nájsť v učebniciach makroekonómie [2], príp. v ďalšej ekonomickej literatúre [15; 7; 16]. Uvedené vzťahy využijeme pri formulovaní východiskových ekonometrických modelov a pri následnom ekonomickom verifikovaní.

Graf vývoja inflácie ekonomiky Slovenskej republiky v štvrtoročných údajoch za obdobie 1993 – 2003 ukážeme neskôr na obrázku 1. Vývoj cien v uplynulom období bol značne neštandardný. Po liberalizácii cien na začiatku transformačného obdobia sa zvýšením cien tovarov odstránil deficit na trhu a odčerpala sa prebytočná hotovosť od obyvateľstva. Okrem toho inflácia sa zvyšovala v dôsledku prudkej devalvácie. Tým sa utvorili pomerne vysoké inflačné očakávania. V prvých rokoch vzniku Slovenskej republiky (v rokoch 1993 – 1994) dosahoval rast spotrebiteľských cien dvojciferné hodnoty. V roku 1995 sa tento rast ustálil na jednociferných hodnotách, pričom v roku 1996 dosiahol hodnotu 5,76 %. V roku 1997 sa predpoklad o miernom raste indexu spotrebiteľských cien potvrdil, pretože naň vplýval rast cien priemyselných výrobkov. Tento rast v dôsledku zavedenia dovoznej prirážky v treťom štvrtroku 1997 a zvýšenia cien dovozu, ktoré reagovali na nerovnováhu v zahraničnom obchode, vzrástol oproti predchádzajúcemu obdobiu o 4,2 %. Ozdravné opatrenia začaté v druhej polovici roka 1999 naštartovali rast priemernej ročnej miery inflácie v roku 1999 na úroveň 10,6 % a v roku 2000 až na 12 %. Rast bol spôsobený najmä zvyšovaním cien regulovaných štátom, obnovením dovoznej prirážky, zmenou niektorých daňových sadzieb a poklesom kurzu slovenskej koruny.

Článok je rozdelený na 5 častí. V prvej časti uvádzame a charakterizujeme niektoré inflačné hypotézy. V druhej časti analyzujeme vzťah ovplyvňovania inflácie mzdami. V tretej časti sme modelovali závislosť inflácie od nezamestnanosti.

Vo štvrtjej časti sme modelovali a kvantifikovali závislosť inflácie od simultánneho vplyvu rastu miezd a od nezamestnanosti. Uvedené vzťahy sme študovali na základe dynamických modelov s aplikáciou kointegračných procedúr založených na analýze správania ekonomiky okolo rovnovážneho stavu a mechanizmov na docielenie rovnovážneho vývoja ekonomiky a s využitím inflačnej teórie podľa W. Phillipsa. Modely založené na novších prístupoch možno nájsť napríklad v prácach [4; 5]. V piatej časti uvádzame záverečné poznámky.

1. Inflačné hypotézy

Pojmom *inflácia* sa rozumie prejav ekonomickej nestability, ktorej vonkajším znakom je rast všeobecnej priemernej cenovej hladiny za dlhšie časové obdobie. Problematika miezd, inflácie a nezamestnanosti je veľmi rozporuplná, a preto je veľmi ťažké ju modelovať. Samotná ekonomická teória nachádza vysvetlenie súvislostí týchto troch rozporuplných prejavov až po zistení disproporcií medzi teóriou a praxou. Ekonomická teória dáva pri modelovaní súvislostí medzi infláciou, mzdami a nezamestnanosťou prvotnú informáciu a východisko na jej formálne vyjadrenie. V 50. rokoch minulého storočia sa ňou zaoberal A. W. Phillips [16]. Na základe empirických pozorovaní zostrojil krivku, ktorá sa stala východiskom formulovania hypotéz o týchto súvislostiach. Podľa pôvodnej Philipsovej krivky prírastok priemernej mzdy (tempo mzdovej inflácie) klesá, ak rastie úroveň nezamestnanosti. Hypotéza sa dá matematicky formulovať vzťahom

$$w_t = \frac{d \ln W_t}{dt} \cong \frac{\Delta W_t}{W_t} = a_0 + a_1 U_t \quad (1)$$

pričom platí

$$\frac{d w_t}{d U_t} < 0 \quad \frac{d^2 w_t}{d U_t^2} > 0 \quad (2)$$

kde

- w_t – prírastok miezd alebo mzdovej inflácie,
- W_t – priemerné mzdy,
- U_t – nezamestnanosť (miera nezamestnanosti),
- a_0, a_1 – parametre tohoto vzťahu.

Z obmedzení na parametre funkcie w_t vyplýva, že ide o krivku (funkciu) klesajúcu, pričom zmena miezd je menej citlivá pri vyššej miere nezamestnanosti. Podľa tejto hypotézy existuje bezprostredná nepriama závislosť medzi prírastkami

miezd a nezamestnanosťou. Čím vyššia je miera nezamestnanosti, tým nižšie je tempo mzdovej inflácie, t. j. medzi mzdovou infláciou a nezamestnanosťou existuje substitučný vzťah. Parametrom a_1 sa interpretuje ako citlivosť miery nezamestnanosti na mzdy. V neoklasickej teórii ponuky sa mzdy okamžite prispôbujú, t. j. zabezpečujú, aby výstup bol na úrovni plnej zamestnanosti. Phillipsova krivka a vzťahy (1), (2) naznačujú, že mzdy sa zmenou zamestnanosti prispôbujú pomaly, strnulo. Prostredníctvom teórie ponuky v [2] je uvedená úvaha, prečo je táto prispôbivosť strnulá. Iná úvaha o problematike súvislosti inflácie, cien a miezd vo vzťahu k hospodárskej politike je uvedená v [7].

Podľa ďalšej inflačnej hypotézy existuje bezprostredná priama súvislosť medzi rastom priemernej mzdy a infláciou meranej indexom cien spotrebných tovarov, t. j. $CPI_t = f(W_t)$. Za predpokladu, že funkčná závislosť je lineárna, potom

$$CPI_t = b_0 + b_1 W_t \quad (3)$$

pričom

$$\frac{d CPI_t}{d W_t} > 0$$

kde

CPI_t – index cien spotrebných tovarov,

b_0, b_1 – parametre tohto vzťahu.

Model (3) je formalizáciou hypotézy, že zdrojom inflácie sú rastúce mzdy, čo je v súlade s Phillipsovou krivkou. Podľa nej rast miezd predstihujúci rast produktivity práce vedie k adekvátnemu rastu cien, a zároveň k poklesu zamestnanosti. Toto Phillipsovo tvrdenie odráža formula pre mzdovú infláciu v tvare

$$W_t = a_0 + a_1 U_t + b_1 CPX_t \quad (4)$$

pričom

$$\frac{\partial W_t}{\partial U_t} < 0 \quad \frac{\partial^2 W_t}{\partial U_t^2} > 0 \quad \frac{\partial W_t}{\partial CPX_t} > 0$$

ktorá je kombináciou formúl (1) a (3).

Napokon formula (4) odráža aj Phillipsovú hypotézu, podľa ktorej existuje bezprostredná nepriama súvislosť medzi infláciou a nezamestnanosťou. Z nej vyplýva, že zvyšovaním nezamestnanosti možno dosiahnuť znížovanie inflácie a väčším rastom cien možno dosiahnuť zníženie nezamestnanosti. Správnosť týchto tvrdení bola podložená empirickými číslami až do roku 1969, keď táto nepriama proporcionalita prestala platiť, čo sa vysvetľuje rozlišovaním medzi

krátkodobou a dlhodobou platnosťou Phillipsovej krivky, dosahovaním očakávanej miery inflácie, absenciou alebo prítomnosťou (výskytom) nákladových alebo dopytových šokov. Dlhodobo teda neplatí možnosť voľby medzi nezamestnanosťou a infláciou a neexistuje žiadny spôsob, ktorým by sa dala udržať nezamestnanosť pod jej prirodzenou mierou bez stúpajúcej inflačnej špirály. Na základe skúmania medzi nezamestnanosťou a mierou inflácie ekonómovia dochádzajú k záveru, že na obmedzovanie nezamestnanosti treba stále vyššiu mieru inflácie [15; 19].

Predmetom článku, ako sme už spomenuli, je prezentovať niektoré výskumné výsledky v modelovaní vývoja časového radu štvrťročných dát inflácie za obdobie 1993 – 2003 prostredníctvom rastu miezd v podmienkach slovenskej ekonomiky a ďalších hypotéz. Cieľom vykonaného prieskumu bolo štatistické (ekonometrické) potvrdenie alebo nepotvrdenie týchto hypotéz.

Na overenie kvantitatívnej platnosti uvedených hypotéz v podmienkach slovenskej ekonomiky sa v rámci projektu VEGA 1/9389/02 skúmala ich platnosť na štvrťročných dátach za obdobie 1993 – 2003. Zdrojom dát je [20]. Dáta všetkých premenných vstupujúcich do výpočtov na kvantifikáciu modelov boli z dôvodu ich konsolidácie, stabilizácie rozptylov a lepšej interpretácie logaritmicky transformované.

V ďalšej časti najprv jednotlivo skúmame vzťah inflácie a miezd, inflácie a nezamestnanosti, a potom vzťah simultánnej závislosti inflácie od miezd a nezamestnanosti. Pri modelovaní uvedených vzťahov sme použili metodiku kointegračnej analýzy s postupom uplatnený napríklad v [10; 14]. Postup modelovania možno zhrnúť v podstate do nasledovných bodov [10]: a) zisťovanie a testovanie veličín vystupujúcich v modeloch na stupne integrovanosti; b) overovanie relevantnosti regresných vzťahov pomocou kointegrácie vysvetľujúcich premenných, a nakoniec c) preformulovanie modelov aplikáciou mechanizmu opravy chýb s následným odhadom jeho parametrov Engleovou-Grangerovou dvojstupňovou metódou [3; 10].

2. Modelovanie vplyvu rastu miezd na infláciu

Pri modelovaní vplyvu rastu miezd na infláciu budeme vychádzať z inflačnej hypotézy o existujúcej bezprostrednej priamej súvislosti medzi rastom priemernej mzdy a infláciou meranou indexom cien spotrebných tovarov. Táto hypotéza je stelesnená v modeli, ktorého funkčný vzťah je vyjadrený rovnicou (3). Bude mať teraz zápis

$$CPI_t = b_0 + b_1 W_t + u_t \quad (5)$$

kde u_t je náhodná zložka modelu so štandardnými IDD predpokladmi, teda $u_t \approx N(0, \sigma_u^2)$. V modeli (5) možno predpokladať, že obidve premenné CPI a W nie sú stacionárne v čase, vykazujú lineárny trend. Tieto vlastnosti premenných sú charakterizované termínom *integrované premenné stupňa 1*, čo sa označuje symbolom $I(1)$. Náhodná premenná u_t , na rozdiel od skutočných merateľných hodnôt premenných CPI a W , je vzhľadom na deklarované vlastnosti integrovanou premennou stupňa nula. Má teda vlastnosti stacionárnosti a jej označenie je $I(0)$. Overovanie premenných na $I(1)$ sa vykonáva testovaním na jednotkové korene vzťahov

$$y_t = \rho_a y_{t-1} + u_t \quad (6.a)$$

$$y_t = \mu_b + \rho_b y_{t-1} + u_t \quad (6.b)$$

$$y_t = \mu_c + \gamma_c t + \rho_c y_{t-1} + u_t \quad (6.c)$$

s nahradením y_t za skúmanú premennú, v našom prípade za CPI_t , resp. W_t , pričom t je čas, $u_t \approx N(0, \sigma_u^2)$. Nulová hypotéza $H_0: \rho = \rho_0 = 1$ pre modely (6.a) až (6.c) sa testuje pomocou Dickeyovej-Fullerovej (DF) štatistiky $DF(\rho) = N(\hat{\rho} - 1)$, prípadne pre $H_0: \rho = \rho_0$ pre $|\rho| < 1$ pomocou štatistiky $DF(z) = (\hat{\rho} - 1) / \sigma_{\hat{\rho}}$, kde $\sigma_{\hat{\rho}}$ je štandardná odchýlka $\hat{\rho}$. Tabuľkovými kritickými hodnotami sa potvrdzuje deklarácia CPI ako $I(1)$. K rovnakému záveru sa došlo aj pre veličinu W .

Tým, že sme prijali deklarácie na $I(1)$ pre obidve premenné CPI a W , môžu byť vzájomne dané do vzťahu regresnou rovnicou (5), ktorá má význam v tom zmysle, že to nie je zdanlivá regresia len vtedy, ak sú obidve premenné CPI a W vzájomne kointegrované. Potom parametre modelu (5) sú prvkami tzv. kointegračného vektora regresie (5). Pre dlhodobější rovnovážny stav ekonomiky je charakteristická existencia systematického a spoločného, previazaného, a teda kointegrovaného pohybu zmien hodnôt súvzťažných veličín. Ak by neboli premenné CPI a W kointegrované, nemalo by zmysel vytvárať medzi nimi vzťah. Ak by sa napriek tomu vzájomne dávali do vzťahu, išlo by o zdanlivú regresiu.

Zisťovanie a testovanie kointegrácie dvoch premenných sa realizuje vo dvoch krokoch. V prvom kroku sa kvantifikuje regresný vzťah (5) a vypočítajú sa z neho rezíduá e_t . V druhom kroku sa vyjadruje vzťah diferencie rezíduí Δe_t do autoregresnej schémy

$$\Delta e_t = \rho e_{t-1} + \varepsilon_t \quad (7)$$

kde ε_t je náhodná zložka tejto schémy, $\varepsilon_t \approx N(0, \sigma_\varepsilon^2)$. V druhom kroku sa kvantifikuje autoregresná schéma (7) a v ňom odhadnutý autokorelačný koeficient

$\hat{\rho}$ sa otestuje pomocou $DF(\rho)$ štatistikou. Existuje viacej testovacích štatistík na testovanie kointegrácie premenných, napríklad Phillipsov test [17] a ďalšie, ku ktorým čitateľ nájde bližší návod na použitie v [1; 10]. V našom prípade v schéme (7) hodnota parametra ρ odhadnutá metódou OLS nepotvrdzuje hypotéza o jednotkovom koreni, a preto regresia (5) je relevantnou regresiou.

Aplikáciou OLS metódy na odhad parametrov modelu (5) sa získal model, ktorý má tvar

$$C\hat{P}I_t = 5,5553 - 0,0983 W_t \quad (8)$$

$$(0,0187)$$

$$R^2 = 0,374 \quad F(1,40) = 12,242 \quad d = 0,394 \quad d_L = 1,48 \quad d_U = 1,57$$

V modeli (8) je zjavná pozitívna autokorelácia rezíduí. Nie je preto namieste robiť na základe neho závery pre potvrdenie alebo zamietnutie ekonomických predpokladov, ktoré sú uvedené v predchádzajúcej časti.

Posledným bodom v postupe ekonometrického modelovania je začlenenie opravného člena do modelu (5). Vychádza sa z tzv. Grangerovho reprezentačného teorému [3], ktorý hovorí: ak dve premenné sú kointegrované, potom môžu byť vyjadrené v tzv. ECM (*Error Correction Model*) modeli. Vzťah vyjadrený modelom (8) je vzťahom dlhodobým v ekonomickom prostredí so stabilným vývojom. V skutočnosti tento vzťah bude v každej perióde pozorovania vykazovať odchýlku.

Ak existuje presvedčenie, že ekonomika je v stabilnom rovnovážnom stave, budú sa vzhľadom na hypotézu vyjadrenú formulou (3), vyskytovať len malé odchýlky $e_t = CPI_t - C\hat{P}I_t$. V týchto odchýlkach sú zároveň obsiahnuté dôležité informácie o možnom budúcom vývoji CPI . Je zrejmé, že za týchto podmienok predchádzajúca odchýlka $e_{t-1} = CPI_{t-1} - C\hat{P}I_{t-1}$ v skutočnosti indikuje nerovnováhu. Systém sa bude zrejme vyvíjať tak, aby smeroval k rovnováhe. Odchýlka e_{t-1} sa takto stáva dôležitou vysvetľujúcou premennou, ktorá bude ovplyvňovať vývoj CPI v ďalšom období. Ak je napríklad e_{t-1} kladná, potom hodnota CPI_{t-1} je relatívne vysoká v porovnaní s trendom $\hat{b}_1 W_{t-1}$ a možno očakávať, že v ďalšom období sa zníži proporcionálne k trendu $\hat{b}_1 W_{t-1}$. Takto je prostredníctvom predchádzajúcej odchýlky (chyby) e_{t-1} zabudovaný opravný mechanizmus na hodnotu vysvetľovanej premennej pre nasledujúce obdobie, čím je celý model dynamizovaný opravným členom. Ak všeobecne opravný člen modelu označíme ako E_t , potom môžeme definovať jeho hodnotu taktiež všeobecne podľa nasledovnej schémy:

$$E_t = CPI_t - \lambda W_t \quad (9)$$

kde λ je neznámy parameter schémy (9). Model (3) možno preformulovať tak, že sa doň začlení opravný člen (9), čím sa získa ECM forma modelu

$$CPI_t = \beta_0 + \beta_1 W_t + \beta_2 E_{t-1} + u_t \quad (10)$$

Dvojstupňovým Engleovým-Grangerovým postupom odhadneme v prvom stupni z regresie (9) metódou OLS parameter λ a vypočítame hodnoty E_{t-1} , ktoré vystupujú v regresii (10). V druhom stupni Engleovej-Grangerovej procedúry kvantifikujeme model (10), čím získame model v tvare

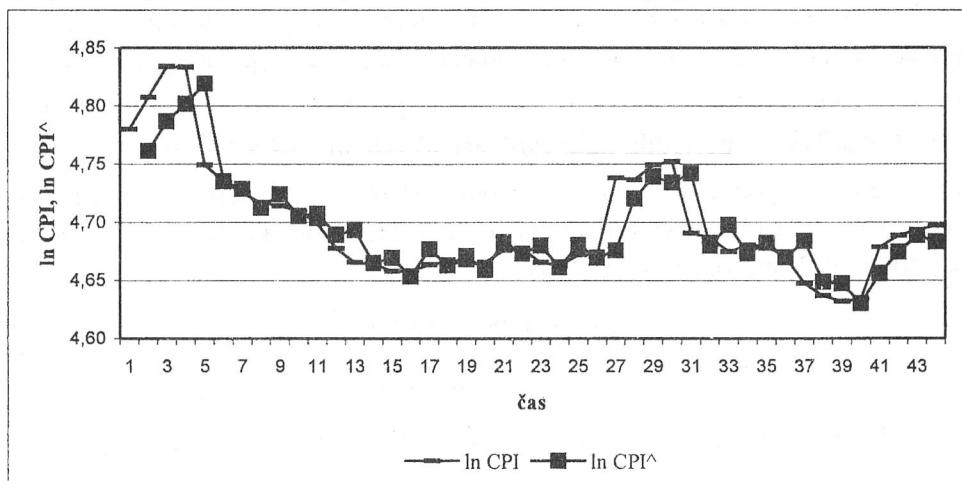
$$\begin{aligned} \hat{CPI}_t = 0,9061 - 0,0819 W_t + 0,8173 E_{t-1} \\ (0,0122) \quad (0,0963) \end{aligned} \quad (11)$$

$$R^2 = 0,7625 \quad F(2,40) = 66,411 \quad d = 1,69 \quad d_L = 1,43 \quad d_U = 1,62$$

s dobrou štatistickou preukázateľnosťou, v ktorom už nie je prítomná autokorelácia rezíduí. Z modelu je vidieť, že mzdy majú takmer zanedbateľný vplyv na infláciu. Aproximáciu skutočných hodnôt vývoja inflácie modelom (11) je vidieť v časovom grafe vývoja hodnôt na obrázku 1.

Obrázok 1

Vývoj skutočných a aproximovaných hodnôt inflácie modelom (11) v čase



Posúdenie prognostickej schopnosti modelu (11) urobíme na základe ex post predpovedí na jednotlivé štvrťroky 2003. Tieto hodnoty spolu s ďalšími skutočnosťami sú uvedené v tabuľke 1. Priemerná štvorcová chyba predpovedí MSE_W je 4,614; t. j. jej absolútna veľkosť nepresahuje 2,148 % priemeru skutočných hodnôt.

Tabuľka 1

Skutočná a modelom (11) prognózovaná inflácia – rok 2003

Čas	Skutočná hodnota inflácie	Prognózovaná hodnota inflácie	Chyba (skutočnosť – prognóza)
Q1	107.5478	104.7201	2.8278
Q2	108.6472	106.5426	2.1045
Q3	109.1469	108.0622	1.0847
Q4	109.5466	107.3434	2.2033

3. Modelovanie vzťahu inflácie a nezamestnanosti

Ako sme uviedli, Phillipsova krivka poukazuje aj na substitučný vzťah medzi cenovou infláciou a nezamestnanosťou. Z nej vyplýva, že zvyšovaním nezamestnanosti možno dosiahnuť znižovanie inflácie. V súlade s predchádzajúcim postupom modelovania kvantitatívne overíme uvedený poznatok. Bázou na kvantitatívne overovanie bude model v tvare

$$CPI_t = a_0 + a_1 U_t + u_t \quad (12)$$

kde U_t je miera nezamestnanosti. Analogicky na základe zdôvodnenia v predchádzajúcej časti premenné CPI a U budeme považovať s vlastnosťami $I(1)$, čo sa preukázalo aj DF testami a kritickými $D-F$ hodnotami. Akceptovaním CPI a U s vlastnosťami $I(1)$ regresia (12) nie je iba zdanlivou regresiou len vtedy, ak CPI a U sú kointegrované premenné. Aplikáciou postupu na testovanie kointegrácie veličín CPI a U z predchádzajúcej časti, t. j. vypočítaním rezíduí e_t z regresie (12), ich diferenciáciou a odhadom parametra ρ zo schémy (7) a DF ($\hat{\rho}$) štatistikou sa potvrdila kointegrovanosť veličín CPI a U , a tým zároveň aj oprávnenosť regresie (12) o relevantnom vplyve miery nezamestnanosti U na cenovú infláciu CPI . Kvantifikáciou regresie (12) s odhadom jeho parametrov metódou OLS sme získali model v tvare

$$\hat{CPI}_t = 4,78 - 0,0374U_t \quad (13)$$

(0,124)

$$R^2 = 0,686 \quad F(1,40) = 88,892 \quad d = 1,220 \quad d_L = 1,44 \quad d_U = 1,54$$

V modeli (13) je štatisticky nevýznamný parameter pri premennej U_t a rezíduá vykazujú pozitívnu autokoreláciu.

Zavedením opravného člena $E_t = CPI_t - \lambda U_t$ získame preformulovaný model (12) v tvare

$$CPI_t = \alpha_0 + \alpha_1 U_t + \alpha_2 E_{t-1} + u_t \quad (14)$$

Aplikáciou dvojstupňového Engleovho-Grangerovho postupu odhadu parametrov získame tvar s odhadnutými parametrami

$$\hat{CPI}_t = 0,6274 - 0,0257 U_t + 0,8622 E_{t-1} \quad (15)$$

(0,0213) (0,0705)

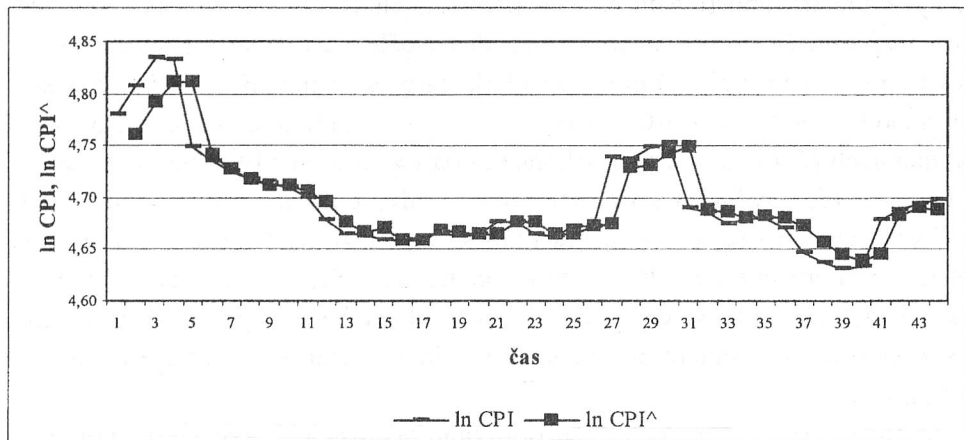
$$R^2 = 0,7897 \quad F(2,44) = 78,09 \quad d = 1,51 \quad d_L = 1,43 \quad d_U = 1,62$$

v ktorom hodnoty E_{t-1} boli vypočítané z regresie $E_{t-1} = CPI_t - 0,0874 U_t$.

Model (15) vzhľadom na nerozhodnosť o prítomnosti autokorelácie prvého rádu náhodnej zložky, ako aj vzhľadom na nevýznamnosť parametra pri veličine U_t , nie je štatisticky najlepšie preukázaný. Aproximáciu skutočných hodnôt vývoja inflácie modelom (15) je vidieť v časovom grafe vývoja hodnôt na obrázku 2.

Obrázok 2

Vývoj skutočných a aproximovaných hodnôt inflácie modelom (15) v čase



Posúdenie prognostickej schopnosti modelu (15) urobíme z rekvantifikovaného modelu (14) z pozorovaní do roku 2003, t. j. na základe ex post predpovedí na jednotlivé štvrťroky 2003. Tieto hodnoty spolu so skutočnosťami sú uvedené v tabuľke 2. Priemerná štvorcová chyba predpovedí MSE_U je 4,2253; t. j. jej absolútna veľkosť nepresahuje 2,0556 % priemeru skutočných hodnôt.

Tabuľka 2

Skutočná a modelom (14) prognózovaná inflácia – rok 2003

Čas	Skutočná hodnota inflácie	Prognózovaná hodnota inflácie	Chyba (skutočnosť – prognóza)
Q1	107.5478	103.7328	3.8150
Q2	108.6472	107.8199	0.8272
Q3	109.1469	108.5059	0.6410
Q4	109.5466	108.4279	1.1188

4. Modelovanie závislosti inflácie od miery nezamestnanosti a rastu miezd – simultánný vplyv a ďalšie experimentovanie

Krátkodobá Phillipsova krivka dáva do závislosti cenovú infláciu, rast miezd a mieru nezamestnanosti. Priamočiaro je možné tento vzťah vyjadriť modelom v tvare

$$CPI_t = c_0 + c_1 W_t + c_2 U_t + u_t \quad (16)$$

v ktorom označenie jednotlivých premenných bolo vysvetlené v predchádzajúcej časti.

Pri aplikácii konceptu kointegračného a dynamického modelovania CPI so simultánnou závislosťou od W a U je úloha zložitejšia. Vyplyva to zo skutočnosti, že sa môže vyskytovať závislosť medzi vysvetľujúcimi premennými W a U , čo značne komplikuje zisťovanie kointegrovanosti premenných CPI , W a U . Čo sa týka integrovanosti jednotlivých premenných CPI , W a U , budeme ďalej predpokladať, že všetky sú $I(1)$ a náhodná zložka je $I(0)$. V predchádzajúcich častiach sme v regresii (5) preukázali kointegráciu premenných CPI a W , v ktorej náhodná zložka u je $I(0)$ a v regresii (12) bola preukázaná kointegrovanosť premenných CPI a U , v ktorej náhodná zložka u je taktiež $I(0)$. Náhodná zložka v regresii (16), vzhľadom na prijaté predpoklady, je taktiež $I(0)$. Keďže CPI , W a U v modeli (16) sú $I(1)$ a náhodná zložka u je $I(0)$, regresia je oprávnená, ak všetky tri premenné CPI , W a U sú kointegrované. Testovanie počtu kointegrovaných vektorov pre viacej premenných je zložitejšie. V [9] sú uvedené dva testy na kontrolu a odhad prvkov kointegračného vektoru metódou *maximálnej vierohodnosti*.

V ďalšej časti sa zjednodušene pridržíme testovacieho kritéria $DF(\rho)$. Test na kointegráciu $DF(\rho)$ potvrdil kointegrovanosť premenných CPI , W a U v regresii (16), takže regresia (16) je relevantná. Zohľadnením opravného člena $E_t = CPI_t - \lambda_1 W_t - \lambda_2 U_t$ získame je EC formu v tvare

$$CPI_t = \gamma_0 + \gamma_1 W_t + \gamma_2 U_t + \gamma_3 E_{t-1} + u_t \quad (17)$$

Aplikáciou dvojstupňového Engleovho-Grangerovho postupu odhadu parametrov získame tvar modelu (17) s odhadnutými parametrami

$$\hat{CPI}_t = 9,8194 - 0,817891 W_t + 0,6670 U_t + 0,5092 E_{t-1} \quad (18)$$

(0,5375) (0,6786) (0,4724)

$$R^2 = 0,4164 \quad F(3,40) = 9,512 \quad d = 0,136 \quad d_L = 1,38 \quad d_U = 1,67$$

ktorý nie je štatisticky preukázaný.

Na záver sa zmienime o modeli cenovej inflácie, v ktorom je vyjadrený vplyv zotrvačnosti. O tejto skutočnosti sme už hovorili v prvej časti, kde sme poukázali na rôzne zdroje inflácie s typickou vlastnosťou jej vlastnej vnútornej zotrvačnosti. Začlenenie zotrvačnosti do ekonometrických modelov bolo uvedené napríklad v [14] pomocou explicitného zaradenia vysvetľujúcej premennej CPI_{t-1} . Explicitné začlenenie posunutých pozorovaní cenovej inflácie sa používa aj pri modeloch priemerných miezd [7] a mzdovej inflácie, v ktorých sa zotrvačnosť zohľadňuje viacnásobnými posunmi. V tejto súvislosti sme s cieľom zistiť odôvodnené posuny v inflačných funkciách experimentovali s aplikáciou modelov prenosových funkcií [10; 11; 13; 21]. Ide v podstate o modely, ktoré vychádzajú z predpokladu o ovplyvňovaní výstupu (výstupnej, závislej veličiny) vstupnými (vysvetľujúcimi) veličinami, pričom tento vzťah je jednosmerný. Ináč povedané, výstup z modelu neovplyvňuje vstupy, t. j. neexistuje spätná väzba. Táto podmienka je splnená a priamo súvisí aj s podstatou vzniku cenovej inflácie. Na tomto mieste sa nebudeme ďalej podrobnejšie zaoberať princípmi modelovania a prognózovania ekonomických procesov založených na prenosových funkciách, a špeciálne infláciou. Tento prístup modelovania s prezentáciou výsledkov vyžaduje samostatný článok. Experimenty nielen že potvrdili oprávnenosť modelov zotrvačnosti, ale aj určili veľkosť významných posunov, takže výsledný kvantifikovaný model je v tvare

$$\hat{CPI}_t = 0,9158 - 0,0112 W_{t-1} + 0,0098 U_{t-1} + 0,8207 CPI_{t-1} \quad (19)$$

$$(0,021) \quad (0,0306) \quad (0,1019)$$

$$R^2 = 0,7982 \quad F(3,40) = 51,42 \quad d = 1,49 \quad d_L = 1,38 \quad d_U = 1,67$$

v ktorom sa potvrdila významnosť zotrvačnosti inflácie, zatiaľ čo vplyv W_{t-1} a U_{t-1} je nevýznamný.

Záverečné poznámky

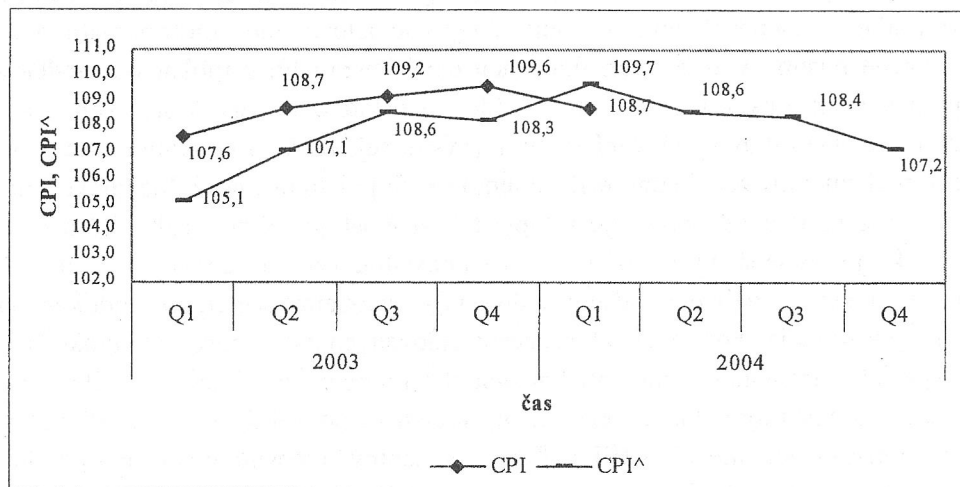
Model (15) ktorý dáva do závislosti infláciu od nezamestnanosti, ukazuje, že samotná evidovaná miera nezamestnanosti z dlhodobého hľadiska mieru inflácie významne neovplyvňuje.

Ekonomickú hypotézu o dlhodobom vplyve výšky nominálnej mzdy na infláciu potvrdzuje model (11). Ďalším význačným poznatkom, ku ktorému sme dospeli, je nepružnosť nominálnej mzdy smerom nadol (rigidita). Na odhad prognóz inflácie na rok 2004, t. j. na prognózy ex ante, využijeme taktiež model (11), aj vzhľadom na jeho dobrú štatistickú preukázateľnosť. Do tohto modelu sme

ako hodnoty nominálnych miezd na rok 2004 dosadili hodnoty určené modelom časového radu nominálnych miezd s lineárnym trendom a konštantnou sezónnosťou s výpočtami vykonanými v [8] podľa metodiky [12]. Tieto prognózy sú vynesené v grafe na obrázku 3.

Obrázok 3

Vývoj inflácie v SR a prognóza na rok 2004



Literatúra

- [1] BANERJEE, A. – DOLADO, J. J. – GALBRAITH, J. W. – HENDRY, D. F.: Co-Integration, Error Correction, and the Econometric Analysis of Non-Stationary Data. New York: Oxford University Press, Inc. 1993.
- [2] DORNBUSCH, R. – FISHER, S.: Makroekonómie. Praha: SPN/Nadace Economics 1994.
- [3] ENGLE, R. F. – GRANGER, C. W. J.: Cointegration and Error Correction – Representation, Estimating and Testing. *Econometrica*, 55, 1987, s. 251 – 276.
- [4] GALI, J. – GERTLER, M.: Inflation Dynamics: A Structural Econometric Analysis. [NBER Working papers, No. 7551.] Cambridge: National Bureau of Economic Research, Inc. 2000. <<http://www.nber.org/papers/w7551.pdf>>
- [5] GALI, J. – GERTLER, M. – LOPEZ-SALIDO, J. D.: European Inflation Dynamics. [NBER Working papers, No. 8218.] Cambridge: National Bureau of Economic Research, Inc. 2001. <<http://www.nber.org/papers/w8218.pdf>>
- [6] GARAJ, V. – ŠUJAN, I.: Ekonometria. Bratislava: ALFA/SNTL 1980.
- [7] HUSÁR, J.: Tvorba hospodárskej politiky a makroekonomické väzby inflácie. *Ekonomický časopis/Journal of Economics*, 51, 2003, č. 4, s. 409 – 421.
- [8] JACO, R.: Modelovanie vzťahu miezd, inflácie a nezamestnanosti v SR. [Dipomová práca.] Žilina: Žilinská univerzita 2004.
- [9] JOHANSEN, S.: Statistical Analysis of Cointegrating Vectors. *Journal of Dynamics and Control*, 12, 1988, s. 231 – 254.
- [10] MARČEK, D. – MARČEK, M.: Analýza, modelovanie a prognózovanie časových radov s aplikáciami v ekonomike. Žilina: EDIS 2001.

- [11] MARČEK, D.: Modelovanie ekonomických časových radov – súčasnosť a trendy. *Ekonomické rozhlady*, 2002, zv. XXX, č. 4, s. 467 – 479.
- [12] MARČEK, D.: Statistical, Econometric and State Space Models for Time Savings Deposits of Households. *Ekonomický časopis/Journal of Economics*, 51, 2003, č. 4, s. 489 – 505.
- [13] MONTGOMERY, D. C. – JOHNSON, L. A. – GARDINER, J. S.: *Forecasting and Time Series Analysis*. New York: McGraw-Hill, Inc. 1990.
- [14] PÁNKOVÁ, V.: Do Wages Affect Inflation in the Czech Republic?. *Mathematical Method in Economics'97*. Ostrava: Vysoká škola báňská/Technická univerzita 1997, s. 156 – 160.
- [15] PETRENKA, J. a kol.: *Financie a mena II. Časť*. Bratislava: Edičné stredisko Ekonomickej univerzity v Bratislave 1992.
- [16] PHILLIPS, A. W.: The Relation between Unemployment and the Rate of Change of Money Wages in the United Kindom, 1861 – 1957. *Economica*, november 1958.
- [17] PHILLIPS, P. C. B.: Time Series Regression with a Unit Root. *Econometrica*, 55, 1987, s. 277 – 301
- [18] SAMUELSON, P. A. – NORDHAUS, W.: *Ekonomía I, II*. Bratislava: BRADLO 1992.
- [19] SOBEK, O.: *Menová teória a politika*. Bratislava: Edičné stredisko Ekonomickej univerzity v Bratislave 1991.
- [20] *Vybrané ukazovatele ekonomického vývoja Slovenskej republiky v rokoch 1991 – 2003*. Bratislava: Štatistický úrad SR 2004.
- [21] TKÁČINOVÁ, M. – MARČEK, D.: Some Modelling Approaches in Economics and Finance. [Proceedings of Finrisk'2000 Conference on Financial Risk Management.] *Trenčianske Teplice: Fakulta riadenia a informatiky Žilinskej univerzity*, 31. 5. – 1. 6. 2000, s. 83 – 87.