

Vysoká škola ekonomická v Praze,  
Fakulta informatiky a statistiky

Bakalárska práca

# **ANALÝZA INFLÁCIE V ČESKEJ REPUBLIKE NA PRELOME TISÍCROČÍ**

Jana Mäsiarová

## Obsah

1.	TEORETICKÉ HLADISKO ANALÝZY INFLÁCIE .....	6
1.1	EKONOMICKÝ POHĽAD NA INFLÁCIU .....	6
1.2	CIEĽOVANIE INFLÁCIE .....	7
1.3	PHILLIPSOVA KRIVKA.....	9
1.4	ÚLOHA OČAKÁVANÍ PRI ODHADE INFLÁCIE .....	12
1.4.1	Model adaptívnych očakávaní.....	12
1.4.2	Model racionálnych očakávaní.....	14
1.5	VÝCHODISKÁ EKONOMETRICKEJ ANALÝZY INFLÁCIE.....	15
1.5.1	Metóda najmenších štvorcov (MNC).....	15
1.5.2	<i>t</i> -test.....	16
1.5.3	<i>F</i> -test.....	16
1.5.4	Koeficient viacnásobnej determinácie.....	17
1.5.5	Multikolinearita.....	18
1.5.6	Autokorelácia .....	19
1.5.7	Heteroskedasticita .....	21
2.	EKONOMETRICKÁ APLIKÁCIA V MODELOCH.....	22
1.	KONŠTRUKCIA DÁT .....	22
2.	EKONOMETRICKÁ ANALÝZA MODELOV .....	22
3.	ZÁVERY.....	26
3.	PRÍLOHA.....	28
3.1.	POUŽITÉ ÚDAJE.....	28
3.2.	VÝSLEDKY ODHAĐOV JEDNOTLIVÝCH MODELOV .....	29

## Zoznam tabuliek

Tab. 1-1 Ciele stanovené v čistej inflácii .....	8
Tab. 1-2 Ciele stanovené v celkovej inflácii .....	8
Tab. 3-1 Použité dáta.....	28
Tab. 3-2 Odhad závislosti inflácie na nominálnej mzde, dovoze a adaptívnych očakávaniach s $g=0,8$ .....	29
Tab. 3-3 Odhad závislosti inflácie na zmene nominálnej mzdy, zmene dovozu a adaptívnych očakávaniach s $g=0,8$ .....	29
Tab. 3-4 Odhad závislosti inflácie racionálnych očakávaniach .....	30
Tab. 3-5 Odhad závislosti inflácie na reálnej mzde, dovoze a adaptívnych očakávaniach s $g=0,8$ .....	30
Tab. 3-6 Odhad závislosti inflácie na reálnej mzde, dovoze a adaptívnych očakávaniach s $g=0,9$ .....	33
Tab. 3-7 Odhad závislosti inflácie na reálnej mzde a adaptívnych očakávaniach s $g=0,8$ .....	35
Tab. 3-8 Odhad závislosti inflácie na reálnej mzde a adaptívnych očakávaniach s $g=0,9$ .....	36
Tab. 3-9 Odhad závislosti inflácie na indexe reálnej mzdy a adaptívnych očakávaniach s $g=0,8$ .....	37
Tab. 3-10 Odhad závislosti inflácie na indexe reálnej mzdy a adaptívnych očakávaniach s $g=0,9$ .....	39
Tab. 3-11 Odhad závislosti inflácie na indexe reálnej mzdy a racionálnych očakávaniach ....	40
Tab. 3-12 Odhad závislosti inflácie na reálnej mzde a racionálnych očakávaniach .....	41
Tab. 3-13 Odhad závislosti inflácie na miere nezamestnanosti a adaptívnych očakávaniach s $g=0,8$ .....	42
Tab. 3-14 Odhad závislosti inflácie na miere nezamestnanosti a adaptívnych očakávaniach s $g=0,9$ .....	44
Tab. 3-15 Odhad závislosti inflácie na miere nezamestnanosti a racionálnych očakávaniach	45

## Zoznam grafov

Graf 3-1 Vzťah nameraných a vyrovnaných hodnôt inflácie v modeli <i>a</i> .....	31
Graf 3-2 Vzťah inflácie a jej adaptívnych očakávaní pri $g=0,8$ .....	31
Graf 3-3 Vzťah inflácie a dovozu.....	32
Graf 3-4 Vzťah inflácie a reálnej mzdy .....	32
Graf 3-5 Vzťah nameraných a vyrovnaných hodnôt inflácie v modeli <i>b</i> .....	33
Graf 3-6 Vzťah inflácie a jej adaptívnych očakávaní pri $g=0,9$ .....	34
Graf 3-7 Vzťah nameraných a vyrovnaných hodnôt inflácie v modeli <i>c</i> .....	36
Graf 3-8 Vzťah nameraných a vyrovnaných hodnôt inflácie v modeli <i>d</i> .....	36
Graf 3-9 Vzťah nameraných a vyrovnaných hodnôt inflácie v modeli <i>e</i> .....	37
Graf 3-10 Vzťah inflácie a indexu reálnej mzdy.....	38
Graf 3-11 Vzťah nameraných a vyrovnaných hodnôt inflácie v modeli <i>f</i> .....	39
Graf 3-12 Vzťah nameraných a vyrovnaných hodnôt inflácie v modeli <i>g</i> .....	40
Graf 3-13 Vzťah inflácie a jej o jedno obdobie oneskorených hodnôt .....	41
Graf 3-14 Vzťah nameraných a vyrovnaných hodnôt inflácie v modeli <i>h</i> .....	41
Graf 3-15 Vzťah nameraných a vyrovnaných hodnôt inflácie v modeli <i>i</i> .....	42
Graf 3-16 Vzťah inflácie a nezamestnanosti .....	43
Graf 3-17 Vzťah nameraných a vyrovnaných hodnôt inflácie v modeli <i>j</i> .....	44
Graf 3-18 Vzťah nameraných a vyrovnaných hodnôt inflácie v modeli <i>k</i> .....	45

## Úvod

Na záver svojho bakalárskeho štúdia som sa rozhodla preskúmať významný ekonomický jav infláciu. Na ekonometrickú analýzu som si vybrala dáta z českej ekonomiky, prechádzajúce prelomom tisícročí. Toto obdobie odborníci považujú za ukončenie procesu transformácie ekonomiky z plánovaného hospodárstva na trhovú ekonomiku. Zmeny so sebou nesú pozitívne, ale aj prechodné negatívne javy. Inflácia sa rozhodla nerešpektovať normálny postupný vývoj smerom nahor ale klesala v dezinflačnom tempe. V sledovanom intervale ešte zaznamenáme posledné pozostatky rýchlej transformácie v podobe rastu cien do roku 1998, kdežto od prvého kvartálu toho roku sa rast cien už iba utlmoval. Pri rozbere príčin zistíme, že výrazným faktorom bolo zvýhodňovanie kurzu českej koruny oproti ostatným menám. To zapríčinilo zlacňovanie dovozu. Ďalším významným dôvodom na znižovanie cien dovozu bol pokles cien surovín na svetových trhoch. Súčasne na pokles miery inflácie v ČR pôsobilo aj opadnutie spotrebiteľského dopytu. Občania boli v novej dobe neistí budúcnosťou a preto každoročne čoraz väčšiu časť príjmu odkladali a znižovali tak disponibilný príjem domácností. Čoraz väčší tlak zaznamenal aj pracovný trh, pričom jednou z príčin bola aj reštrukturalizácia podnikov v novom type ekonomiky. Stúpala nezamestnanosť a mzdy sa posúvali hore len veľmi neochotne. Trend pokračoval až do nastúpenia deflácie v roku 2003.

# 1. TEORETICKÉ HĽADISKO ANALÝZY INFLÁCIE

## 1.1 EKONOMICKÝ POHĽAD NA INFLÁCIU

Inflácia, celkový rast cien oproti štandardnej úrovni minulých období, spôsobuje vrásky na čelách mnohých ekonómov od začiatku 20.storočia. A jej význam je nepopierateľný v hospodárskych politikách štátov aj dnes. Dôvodom je rozsah, akým môže, poväčšine nepriaznivo, zasiahnuť ekonomiku. Počas dlhých rokov venovaných jej skúmaniu sa v odbornom ekonomickom svete vytvorili dve hlavné skupiny špecialistov. **Monetaristi**, ktorých čelným predstaviteľom je Milton Friedman, propagujú názor, že inflácia je čisto peňažný jav a je teda spôsobená neadekvátnym prírastkom ponuky peňazí v hospodárstve. Na druhej strane spektra stoja **keynesiánci**, ktorí ako hlavné príčiny vzniku inflácie uznávajú kombináciu peňazí, úroku a produktu.

Prvý krok v bádani náleží ekonometrii. Tá sa snaží zozbierané dáta o cenách a ich vývoji správne pomeriť, očistiť o zmeny prislúchajúce kvalitatívnym zmenám predmetov ocenenia a vytvoriť tak sled údajov o zmenách cenovej úrovne počas niekoľkých posledných období.

Ukazateľov, ktoré využíva na meranie inflácie, je niekoľko:

- index spotrebiteľských cien (CPI),
- deflátor HDP,
- index cien výrobcov,
- index veľkoobchodných cien,
- komoditný index ai.

Príčiny inflácie boli takisto rozobraté v dvoch veľkých ekonomických školách, na ktoré neskôr s novými poznatkami nadviazali ďalšie. **Kvalitatívna teória inflácie** sa zameriava na kupca, ktorý prijíma platidlo kvôli tomu, aby si zaň mohol kúpiť tovar alebo službu podľa vlastných predstáv. Kvantitatívna teória peňazí je založená na známej rovnici:

$$M \times V_T = P \times T, \quad (1)$$

kde  $M$  je objem peňazí v ekonomike v danom období,

$V_T$  je transakčná rýchlosť peňazí,

$P$  je cenová hladina v ekonomike v danom období,

$T$  je reálny objem transakcií.

Z hľadiska príčin rozlišujeme aj tri základné typy inflácie:

- „ťahaná“ dopytom, kedy príčinami cenovej nestability je zvýšený domáci dopyt v kombinácii s nízkou nezamestnanosťou,
- „tlačená“ nákladmi, spôsobená šokovým zvýšením nákladov v ekonomike alebo v jej časti,
- vstavaná, založená na adaptívnych očakávaniach, ktoré môžu vytvárať až začarovaný kruh a inflačnú špirálu.

Pevnú ruku nad vývojom inflácie by mali držať centrálné banky v krajinách a zahrnúť ju do svojej menovej politiky.

## 1.2 CIEĽOVANIE INFLÁCIE

Úlohou centrálnych bánk štátov fungujúcich na princípe tržnej ekonomiky je zabezpečenie vhodného prostredia pre rozvoj podnikania a takýmto spôsobom utváranie priaznivých podmienok pre hospodársky rozvoj krajiny. Dôležitým faktorom podnikateľov pri zvažovaní, či podnikáť v konkrétnych podmienkach alebo nie, je určité cenová stabilita. Plynie z nej mnoho dôsledkov v reálnom hospodárskom živote a tie sa snaží regulovať aj Česká národná banka (ČNB). Na základe svojej nezávislosti od politického riadenia štátu je oprávnená prevádzať vlastnú menovú politiku.

Príčin, prečo je udržiavanie cenovej stability dôležité, je niekoľko. Z hľadiska makroekonómie je negatívnym javom prichádzajúcim s infláciou spomalenie hospodárskeho rastu. Pre občanov štátu sú dôležitejšie mikroekonomické následky – zvýhodňovanie dlžníkov na úkor veriteľov a na druhej strane znevýhodňovanie sporiacich a v podstate všetkých odvádzajúcich dane zo svojho príjmu. Inflácia takisto zapríčiňuje aj zvyšovanie úrokových sadzieb a spolu s tým aj prílev krátkodobého kapitálu. Neistota o budúcnosti sa prejavuje na finančných trhoch aj vyššou požadovanou prémiou za podstúpené riziko. Ak sa k tomu pridá aj vysoká premenlivosť inflácie, môže to viesť až k zafixovaniu nadhodnotených inflačných očakávaní a vytvorenie tzv. **inflačnej špirály**.

Preto sa ČNB snaží rast cien dostať pod kontrolu. Zameriava sa hlavne na spotrebiteľské ceny, pričom cieľom nie je ich stagnácia, ale mierny kontrolovaný rast. A práve ten je predmetom cieľovania inflácie, ktorý v ČR funguje od roku 1998.

Vývoj cieľovania inflácie prebiehal v každom roku účinnosti. V prvopočiatoch sa analytici v ČNB zameriavali na kontrolu tzv. **čistej inflácie**<sup>1</sup>. Koncom roku 1997 určili niekoľko pásem, v ktorých by sa podľa výpočtov mala inflácia pohybovať v budúcnosti. Bol stanovený krátkodobý cieľ pre koniec roku 1998 a zároveň aj strednedobý cieľ pre rok 2000. Potom v roku 1998 sa situácia opakovala pre krátkodobé plány – znova stanovené žiadané rozpätie pre nasledujúci rok. Výraznejší posun nastal až v roku 2001, keď ČNB prešla na udržiavanie tzv. **celkovej inflácie**<sup>2</sup>. Takto v roku 2002 určila cieľové pásmo pre roky 2002-2005 a zároveň ukotvila svoje dlhodobé predstavy o vývoji cien aj od roku 2006, s predpokladanou platnosťou do roku 2009. Posledným podniknutým krokom bolo nedávne<sup>3</sup> stanovenie méty platiacej od roku 2010. Inflačné ciele nie sú prísne exaktné, ČNB dovoľuje odchýlky do 1% na oboch stranách.

V praxi môžu nastať prípady, keď má ČNB právo zdržať sa korekcie rastu cien a uplatniť výnimku zo záväzku plnenia inflačného cieľa. Jedná sa o prípady inflačných šokov zo strany ponuky<sup>4</sup>, keď by jej intervencie mohli zapríčiniť nežiadané výkyvy v hospodárstve, hlavne na strane hrubého domáceho produktu alebo nezamestnanosti.

Na záver tabuľka s konkrétnymi úrovňami naplánovanej inflácie:

**Tab. 1-1 Ciele stanovené v čistej inflácii**

<i>Rok</i>	<i>Hodnoty [%]</i>	<i>Plnenie k mesiacu</i>	<i>Mesiac stanovenia</i>
<b>1998</b>	5.5 – 6.0	December 1998	December 1997
<b>1999</b>	4.0 – 5.0	December 1999	November 1998
<b>2000</b>	3.5 – 5.5	December 2000	December 1997
<b>2001</b>	2.0 – 4.0	December 2001	Apríl 2000
<b>2005</b>	1.0 – 3.0	December 2005	Apríl 1999

Zdroj: ČNB

**Tab. 1-2 Ciele stanovené v celkovej inflácii**

	<i>Hodnoty [%]</i>	<i>Plnenie k mesiacu</i>	<i>Mesiac stanovenia</i>
Začiatok pásma	3.0 – 5.0	Január 2002	Apríl 2001
Koniec pásma	2.0 – 4.0	December 2005	Apríl 2001

Zdroj: ČNB

<sup>1</sup> čistá inflácia sa vypočítava z obchodovateľných tovarov, vynímajúc potraviny, a z trhových služieb, vynímajúc regulované ceny

<sup>2</sup> zahŕňa aj regulované ceny, potraviny, dotácie štátu a dane

<sup>3</sup> marec 2007

<sup>4</sup> napríklad v prípade reformy verejných financií, keď je mimo peňažný systém upravená výška nepriamych daní



### 1.3 PHILLIPSOVA KRIVKA

Všetko sa začalo koncom 60.rokov 20.storočia, keď sa Novozélandčan A.W.Phillips (1958) rozhodol skúmať vzťah medzi mierou nezamestnanosti a rastom nominálnych miezd. Ako dátovú základňu použil údaje z Veľkej Británie v časovom rozmedzí 1861-1957. Zistil, že za predpokladu dlhodobej stability nominálnych miezd existuje nelineárny vzťah

$$\Delta W / W + \alpha = \beta U^\gamma, \quad (2)$$

kde  $\Delta W / W$  je relatívna zmena nominálnych miezd,

$U$  je miera nezamestnanosti.

Zo vzorca vyvodzujeme, že pri nízkej miere nezamestnanosti sa zvyšuje dopyt po práci, ktorý zákonite zvyšuje úroveň nominálnej mzdy. Phillipsov objav bol prevratným v keynesiánskej dobe, ktorá presadzovala znižovanie nezamestnanosti až do bodu tzv. plnej zamestnanosti pomocou podpory agregátneho dopytu. Phillips oponoval, že nezamestnosť obsahuje aj frikčnú zložku, vznikajúcu ako dôsledok zmeny zamestnania subjektov z osobných dôvodov. A preto prakticky neexistuje jav nulovej nezamestnanosti, teoreticky je spätý s nekonečnou mierou inflácie. Hospodárska politika rýchlo pojala tento jav do svojich plánov a nadobudlo sa presvedčenie, že nezamestnanosť a inflácia fungujú na princípe trade-off. To znamená, že vláda si musí určiť prioritu, znižovanie inflácie alebo nezamestnanosti, lebo s rastom jednej veličiny tá druhá automaticky klesá.

Myšlienka bola vzápätí rozvinutá američanmi **Samuelsonom** a **Solowom** (1960), ktorí upravili pôvodnú rovnicu o relatívnu zmenu cenovej hladiny  $\Delta P / P$  a vytvorili nepriamy lineárny vzťah  $\Delta P / P$  ako funkcie nezamestnanosti. Pridali aj faktor rastu produktivity práce – ak nominálne mzdy rastú rýchlejšie ako produktivita práce zvyšujú sa zamestnávateľom náklady na prácu a musia sa prejaviť v raste cenovej hladiny. K inflácii nedochádza, ak je rast miezd vyvážený rastom produktivity práce. Uvedené relácie popisuje rovnica

$$\Delta P / P = \Delta W / W - \Phi, \quad (3)$$

kde  $\Phi$  je rast priemernej produktivity práce.

Nové poznatky sa stali základom hospodárskych politík vyspelých štátov 60.rokov. Politici mohli nastavovať optimálne úrovne kombinácie inflácie a nezamestnanosti s istotou ich prejavovania v realite.

Zvrat nastal v 70.rokoch, ktoré niektorí ekonómovia nazývajú aj „roky inflačné“. Nefunkčnosť Phillipsovej krivky dokázala stagflácia prejavujúca sa súčasným rastom inflácie aj nezamestnanosti. Pôvodný Phillipsov vzťah je teda zložitejší, ako autor predpokladal.

Významný faktor objavili koncom 60.rokov **Friedman** (1968) a **Phelps** (1968). Ich teória bola neskôr nazvaná ako **neoklasická modifikácia** Phillipsovej krivky. Je založená na existencii inflačných očakávaní, ktorým náleží vždy jedna samostatná krátkodobá Phillipsova krivka v konkrétnom období a pohyb po nej je zapríčinený iba nepredpovedateľnými cenovými zmenami. Bola odlišená aj dlhodobá krivka majúca takmer vertikálny tvar, čo vyplýva z existencie prirodzenej miery nezamestnanosti  $U^N$  pre každú očakávanú mieru inflácie v podstate zhodnú so skutočnou mierou. Friedman a Phelps tak interpretovali pôvodnú Phillipsovú krivku ako krátkodobú záležitosť vyvolanú peňažnou ilúziou. Vysvetlili aj príčinu jej záporného sklonu, ktorou je chybný odhad krátkodobej miery inflácie. V ich modeli hrá tiež významnú rolu hospodárska politika ovplyvňujúca formovanie očakávaní individuálnych subjektov. Rovnica s použitím reálnych miezd namiesto nominálnych má tvar

$$\Delta W_t / W_t = \Delta P_t / P_t = \pi_t = \pi_t^E - k(U_t - U^N), t = 1, 2, \dots, T, \quad (4)$$

kde  $\pi_t^E$  je očakávaná miera inflácie,

$k$  je koeficient efektu rozdielu skutočnej a prirodzenej miery nezamestnanosti na infláciu,

$U^N$  je prirodzená miera nezamestnanosti, pri ktorej je dlhodobá inflácia na konštatnej úrovni a nevyskytuje sa žiadna nedobrovoľná nezamestnanosť, t.j. nezamestnaní sú iba ľudia neochotní pracovať za konkrétnych podmienok.

Z rovnice sa dá vyvodiť, že skutočná miera inflácie je zhodná s očakávanou iba v prípade, keď skutočná miera nezamestnanosti je zároveň aj jej prirodzenou hodnotou a rast produktivity práce sa nemení. Ak sú inflačné očakávania vo vzťahu ku skutočnosti podhodnotené, skutočná miera nezamestnanosti klesá pod prirodzenú hodnotu a naopak.

Miera nezamestnanosti nespôsobujúca pokles ani vzrast inflácie sa nazýva neinflačná a môžeme ju vypočítať ako podiel odhadnutých regresných koeficientov  $a_0/a_1$ , ktoré získame z lineárnej rovnice

$$\Delta \pi_t = \alpha_0 + \alpha_1 U_{t-1} + u_t, \quad (5)$$

kde  $\Delta \pi_t$  je rozdiel miery inflácie v dvoch po sebe idúcich obdobiach ( $\pi_t - \pi_{t-1}$ ),

$U_{t-1}$  je o jedno obdobie oneskorená miera nezamestnanosti.

Rovnicu (5) môžeme použiť aj na anticipáciu budúcich hodnôt miery inflácie. Vyjadrieme diferenciu znovu ako rozdiel časovo susediacich mier inflácie a vzniknutý autoregresný vzťah vyjadrieme pre budúce  $t+1$  obdobie. Získame vzťah vhodný pre krátkodobé predpovede

$$\Delta\pi_{t+1} = \pi_t + \alpha_0 + \alpha_1 U_t + u_{t+1}. \quad (6)$$

Na sformovanie inflačných očakávaní zvolili autori neoklasickej modifikácie Phillipsovej krivky **hypotézu adaptívnych očakávaní** (kap.1.4.1).

Pôvodnú krivku poopravili na začiatku 70.rokov aj **Lipsey, Parkin** (1970) a **Wallis** (1971). Zistili, že vzájomné vzťahy zmien miezd a cien sú poznačené spätnou väzbou a odporúčali používanie simultánne závislých rovníc.

Poslednou neoklasickou úpravou Phillipsa bol **Okunov zákon** (1962), ktorý formuloval závislosť inflácie na hrubom národnom produkte (HNP). Vychádzal z predpokladu, že ak je skutočný objem produktu vyšší ako potenciálny, je naopak skutočná miera nezamestnanosti nižšia ako prirodzená. Z toho vyplýva, že HNP pôsobí na infláciu nepriamo. Pričom potenciálny reálny objem produktu je definovaný ako celkový produkt, určený na základe konkrétnej makroekonomickej produkčnej funkcie pre daný objem kapitálu a danú úroveň technológie pri existencii prirodzenej miery nezamestnanosti.<sup>5</sup>

Modifikáciou (4) získame:

$$\pi_t = \pi_{t-1} + \frac{1}{\delta}(Y_t - Y^*), \quad (7)$$

kde  $1/\delta$  je koeficient priemerného vplyvu rozdielu produktov na infláciu,

$Y_t$  je skutočný reálny produkt,

$Y^*$  je potenciálny reálny produkt.

Výraz vznikol nahradením očakávanej inflácie statickými očakávaniami  $\pi_{t-1}$  a namiesto výrazu  $-k(U_t - U^N)$  sme dosadili rozdiel skutočného a potenciálneho produktu aj s koeficientom tohto rozdielu. Záverom vyplýva, že v prípade rovnosti skutočného a potenciálneho produktu sa rovná aj skutočná a prirodzená miera nezamestnanosti a miera inflácie sa z dôvodu zahrnutia statických očakávaní do rovnice nemení.

<sup>5</sup> Husek, R.: Aplikovaná ekonometrie. Praha, Vysoká škola ekonomická, 2001

## 1.4 ÚLOHA OČAKÁVANÍ PRI ODHADE INFLÁCIE

Individuálne subjekty sa pokúšajú odhadovať vývoj inflácie do budúcnosti a prispôbiť potom tomu svoju ekonomickú činnosť, či už je to investovanie, sporenie alebo iné akty, ktoré privádzajú finančný prospech (aj) v budúcnosti. Formulujú tak inflačné očakávania. Adaptívne sa zakladajú na procese učenia, odrážajú to, ako je subjekt schopný poučiť sa z vlastnej skúsenosti a nadobudnutú vedomosť použiť pri odhade budúceho vývoja. Racionálne očakávania sú komplexom rozhodnutí racionálne uvažujúceho subjektu, ktorému pre utvorenie záveru nechýba žiadna informácia, ktorá ma potenciálne možnosť získať.

Hypotézy adaptívnych aj racionálnych očakávaní sa v ekonometrii zaraďujú ku modelom nekonečne rozdeleného oneskorenia. Podstatou tejto skupiny modelov je, že vysvetľovaná premenná závisí na oneskorených hodnotách vysvetľujúcej premennej. Jednotlivé postupne oneskorené hodnoty vytvárajú radu, v tomto prípade geometrickú, ktorá v súlade so svojimi zákonitosťami znižuje vplyv oneskorených premenných. Transformáciami (Hušek, 1999) môžeme dôjsť k jednoduchým modelom bez nekonečnej rady premenných.

### 1.4.1 Model adaptívnych očakávaní

Hypotézu vypracoval Cagan (1956) a od ostatných modelov nekonečného geometricky rozdeleného oneskorenia sa odlišuje očakávanou (permanentnou) úrovňou exogénnej premennej  $X^*$ , ktorá determinuje endogénnu premennú  $Y$  v bežnom období

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_t^* + u_t. \quad (8)$$

Očakávaná hodnota vzniká pomocou prispôsobovacieho procesu

$$X_t^* - X_{t-1}^* = g(X_t - X_{t-1}^*). \quad (9)$$

Ak chceme vyjadriť očakávanú hodnotu v bežnom období bude mať proces tvar:

$$X_t^* = gX_t + (1 - g)X_{t-1}^*, \quad (10)$$

kde  $0 < g \leq 1$  je **koeficient adaptívnych očakávaní**. Ovplyvňuje rýchlosť a rozsah prispôsobenia.

Vážený priemer v (10) vyjadruje, že permanentná hodnota premennej v bežnom období je závislá od jej skutočnej hodnoty v tom istom období a jej očakávania vytvoreného v minulom období. Pre rôzne hodnoty  $g$  platí:

- $g = 1 \rightarrow$  skutočná hodnota sa rovná očakávanej a má celú váhu pri formovaní očakávaní. Očakávania sa realizujú ešte v tom istom období (Hušek. 1999).
- $g = 0 \rightarrow$  permanentná hodnota je rovnaká ako v minulom období a očakávania sú preto statické. Skutočná hodnota je irrelevantná

Interpretácia rovníc spočíva v **procese učenia**. To znamená, že subjekty očakávajú veličinu  $X$  v bežnom období podľa minulých skúseností s jej hodnotami, učia sa. Ak potom zistia, že skutočná hodnota prevyšuje ich očakávania, zoberú si z toho ponaučenie a zvýšia aj svoje očakávania. Pri precenení hodnoty naopak svoje očakávania znížia. Opravy očakávaní sú teda závislé na rozdiel medzi skutočnou hodnotou a jej očakávanou úrovňou v predchádzajúcom období.

V praxi sa často stáva, že v bežnom období ešte nepoznáme aktuálne hodnoty očakávaných veličín ani skutočných veličín. Vtedy použijeme vzorec odvodený z (10) zahrnutím skutočnej úrovne veličiny v predchádzajúcom období

$$X_t^* = gX_{t-1} + (1 - g)X_{t-1}^* . \quad (11)$$

Ak sa v tomto prípade permanentná hodnota rovná tej skutočnej, oneskorenej o jedno obdobie, ide o statické očakávanie.

Výsledná rovnica autoregresného modelu adaptívnych očakávaní má tvar

$$Y_t = \beta_0 g + \beta_1 g X_t + (1 - g) Y_{t-1} + \omega_t , \quad (12)$$

kde  $\omega_t = u_t - (1-g)u_{t-1}$ .

Nedostatkami modelu je, že odhadom nezískame nestranné, konzistentné ani výdatné odhady parametrov. Hrozí aj prítomnosť heteroskedasticity a autokorelácie v modeli. Príčinou je oneskorená endogénna premenná, ktorá je často závislá na náhodnej zložke.  $\omega_t$  býva navyše často sériovo skorelovaná. Problémy sú riešiteľné napríklad pomocou metódy pomocných premenných (Liviatan, 1963) či metódou nelineárnych najmenších štvorcov (Hušek - Walter, 1976).

Prognózovanie z modelu AO je zaťažené systematickou chybou, keď sa niektoré subjekty pri formovaní svojich očakávaní nesprávajú racionálne. Tento problém sa snažil vyriešiť Muth (1960, 1961) zobecnením teórie očakávaní – výsledkom je hypotéza racionálnych očakávaní.

### 1.4.2 Model racionálnych očakávaní

Už z názvu vyplýva, že základom modelu je predpoklad racionálnych expektácii individuí prejavujúcich sa efektívnym využívaním všetkých dostupných informácií. Výnimkou nie je ani ekonomická teória a ciele hospodárskej politiky. Obzvlášť hospodárska politika môže významne ovplyvniť skutočné hodnoty premenných a preto jej neznalosť môže spôsobiť výrazné odchýlky očakávaní od reality.

Základný tvar modelu RO je

$$X_t = p_1 + p_2 X_{t-1} + p_3 Z_{t-1} + u_t, \quad (13)$$

kde  $Z_{t-1}$  je exogénna premenná

$u_t$  je sférická náhodná zložka.

Očakávanú hodnotu teraz označíme  $E_{t-1}(X_t)$  a interpretujeme ako podmienenú predpoveď permanentnej hodnoty bežného obdobia prislúchajúcej subjektu v predchádzajúcom  $t-1$  období v tvare

$$E_{t-1}(X_t) = p_1 + p_2 X_{t-1} + p_3 Z_{t-1} = X_t^* . \quad (14)$$

Rovnica vyjadruje zhodu subjektívneho očakávania s objektívnym pre bežné obdobie a charakterizuje ju vlastnosť racionality.

Výsledná rovnica modelu bude po dosadení predošlých vzorcov (13) a (14) formulovaná ako

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 E_{t-1}(X)_t + u_t . \quad (15)$$

Chyba expektácie  $u_t$  je daná rozdielom skutočnej a očakávanej hodnoty  $X$  a musí byť navyše sériovo neskorelovaná, mať nulovú strednú hodnotu a nezávislá na exogénnych premenných, čiže jej hodnoty sa nesmú dať odhadnúť modelom. Iba tak odstránime hrozbu systematických chýb.

## 1.5 VÝCHODISKÁ EKONOMETRICKEJ ANALÝZY INFLÁCIE

### 1.5.1 Metóda najmenších štvorcov (MNČ)

Jej cieľom je pri odhade parametrov minimalizovať súčet štvorcov odchýliek napozorovaných od vypočítaných hodnôt. Pre najpoužívanejšiu metódu odhadu parametrov modelu sú dané štyri predpoklady (napr. Hušek, 1999):

1.  $E(u) = 0$  – stredná hodnota náhodných zložiek je rovná nule
2.  $E(uu^T) = \sigma^2 I$  – rozptyl náhodných zložiek je konštantný, kladný a konečný pre všetky pozorovania,  
a neexistuje sériová závislosť jednotlivých hodnôt náhodnej zložky –  $E(u_i u_j) = 0$
3. *nezávislosť* prvkov matice reálnych napozorovaných čísel  $\mathbf{X}$  na hodnotách náhodnej zložky
4. jednotlivé vysvetľujúce premenné nie sú závislé ani na sebe navzájom, teda hodnosť matice pozorovaní sa rovná počtu premenných –  $h(\mathbf{X}) = k$

Po splnení predpokladov získame použitím MNČ odhady s optimálnymi vlastnosťami. Najprv vytvoríme odhadovú funkciu vysvetľovanej premennej:

$$y = \mathbf{X}b + e, \quad (16)$$

kde  $e$  je vektor odchýliek, nazývaných reziduí, typu  $(n, 1)$ ,

$b$  je odhad vektoru  $\beta$  typu  $(k, 1)$ .

Zo vzorca odvodíme súčet štvorcov reziduí (Hušek, 1999)

$$e^T e = (y - \mathbf{X}b)^T (y - \mathbf{X}b) = y^T y - 2b^T \mathbf{X}^T y + b^T \mathbf{X}^T \mathbf{X}b \quad (20)$$

Aby sme dostali hodnotu vektoru  $b$ , ktorá minimalizuje súčet štvorcov reziduí, musíme výraz derivovať podľa  $b$  a položiť rovný nule. Výsledkom je

$$\frac{\partial e^T e}{\partial b} - 2\mathbf{X}^T y + 2\mathbf{X}^T \mathbf{X}b = 0 \quad (21)$$

Riešením dostaneme predpis pre odhadnuté parametre, tzv. estimátor (odhadová funkcia)

$$b = (\mathbf{X}^T \mathbf{X})^{-1} \mathbf{X}^T y, \quad (22)$$

kde  $(\mathbf{X}^T \mathbf{X})$  je matica momentov vysvetľujúcich premenných,

$\mathbf{X}^T y$  je matica momentov závislej a nezávislých premenných.

Pomocou estimátoru vypočítame vyrovnané hodnoty závislej premennej

$$\hat{y} = Xb. \quad (23)$$

Z toho vyplýva, že vektor reziduí je rozdielom skutočných a vyrovnaných hodnôt

$$e = y - \hat{y}. \quad (24)$$

Výsledné  $b$  je najlepšia lineárna nestranná odhadová funkcia (Hušek - Walter, 1976) vektoru parametrov  $\beta$ .

### 1.5.2 t-test

Prvým ekonometrickým krokom, ktorým overujeme správnosť zvoleného modelu, býva  $t$ -test, ktorý hovorí o štatistickej významnosti či nevýznamnosti každej vysvetľujúcej premennej. Test spočíva vo vypočítaní hodnoty  $t$  ako podielu odhadnutého parametru a príslušnej štandardnej chyby a jej porovnaní s tabuľkovou hodnotou pre daný počet stupňov voľnosti.

Z hľadiska štatistických hypotéz ide o  $H_0: \beta_j = 0$  a  $H_1: \beta_j \neq 0$ . Teda nulová hypotéza sa snaží dosvedčiť, že vysvetľujúce premenné majú nulový alebo minimálny vplyv na vysvetľovanú premennú, že sú štatisticky pre model nevýznamné. Naopak alternatívna hypotéza dokladuje, že vplyv jednotlivých premenných nie je možné zanedbať a sú štatisticky významné.

Hodnotu  $t$ -testu určíme zo vzorca

$$t_j = \frac{\beta_j}{s_{bj}}, \quad (25)$$

pričom  $|t_j| < t^*_{\alpha/2}(n-k) \rightarrow$  nezamietam  $H_0$  o štatistickej nevýznamnosti a

$|t_j| > t^*_{\alpha/2}(n-k) \rightarrow$  nezamietam  $H_1$  o štatistickej významnosti.

### 1.5.3 F-test

Na potvrdenie štatistickej významnosti celkového modelu slúži  $F$ -test. Základom je podiel vysvetleného súčtu reziduí ku nevysvetlenému, ktorý má tzv. Fischerovo rozdelenie.

$$\frac{ESS/k-1}{RSS/n-k} \approx F(k-1, n-k), \quad (26)$$

kde  $ESS$  je vysvetlený súčet štvorcov,



RSS je nevysvetlený súčet štvorcov,

$k$  je počet parametrov v modeli,

$n$  je počet pozorovaní.

Hypotézy sú postavené v tvare  $H_0: \beta_0 = \beta_1 = \dots = \beta_k = 0$  a  $H_1: \text{non } H_0$ , teda existuje  $\beta_j \neq 0$ .

Štatistická nevýznamnosť modelu vyplýva z nulovej hypotézy: ak sa potvrdí, že všetky parametre sú vlastne nulové, znamená to, že ani jedna premenná  $X$  dostatočne nevysvetľuje zmeny endogénnej premennej. Naopak, ak je aspoň jeden parameter významne odlišný od nuly, je model z hľadiska štatistickej významnosti v poriadku.

Medzi hypotézami sa rozhodujeme na základe vzorca

$$F = \frac{R^2}{1 - R^2} \times \frac{n - k}{k - 1}, \quad (27)$$

kde  $R^2$  je koeficient determinácie,

$k$  je počet parametrov v modeli,

$n$  je počet pozorovaní.

Vypočítanú hodnotu pomerujeme s tabuľkovou pre danú hladinu významnosti a daný počet stupňov voľnosti. Platí, že pre hodnoty

$F < F^*_{\alpha}(k-1, n-k) \rightarrow$  nezamietam  $H_0$  o štatistickej nevýznamnosti a

$F > F^*_{\alpha}(k-1, n-k) \rightarrow$  nezamietam  $H_1$  o štatistickej významnosti.

#### 1.5.4 Koeficient viacnásobnej determinácie

Vo výstupe z programu vidíme medzi charakteristikami aj číslo  $R^2$ , nazývané koeficient viacnásobnej determinácie. Jeho význam interpretujeme ako podiel zmien vysvetľovanej premennej vysvetlených premennými  $X_j$ . Nadobúda hodnoty (0, 1) a najpriaznivejšie pre analýzu modelu sú hodnoty blízke 1. Vypočítava sa podľa vzorca

$$R^2 = \frac{ESS}{TSS} = 1 - \frac{RSS}{TSS}, \quad (28)$$

kde ESS je vysvetlený súčet štvorcov,

RSS je nevysvetlený súčet štvorcov,

TSS je celkový súčet štvorcov.

Z neho môžeme odvodiť aj tzv. **korigovaný koeficient viacnásobnej determinácie**  $\overline{R^2}$ , ktorý je v porovnaní s pôvodným upravený o stupne voľnosti. Používa sa preto, lebo hodnota

$R^2$  sa automaticky zvyšuje pridávaním vysvetľujúcich premenných do modelu. Takto je umelo navyšované kritérium správnosti odhadovaného modelu. Korigovaný koeficient vplyv počtu premenných  $X$  v modeli zanedbáva a preto môžeme podľa neho s istotou potvrdiť skúmaný jav. Počíta sa pomocou  $\overline{R^2}$ :

$$\overline{R^2} = R^2 - \frac{k-1}{n-k} \times (1 - R^2), \quad (29)$$

kde  $R^2$  je koeficient determinácie,

$k$  je počet parametrov v modeli,

$n$  je počet pozorovaní.

a platí  $\overline{R^2} < R^2$ .

### 1.5.5 Multikolarita

V praxi existujú prípady, napríklad u časových rád alebo pri použití tzv. dummy premenných, že sú jednotlivé vysvetľujúce premenné navzájom skorelované. Matematicky sa to prejavuje tak, že hodnosť matice pozorovaní sa nerovná počtu premenných v modeli. Potom súčin  $X^T X$  nie je regulárna, ale singulárna matica a nemôžeme vytvoriť inverznú maticu. To znamená, že na odhad parametrov modelu sa nedá použiť MNC. Táto extrémna situácia nastáva však iba v prípade perfektnej kolinearit, keď determinant  $X^T X$  je nulový. Opakom je ortogonalita, pre ktorú platí  $x_i^T x_j = 0$  a znamená neexistenciu multikolarity. Najčastejšie sa však stáva, že determinant  $X^T X$  sa iba blíži k nule. Ovplyvňuje však takto rozptyl odhadovej funkcie, lebo zo vzorca (22) vidíme, že tá s poklesom determinantu rastie. Vtedy testujeme únosnosť alebo neúnosnosť multikolarity podľa Glauber-Farrara alebo Kleina (napr. Hušek, 1999).

Pri analýze som si vybrala **Kleinov test**. Je založený na prevedení pomocných regresíí. Vytvorím ich tak, že regresiou preverím závislosť každej vysvetľujúcej premennej na tých ostatných z pôvodného modelu. Pre každý model dostanem tak nový koeficient determinácie, ktorý porovnávam s pôvodným. Ak platí, že všetky nové  $R_j^2 < R^2$ , tak multikolarita je únosná.

Nepriaznivými dôsledkami multikolarity sú hlavne nepresný odhad parametrov kvôli vysokému rozptylu odhadovej funkcie, zložité vyjadrenie oddeleného vplyvu kolineárnych vysvetľujúcich premenných na vysvetľovanú a obtiažna interpretácia jednotlivých odhadov.

### 1.5.6 Autokorelácia

Náhodná zložka v modeli musí spĺňať niekoľko predpokladov. Súhrnne sa označujú ako sféricnosť náhodnej zložky. K nim patrí aj podmienka jej sériovej nezávislosti pre po sebe nasledujúce obdobia. V kovariančnej matici náhodných zložiek  $\Sigma$  sa nezávislosť prejavuje nulovými nediagonálnymi prvkami. Dôležité je uvedomiť si, že autokorelácia je závislosť medzi jednotlivými pozorovaniami jednej premennej, ktorej cyklickosť alebo chyby meraní sa prenášajú do náhodných zložiek. Naopak multikolinearita značí závislosť dvoch rôznych premenných v modele.

Autokorelácia je typická pre časové rady a zapríčiňujú ju hlavne chyby vstupných dát, ako je zotrvačnosť alebo chyby merania, ale aj rôzne úpravy pôvodných dát, napríklad spriemerovanie či interpolácia. Je častá aj v modeloch obsahujúcich vysvetľujúce alebo vysvetľované premenné oneskorené o jedno alebo viac období. Posledným významným faktorom výskytu autokorelácie je nepresná špecifikácia matematickej formy modelu.

Aby bolo možné autokoreláciu skúmať a vyvodiť z výsledkov efektívne návrhy jej riešenia, je dôležité poznať jej formu. Najjednoduchším typom je autoregresná štruktúra prvého stupňa, nazývaná aj **AR(1) proces**

$$u_t = \rho u_{t-1} + \varepsilon_t, t = 1, 2, \dots, T, \quad (30)$$

kde  $\rho$  je koeficient autokorelácie prvého stupňa,

$\varepsilon_t$  je náhodná chyba s normálnym rozdelením,

a platí podmienka, že  $|\rho| < 1$ .

Zo vzorca vyplýva, že náhodná zložka je závislá na svojej hodnote v predchádzajúcom období a podmienka pre koeficient autokorelácie zabraňuje explozívnomu charakteru náhodných zložiek. Z hodnoty  $\rho$  usudzujeme druh autokorelácie. V prípade jeho kladnej hodnoty ide o pozitívnu autokoreláciu, ak je záporný hovoríme o negatívnej autokoreláci.

Ďalšími formami autokorelácie sú napríklad proces AR(2) alebo proces kľzavých priemerov MA(q).

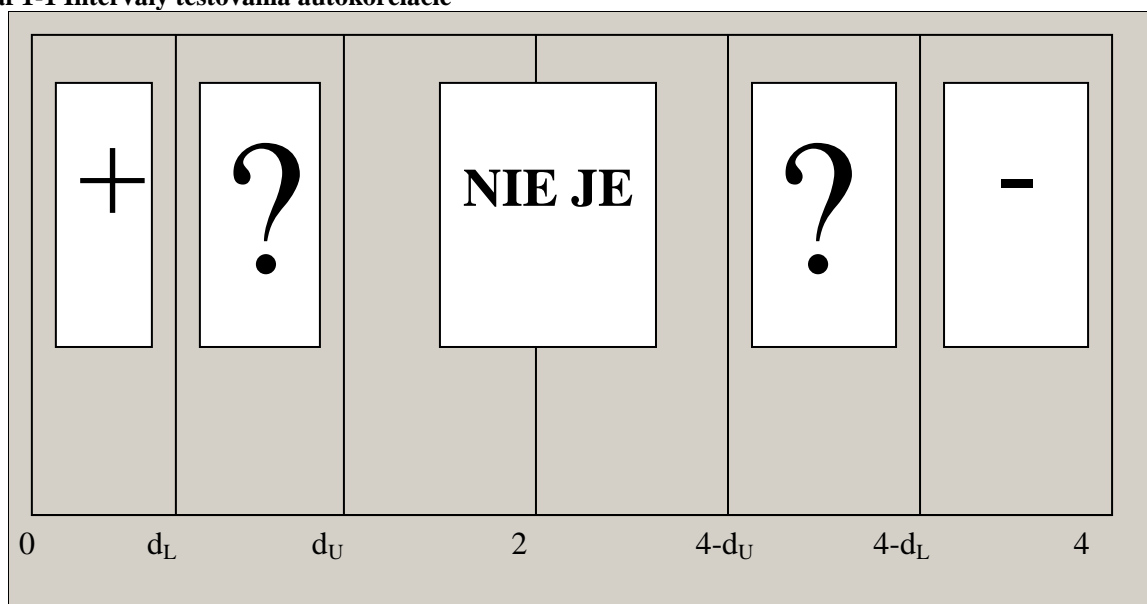
Testovanie modelov s úrovnňovou konštantou sa prevádza najčastejšie pomocou **Durbin-Watsonovej** štatistiky d

$$d = \frac{\sum (e_t - e_{t-1})^2}{\sum e_t^2}, \quad (31)$$

kde  $e_t$  sú reziduá vypočítané MNČ.

Jej hodnoty nájdeme síce v tabuľkách, ale nie exaktne. Keďže rozdelenia štatistiky vyplývajú z hodnôt matice vysvetľujúcich premenných, v tabuľkách nájdeme iba horné a dolné hranice štatistiky pre jednotlivé stupne voľnosti a hladiny významnosti. Potom rozhodujeme o autokorelácii podľa toho, do ktorého intervalu spadne vypočítaná hodnota. Môžeme si pomôcť obrázkom, platiacim pre najpoužívanejšiu hladinu významnosti  $\alpha = 0.05$ .

**Graf 1-1** Intervaly testovania autokorelácie



Ak je vypočítaná hodnota v intervale  $(0, d_L)$ , náhodná zložka je zaťažená pozitívnou autokoreláciou. Naopak, o negatívnej autokorelácii svedčí  $d$  v rozmedzí  $(4 - d_L, 4)$ . Model je v poriadku v prípade, že  $d$  patrí do úseku  $(d_U, 4 - d_U)$ . Vo zvyšných dvoch prípadoch nevieme podľa Durbin-Watsonovho testu o autokorelácii rozhodnúť a treba použiť test iný, napríklad lineárnu aproximáciu od tých istých autorov alebo Gearyho neparametrický test.

Pre autoregresné modely nie je DW test použiteľný, lebo  $d$  stráca silu. Durbin preto skonštruoval modifikovaný test autokorelácie prvého stupňa pomocou

$$h = (1 - 0.5 \times d) \times \sqrt{\frac{n}{1 - n \times s_{bj}^2}}, \quad (32)$$

kde  $d$  je Durbin-Watsonova štatistika,

$n$  je počet pozorovaní,

$s_{bj}$  je štandardná chyba odhadnutého parametru pri oneskorenej premennej.

Vypočítané hodnoty porovnávame s kvantilmi normovaného normálneho rozdelenia. Ak je hodnota  $h$  v intervale  $(-u_{1-\alpha/2}, u_{1-\alpha/2})$ , môžeme konštatovať, že autokorelácia v modeli nie je. Ak je vypočítaná hodnota menšia ako spodná hranica uvedeného intervalu, ide o negatívnu

autokoreláciu. Ak však spadne do úseku nad  $u_{1-\alpha/2}$ , model je zaťažený pozitívnym druhom autokorelácie.

Ak vychádza výraz v menovateli záporný, teda  $n*s_{bj}^2 > 1$ , ani štatistika  $h$  sa nedá použiť a nastupuje štatistika  $m$  (Judge et al.,1980).

### 1.5.7 Heteroskedasticita

Jav nastáva, keď je porušený jeden z Gauss-Markovových predpokladov týkajúci sa rozptylu náhodnej zložky. Opačný jav tzv. homoskedasticita znamená konečný a konštantný rozptyl. Dôsledok meniaceho sa rozptylu v každom pozorovaní je ten, že odhady parametrov modelu strácajú vlastnosti výdatnosť aj asymptotickú výdatnosť. Nedajú sa vypočítať pomocou známych vzorcov čo zapríčiňuje nepoužiteľnosť testov o štatistickej významnosti. Heteroskedasticita môže mať rôzne formy(napr.Hušek,1999), pričom pre každú z nich je empiricky dokázaný najlepší test. Medzi najznámejšie patria testy Spearmanov, Goldfeld-Quandtov, Glejserov, Parkov alebo Breusch-Paganov.

Pri rozhodovaní testujeme hypotézy  $H_0: E(u u') = \sigma^2$ , čo znamená homoskedasticitu a opačná  $H_1: E(u u') \neq \sigma^2$  vyjadruje heteroskedasticitu.

Vo svojej práci som si zvolila **Spearmanov test korelácie poradí**. Už názov vraví, že ide o skúmanie závislosti poradia - reziduí a konkrétnej vysvetľujúcej premennej. Na začiatok je potrebné zistiť reziduá pre model, takže pre tento účel odhadneme model klasickou MNČ. Potom absolútne hodnoty reziduí zoradíme podľa veľkosti, nezáleží na tom, či vzostupne alebo zostupne, ale rovnako musíme postupovať aj pri zoraďovaní hodnôt vysvetľujúcej premennej. Každé pôvodnej hodnote reziduí aj premennej priradíme poradové číslo podľa zoradenia. Na záver poradové čísla navzájom odčítame, diferencie označované ako  $d_i$  umocníme a všetky spočítame. Výsledná sumácia vstupuje do vzorca

$$R_{ex} = 1 - \frac{6 \sum d_i^2}{n(n^2-1)}, i = 1, 2, \dots, n. \quad (33)$$

V prípade, že sa vypočítaná hodnota pohybuje okolo 1, test preukazuje heteroskedasticitu. Inak je model homoskedastický.

V prípade závislosti endogénnej premennej na viacerých vysvetľujúcich premenných je potrebné spočítať koeficienty korelácie pre každú vysvetľujúcu premennú zvlášť a hodnoty preveriť  $t$ -testom.

## **2. EKONOMETRICKÁ APLIKÁCIA V MODELOCH**

### **1. KONŠTRUKCIA DÁT**

V celej práci som vychádzala zo štvrťročných údajov v rokoch 1997 až 2002. Dôvodom výberu je fakt, že za roky predchádzajúce roku 1997 sú detailnejšie ako ročné dáta verejne nedostupné. Z hora je interval obmedzený kvôli nastúpeniu javu dezinflácie v českej ekonomike, ktorá by výpočty značne znehodnotila.

Postupovala som tak, že pôvodné mesačné časové rady miery inflácie som spriemerovala na získanie štyroch hodnôt pre každý rok. Úrovne nominálnej mzdy boli dostupné na internete vo štvrťročnom formáte, avšak iba od roku 1998. Preto som prvé štyri obdobia predpovedala z výsledku závislosti nominálnej mzdy na čase pomocou programu GiveWin (pozri nižšie). Údaje týkajúce sa dovozu sú priamo zo stránok Českého štatistického úradu (ČSÚ).

Neskôr, pri snahe o formuláciu nových tvarov modelov, som vypočítavala prvé diferencie dvoch susedných období pre hodnoty nominálnej mzdy aj dovozu.

Po konzultácii s odborníkom som otestovala nové premenné aj modely. Hodnoty reálnej mzdy som vypočítavala z nominálnej deflovaním a index reálnej mzdy bol dostupný na internete.

Posledným bodom v procese získavania ekonometrických údajov bolo zisťovanie miery nezamestnanosti, ktorá bola takisto verejne prístupná.

### **2. EKONOMETRICKÁ ANALÝZA MODELOV**

Po preštudovaní tematiky inflácie v ekonometrii som si zvolila preveriť teóriu na dvoch modeloch, ilustrujúc metódy adaptívnych aj racionálnych očakávaní. Adaptívne očakávania inflácie som vypočítala podľa vzorca (10), pričom zvolená hodnota  $g$  bola najprv 0,8. Základom racionálnych očakávaní bola o jedno obdobie oneskorená úroveň inflácie. Zozbierané dáta som pomocou programu GiveWin a modulu PcGive odhadovala MNČ. Program výsledky výpočtov usporiadava do tabuľky, kde je prehľadne zobrazená každá vysvetľujúca premenná a hodnota jej náležiacého odhadnutého parametru, spolu so

štandardnými chybami, výsledkami jednotlivých  $t$ -testov a parciálnymi koeficientmi determinácie. V druhej časti sa nachádzajú jednotlivé charakteristiky a štatistiky modelu

Na grafickú časť odhadov som použila program SAS, kvôli vyššej prehľadnosti výsledkov odhadov.

Ako prvú som sledovala závislosť inflácie na úrovni nominálnej mzdy, vychádzajúc z pôvodnej Phillipsovej krivky, na objeme dovozu a adaptívnych očakávaniach individuálnych subjektov. Model v tvare

$$P_t = \beta_0 + \beta_1 * W_t + \beta_2 * D_t + \beta_3 * \pi_t + u_t, \quad (a)$$

kde  $P_t$  je miera inflácie,

$W_t$  je priemerná mesačná nominálna mzda,

$D_t$  je absolútny objem dovozu,

$\pi_t$  je očakávaná miera inflácie.

Z výsledku odhadu však vyplynulo, že koeficient premennej  $W_t$  nespĺňa ani základný ekonomický apriórny predpoklad nezápornosti, keďže s rastom nominálnej mzdy by mala miera inflácie stúpať primárne z dôvodu zvyšovania mzdových nákladov firiem na výrobu. Premenná dovoz z hľadiska ekonomickej teórie mala odhadovaný parameter so správnym kladným znamienkom. Po prevedení  $t$ -testu však obe spomínané premenné vyšli štatisticky nevýznamné na hladine významnosti  $\alpha = 0,05$ . Mätúce však boli priaznivé výsledky F-testu a vysoká hodnota koeficientu viacnásobnej determinácie.

Pokúsila som sa preto špecifikáciu ekonometrického modelu spresniť odhadom závislosti inflácie na zmenách nominálnej mzdy a objemu dovozu v dvoch po sebe nasledujúcich obdobiach. Odhad modelu

$$P_t = \beta_0 + \beta_1 * \Delta W_t + \beta_2 * \Delta D_t + \beta_3 * \pi_t + u_t \quad (b)$$

priniesol ešte horšie výsledky v podobe záporného znamienka pri parametri  $b_1$  a štatistickej nevýznamnosti oboch pozmenených premenných. Koeficient viacnásobnej determinácie bol dokonca ešte o málo nižší ako v predchádzajúcom prípade.

Pokračovala som odhadom modelu so zahrnutím racionálnych očakávaní, keď som spočiatku testovala závislosť inflácie iba na jej o jedno obdobie oneskorených hodnotách v tvare

$$P_t = \beta_0 + \beta_1 * P_{t-1} + u_t. \quad (c)$$

Odhadnutý parameter jedinej exogénnej premennej tentoraz spĺňal predpoklady ekonomickej teórie a dokonca aj  $t$ -test preukázal jeho štatistickú významnosť na hladine  $\alpha = 0,001$ . Jedinou nevýhodou bola nižšia hodnota  $R^2$ , stále však svedčila o pomerne vysokej

zhode odhadu modelu s údajmi. Pri hlbšej analýze som zistila, že model je nezávadný z hľadiska autokorelácie, ale prekvapivo na základe Spearmanovho testu korelácie poradí sa nepreukázala platnosť hypotézy o homoskedasticite. Závery som vyslovila na základe výpočtov o

- autokoreláci
  - $DW = 1.74$
  - štatistika  $h = (1 - 0.5 \times 1.74) \times \frac{\sqrt{23}}{\sqrt{1 - 23 \times 0.1245^2}} = 0.7772$
  - $0.7772 < 1.96 \rightarrow$  autokorelácia neexistuje v modele
- a heteroskedasticite
  - Spearmanov test korelácie poradí:  
 $r_{ex}(P_{t-1}) = 0.210721344 \rightarrow |t| = |0.987827008| < t_{0.025}(21) = 2.080 \rightarrow$   
 NEzamietame  $H_0$  o homoskedasticite.

V ďalšej fáze som sa pokúsila odvodiť závislosť inflácie na úrovni reálnej mzdy, resp. jej indexe, pričom premenná dovoz ostala v absolútnej hodnote. Otestovala som aj vplyv adaptívnych očakávaní, a to tak, že som zmenila hodnotu  $g = 0,9$ .

Špecifikácia v tvare

$$P_t = \beta_0 + \beta_1 * rW_t + \beta_2 * Dt + \beta_3 * \pi_1 + u_t, \quad (d)$$

kde  $rW_t$  je priemerná mesačná reálna mzda v hospodárstve

a  $\pi_1$  je očakávaná miera inflácie s  $g = 0,8$ .

Výsledky boli v podstate rovnaké – nepotvrdil sa apriórny ekonomický predpoklad o parametre  $b_1$ , premenné dovoz aj reálna mzda sa ukázali ako štatisticky nevýznamné na  $\alpha = 0.05$  a  $R^2$  bol veľmi blízky jednej.

Pri použití variácie koeficientu adaptívnych očakávaní v odhade rovnice

$$P_t = \beta_0 + \beta_1 * rW_t + \beta_2 * Dt + \beta_3 * \pi_2 + u_t \quad (e)$$

vyšiel koeficient reálnej mzdy naopak kladný, ale znova štatisticky nevýznamný. Z usporiadania hodnôt dovozu v grafe (3-3) som usúdila, že premenná nemá na mieru inflácie zásadný vplyv a rozhodla som sa ju preto z regresie vynechať. Jediným následkom bolo (modely (f), (g)) minimálne zníženie  $R^2$  v oboch modeloch líšiacich sa adaptívnymi očakávaniami.

Potom som skúmala vplyv indexu reálnej mzdy na infláciu v modeloch (h), (i). Znova v oboch prípadoch koeficientu  $g = 0,8$  a  $g = 0,9$  vyšli parametre indexu kladné, ale štatisticky nevýznamné.



Upravený model racionálnych očakávaní som obohatila o premennú index reálnej mzdy v tvare

$$P_t = \beta_0 + \beta_1 * IW_t + \beta_2 * P_{t-1} + u_t \quad (j)$$

a výsledky boli konečne vyhovujúcejšie, aj keď odporovali predpokladom ekonomickej teórie. Z odhadnutej regresnej rovnice podľa výstupu z PcGive-u

$$\hat{P}_t = 75.5155 - 0.700674 IW_t + 0.347549 P_{t-1}$$

môžeme určiť absolútnu mzdovú pružnosť - 0.700674 a absolútnu oneskorenú inflačnú pružnosť 0.347549. Podľa  $t$ -testu sú obe premenné štatisticky významné na hladine  $\alpha = 0.01$ .

Podľa  $R^2$  usudzujem, že približne 82% zmien miery inflácie je vysvetlených zmenami indexu reálnej mzdy a oneskorenými hodnotami inflácie. Korigovaný  $\overline{R^2}$  vypočítaný pomocou vzorca (29) je 0,8093 a svedčí tak o stále dobrej zhode s údajmi. Pri testovaní multikolinearity použitím Kleinovho testu zistíme, že čiastočný  $R_j^2$  je asi 0,664 a je teda nižší ako celkový  $R^2$  a hypotézu o multikolinearite zamietame.

O autokorelácii rozhodneme pomocou Durbinovej  $h$ -štatistiky, ktorá podľa vzorca (32) má hodnotu 0.5269. Pre  $1-\alpha=95\%$ -ný kvantil normálneho rozdelenia zistíme, že v model nie je zaťažený autokoreláciou.

Heteroskedasticitu som ošetrila Spearmanovým testom korelácie poradí. Hodnota  $r_{ex}(P_{t-1})$  vyšla rovná 1.4455125. Po porovnaní s tabuľkovou hodnotou Studentovho rozdelenia  $t_{0,025}(20)=2,086$  môžeme konštatovať, že rozptyl pozorovaní v modeli je homoskedastický.

Práve tento model som si vybrala na vytvorenie predpovedí o budúcom vývoji inflácie. Porovnaním so skutočnými hodnotami som však zistila jeho nevhodnosť pre tento účel. Predpovedané hodnoty sa od skutočných líšili niekedy aj o viac ako 2,5 percentného bodu. (Tab.3-16).

Povzbudená prekvapujúco dobrými výsledkami odhadu modelu racionálnych očakávaní, otestovala som aj vplyv zmeny absolútnej úrovne reálnej mzdy spolu s oneskorenou infláciou (model (k) ), ale situácia sa nezopakovala.

Poslednou zmenou v analýze inflácie bolo testovanie vplyvu miery nezamestnanosti. Úplne som zanechala pôvodné premenné, u ktorých sa neprejavili žiaduce efekty. Najprv som mieru nezamestnanosti otestovala v kombinácii s adaptívnymi očakávaniami a koeficientom adaptácie  $g = 0,8$

$$P_t = \beta_0 + \beta_1 * U_t + \beta_2 * \pi_t + u_t, \quad (l)$$

potom s  $g = 0,9$  a v modeli racionálnych očakávaní, ale v žiadnom z nich nebola miera nezamestnanosti štatisticky významná aspoň na minimálnej požadovanej hladine  $\alpha = 0,05$ .

Podobne ako v predchádzajúcich prípadoch, aj teraz boli koeficienty viacnásobnej determinácie neúmerne vysoké, dokonca viac ako 99% v prípade  $g = 0,9$  a naopak najnižší, okolo 74% v prípade racionálnych očakávaní. Kvôli vysokej hodnote  $R^2$  som sa rozhodla využiť model zahŕňajúci  $g = 0,9$  na predpovede inflácie. Prekvapujúco, hodnoty vyšli veľmi podobné tým skutočným (Tab.3-16).

### 3. ZÁVERY

Na konci skúmania môžeme prehlásiť, že na údaje týkajúce sa inflácie v ČR v danom období 1997-2002 nemôžu byť aplikované predpoklady ekonomickej teórie ani pôvodné ekonometrické modely 20.storočia. Vo viacerých modeloch koeficient u premennej nominálnej alebo potom reálnej mzdy odporoval predpokladu kladnosti. Navyše bol vždy veľmi malý, ovplyvňoval infláciu len z piateho desatinného miesta. Podobne pri premennej dovoz, ktorá nakoniec mala v sledovanom období úplne odlišný vývoj ako miera inflácie. Dôvodom je podľa môjho názoru, že miera inflácia v sledovanom období klesala, pričom normálny trend cien v hospodárstve býva zvyčajne rastúci. Aj keď som sa pokúsila predísť skresleniu odhadov useknutím časovej rady pred rokom 2003, ktorý bol poznamenaný zápornou mierou inflácie, chyba nebola odstránená. Z grafov reálnej mzdy vidíme, že aj mzdy si v stanovenom období udržiavala slabý pokles, tento však bol minimálny a preto nebola nájdená závislosť zmien týchto dvoch premenných. Navyše mzdy bývajú nepružné v poklese smerom dole, čo je dôvod roztrúsených napozorovaných hodnôt okolo vyrovnávajúcej priamky. Aj keď pri sledovaní indexu reálnej mzdy bol klesajúci trend viditeľnejší a empirické hodnoty sa presnejšie zhluchovali okolo vyrovnávajúcej priamky, kvalita odhadov bola narušená príliš nízkym odhadnutým regresným koeficientom.

Ďalej som zistila, že výsledky boli vždy lepšie pre modely s koeficientom adaptácie  $g = 0,9$  oproti modelom s  $g = 0,8$ . To znamená, že pri formovaní inflačných očakávaní má 90% vplyv miera inflácie v minulom období. Hypotéza sa potvrdila aj v modeli racionálnych očakávaní, ktorý v podstate znamená tvar pre  $g = 1$ . Takto je dokázaná existencia inlačnej špirály. Budúce hodnoty inflácie sú determinované minulým vývojom a dochádza tak ľahko k jeho prehlbeniu.

Čo sa týka miery nezamestnanosti, aj tá sa v sledovanom období vyvíjala tempom nezávisle od inflácie. Regresia bola ľahko narušená extrémnymi hodnotami, v dôsledku ktorých sa nezamestnanosť ukázala ako štatisticky nevýznamná.

Z hľadiska predpovedí sa však potvrdil predpoklad, že na anticipovanie budúcich hodnôt z ekonometrických modelov nie je dôležitá štatistická významnosť premenných, ale vysoká hodnota koeficientu viacnásobnej determinácie. Túto skutočnosť dokladuje tabuľka 3-16, ktorá porovnáva rôzne predpovedané hodnoty inflácie so skutočnosťou. Podľa nej usudzujem, že síce v pôvodne sledovanom intervale závislosť inflácie a nezamestnanosti nebola zreteľná, avšak v nasledujúcom období, resp. pri dlhodobejšom pozorovaní vidíme jednoznačnú súvislosť.

Z analýz vyplýva, že je ťažké nájsť v súčasnosti v praxi údaje, ktoré by dokazovali platnosť pôvodných Phillipsových predpokladov alebo teórií ich jeho nasledovníkov. Miera inflácie je v ekonomike určovaná mnohými faktormi, okrem iného aj cieľmi národnej banky. Preto je úloha ekonometrov pri jej analýze nesmierne zložitá. Musia vybrať tie správne najvýznamnejšie premenné a správne upraviť podkladové dáta aby nedošlo k skresleniu odhadov. Nám ostatným ostáva len čakať, aký nový model vytvoria pre modernú dynamickú dobu.

### 3. PRÍLOHA

#### 3.1. POUŽITÉ ÚDAJE

Tab. 3-1 Použité údaje

<i>Infl</i>	<i>Mzda</i>	<i>Dovoz</i>	<i>OcakInfl1</i>	<i>OcakInfl2</i>	<i>dMzda</i>	<i>dDovoz</i>	<i>RealMzda</i>	<i>IndexRM</i>	<i>Nezam</i>
7.2	10071	62282	7.2	7.2	246	-6114	9408.3	99.4	4.3
6.6	10345	71342	6.7	6.7	274	9060	9600.0	99.8	4.5
9.9	10620	71008	9.2	9.5	275	-334	9749.0	100.1	5.0
10.1	10895	81937	9.9	10.0	275	10928	9923.6	100.3	5.4
13.3	10544	76529	12.6	13.0	-351	-5407	9410.8	97.9	5.9
12.7	11928	78214	12.7	12.7	1384	1684	10511.5	94.4	5.9
9.5	11555	72696	10.2	9.8	-373	-5517	10376.4	99.5	6.8
7.5	13217	77381	8.0	7.7	1662	4685	12279.4	103.2	7.3
2.9	11476	71134	4.0	3.4	-1741	-6247	10937.0	105.6	8.4
2.4	12918	81463	2.7	2.5	1442	10328	12537.6	105.8	8.4
1.2	12587	77442	1.5	1.4	-331	-4021	12384.1	107.6	9.0
5.8	14248	94349	4.9	5.4	1661	16907	13971.1	105.8	9.0
3.6	12259	91224	3.9	3.8	-1989	-3125	12081.0	103.1	9.5
3.7	13636	102334	3.8	3.7	1377	11109	13500.8	101.9	8.7
4.2	13323	100525	4.1	4.2	-313	-1808	13144.8	102.0	8.5
4.2	15246	119890	4.2	4.2	1923	19364	14921.8	102.8	8.3
4.1	13396	114916	4.1	4.1	-1850	-4973	12916.9	105.0	8.5
5.0	14870	116061	4.9	4.9	1474	1144	14224.4	103.9	8.0
5.4	14490	108809	5.3	5.3	-380	-7251	13781.0	103.2	8.2
4.2	16414	122067	4.4	4.3	1924	13257	15485.0	103.3	7.8
3.8	14347	107351	3.9	3.8	-2067	-14716	13719.9	103.3	7.7
2.3	16024	110095	2.6	2.5	1677	2744	15542.8	105.4	7.0
0.7	15568	105060	1.1	0.8	-456	-5035	15263.9	106.7	7.2
0.6	17538	119383	0.7	0.6	1970	14322	17224.2	106.4	7.3

### 3.2. VÝSLEDKY ODHADOV JEDNOTLIVÝCH MODELOV

$$a. P_t = \beta_0 + \beta_1 * W_t + \beta_2 * Dt + \beta_3 * \pi_1 + u_t$$

**Tab. 3-2** Odhad závislosti inflácie na nominálnej mzde, dovoze a adaptívnych očakávaníach s  $g=0,8$   
EQ( 1) Modelling Inflacia by OLS-CS (using Data1)

The estimation sample is: 1997 (1) to 2002 (4)

	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	Part.R <sup>2</sup>
Constant	-0.674333	0.8312	-0.811	0.427	0.0319
Mzda	-8.99510e-005	9.431e-005	-0.954	0.352	0.0435
Dovoz	1.60762e-005	9.299e-006	1.73	0.099	0.1300
OcakInfl	1.05391	0.03168	33.3	0.000	0.9823
sigma	0.380299	RSS	2.89254379		
R <sup>2</sup>	0.989904	F(3,20) =	653.6 [0.000]**		
log-likelihood	-8.66351	DW	1.66		
no. of observations	24	no. of parameters	4		
mean(Inflacia)	5.45458	var(Inflacia)	11.9371		

$$b. P_t = \beta_0 + \beta_1 * \Delta W_t + \beta_2 * \Delta Dt + \beta_3 * \pi_1 + u_t$$

**Tab. 3-3** Odhad závislosti inflácie na zmene nominálnej mzdy, zmene dovozu a adaptívnych očakávaníach s  $g=0,8$

EQ( 2) Modelling Inflacia by OLS-CS (using Data1)

The estimation sample is: 1997 (1) to 2002 (4)

	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	Part.R <sup>2</sup>
Constant	-0.337852	0.1630	-2.07	0.051	0.1768
dMzda	-1.47678e-006	0.0001038	-0.0142	0.989	0.0000
dDovoz	1.25020e-005	1.542e-005	0.811	0.427	0.0318
OcakInfl	1.04368 0.02512	41.6	0.000	0.9885	
sigma	0.397807	RSS	3.16500429		

R <sup>2</sup>	0.988953	F(3,20) =	596.8 [0.000]**
log-likelihood	-9.74373	DW	1.47
no. of observations	24	no. of parameters	4
mean(Inflacia)	5.45458	var(Inflacia)	11.9371

$$c. P_t = \beta_0 + \beta_1 * P_{t-1} + u_t$$

**Tab. 3-4 Odhad závislosti inflácie racionálnych očakávaniach**

EQ( 5) Modelling Inflacia by OLS (using Data1)

The estimation sample is: 1997 (2) to 2002 (4)

	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	Part.R <sup>2</sup>
Inflacia_1	0.870548	0.1245	6.99	0.000	0.6994
Constant	0.447079	0.8213	0.544	0.592	0.0139

sigma	2.01431	RSS	85.2059422
R <sup>2</sup>	0.699404	F(1,21) =	48.86 [0.000]**
log-likelihood	-47.6957	DW	1.74
no. of observations	23	no. of parameters	2
mean(Inflacia)	5.38043	var(Inflacia)	12.3242

$$d. P_t = \beta_0 + \beta_1 * rW_t + \beta_2 * Dt + \beta_3 * \pi_1 + u_t$$

**Tab. 3-5 Odhad závislosti inflácie na reálnej mzde, dovoze a adaptívnych očakávaniach s g=0,8**

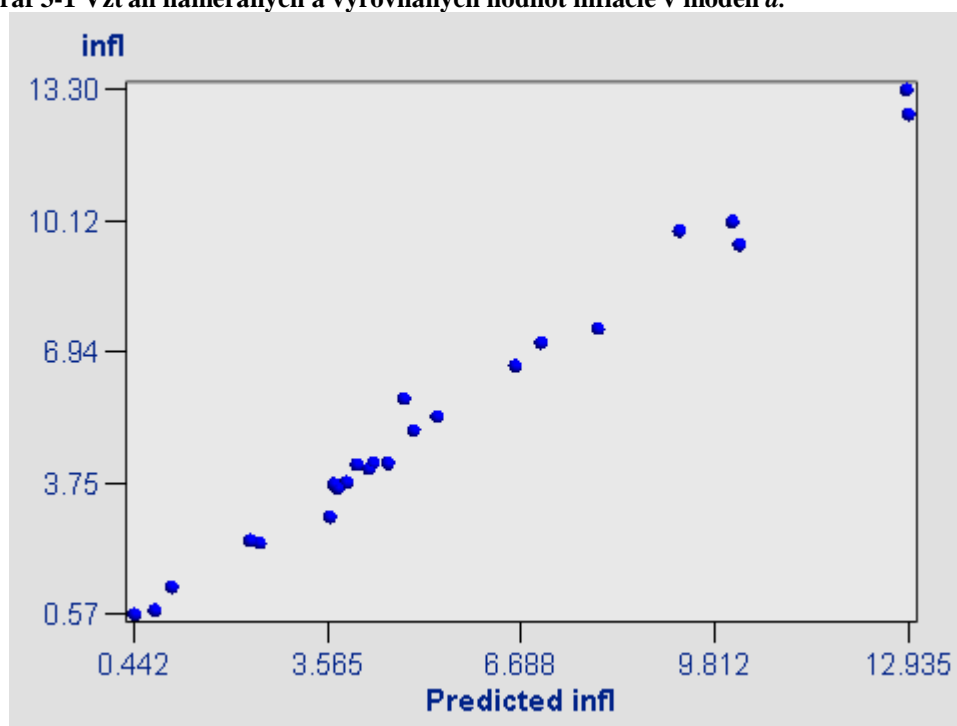
EQ( 1) Modelling Inflacia by OLS-CS (using data.xls)

The estimation sample is: 1 to 24

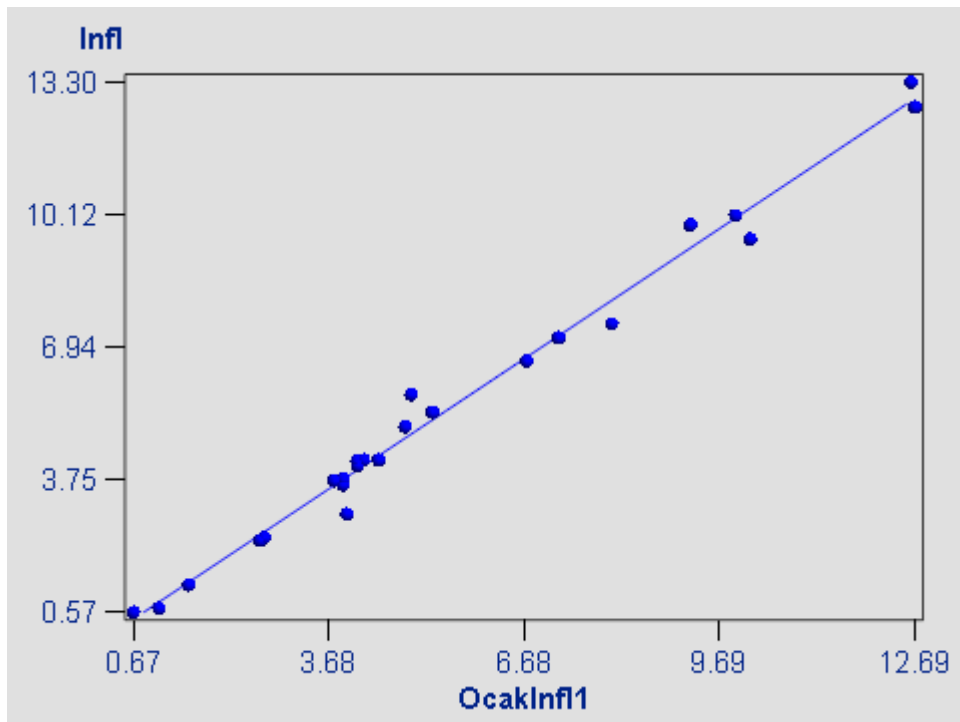
	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	Part.R <sup>2</sup>
Constant	-0.951146	0.9004	-1.06	0.303	0.0529
RealMzda	-4.49404e-005	0.0001046	-0.430	0.672	0.0092
Dovoz	1.22278e-005	9.831e-006	1.24	0.228	0.0718
OcakInfl1	1.05610	0.03881	27.2	0.000	0.9737

sigma	0.387067	RSS	2.99641808
R <sup>2</sup>	0.989541	F(3,20) =	630.7 [0.000]**
log-likelihood	-9.08689	DW	1.49
no. of observations	24	no. of parameters	4
mean(Inflacia)	5.45458	var(Inflacia)	11.9371

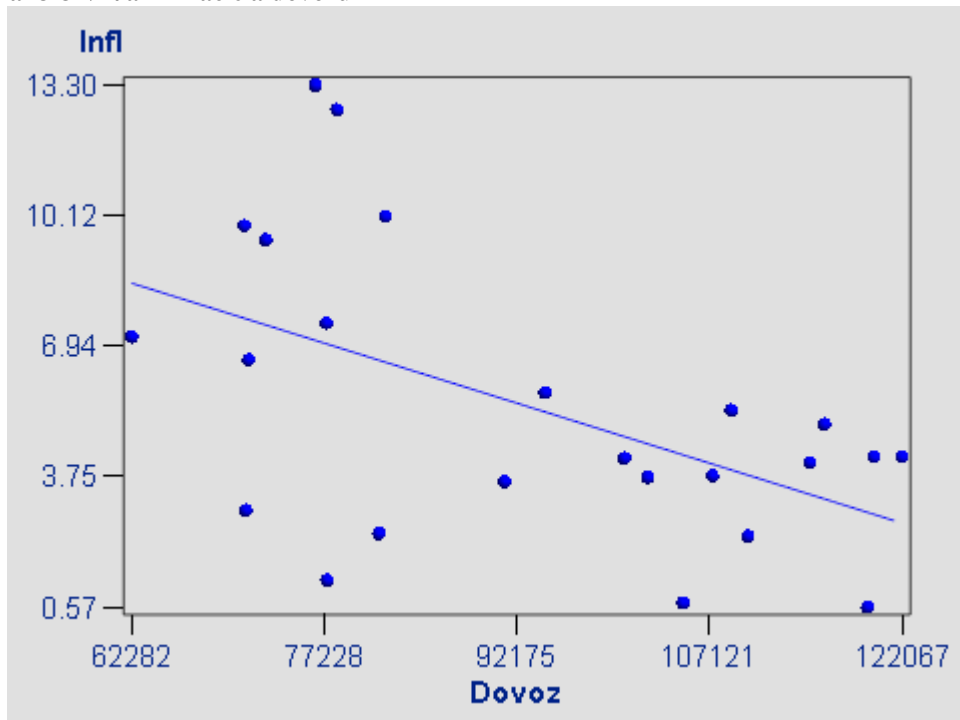
Graf 3-1 Vzťah nameraných a vyrovnaných hodnôt inflácie v modeli  $\alpha$ .



Graf 3-2 Vzťah inflácie a jej adaptívnych očakávaní pri  $g=0,8$

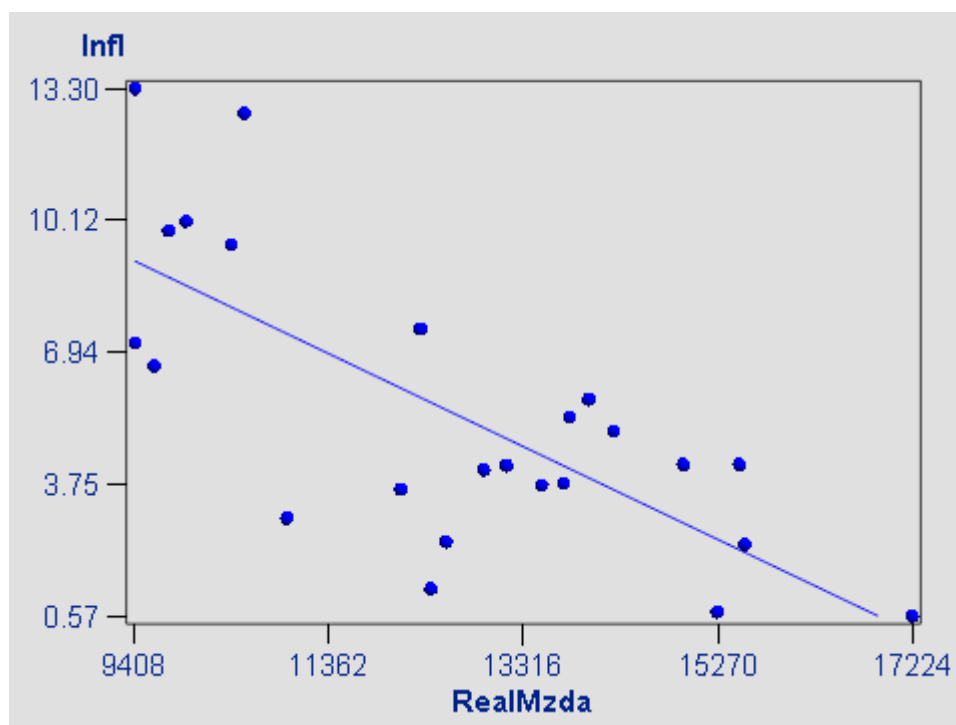


Graf 3-3 Vzťah inflácie a dovozu



Graf 3-4 Vzťah inflácie a reálnej mzdy





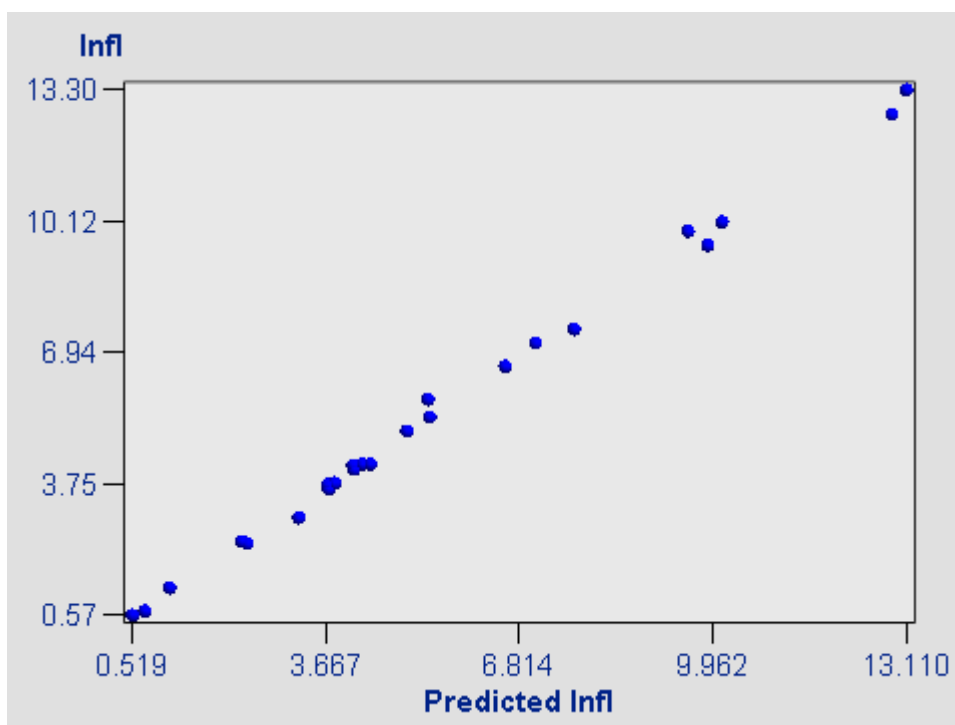
$$e. P_t = \beta_0 + \beta_1 * rW_t + \beta_2 * Dt + \beta_3 * \pi_2 + u_t$$

**Tab. 3-6** Odhad závislosti inflácie na reálnej mzde, dovoze a adaptívnych očakávaniach s  $g=0,9$   
EQ( 4) Modelling Inflacia by OLS-CS (using data.xls)

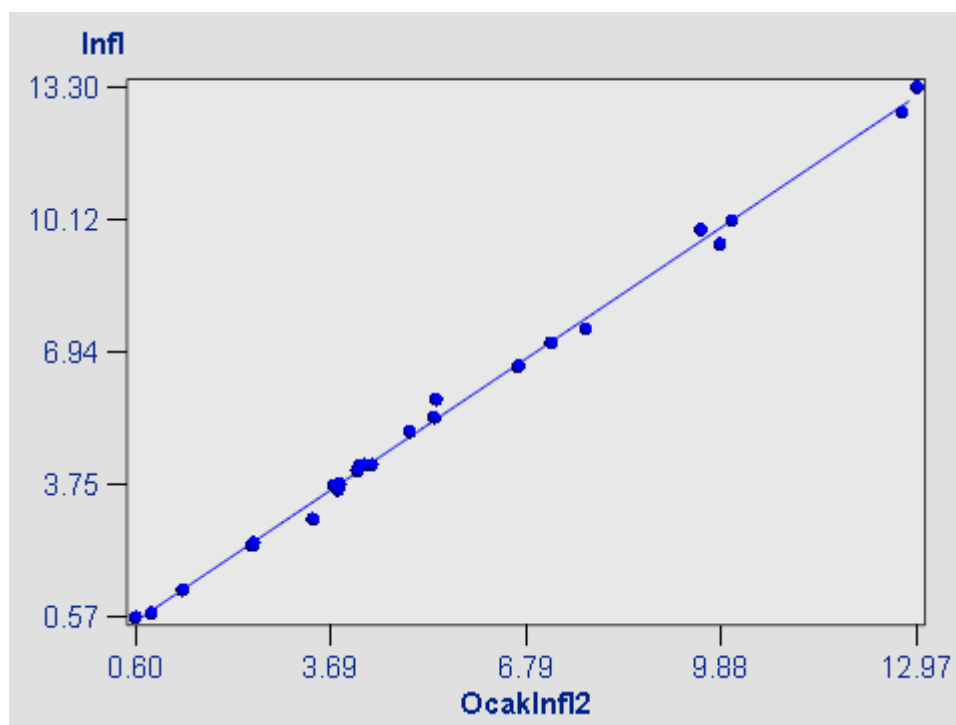
The estimation sample is: 1 to 24

	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	Part.R <sup>2</sup>
Constant	-0.583620	0.4319	-1.35	0.192	0.0836
RealMzda	3.54314e-007	5.150e-005	0.00688	0.995	0.0000
Dovoz	4.01448e-006	4.860e-006	0.826	0.419	0.0330
OcakInfl2	1.03173	0.01838	56.1	0.000	0.9937
sigma	0.18951	RSS	0.718281351		
R <sup>2</sup>	0.997493	F(3,20) =	2652 [0.000]**		
log-likelihood	8.05285	DW	1.52		
no. of observations	24	no. of parameters	4		
mean(Inflacia)	5.45458	var(Inflacia)	11.9371		

**Graf 3-5** Vzťah nameraných a vyrovnaných hodnôt inflácie v modeli *b*.



**Graf 3-6** Vzťah inflácie a jej adaptívnych očakávaní pri  $g=0,9$



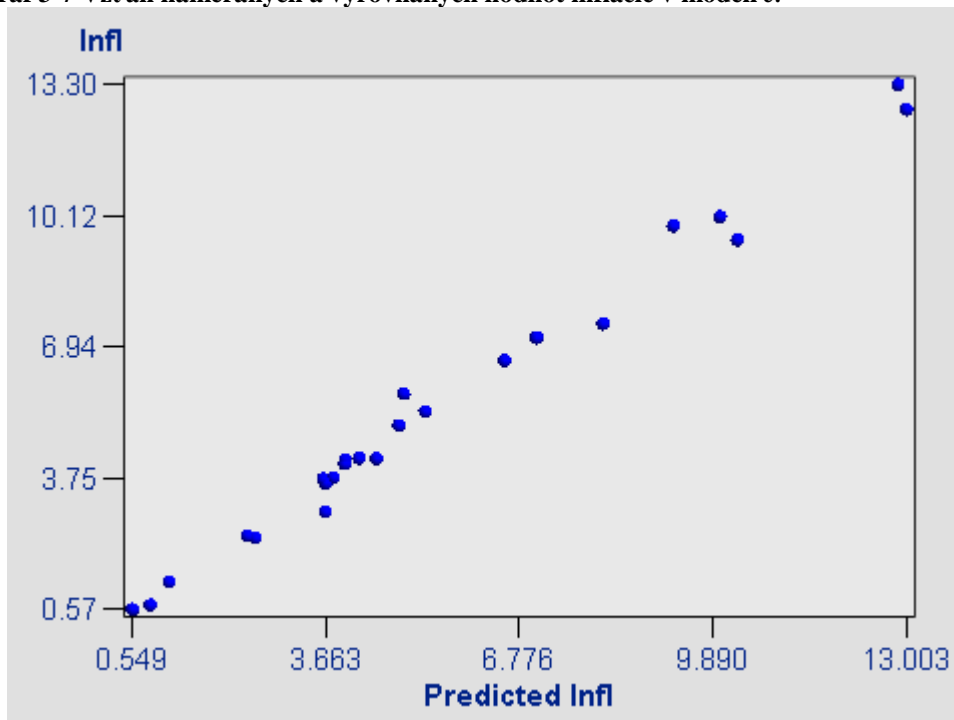
$$f. P_t = \beta_0 + \beta_1 * rW_t + \beta_2 * \pi_1 + u_t$$

**Tab. 3-7** Odhad závislosti inflácie na reálnej mzde a adaptívnych očakávaniach s  $g=0,8$   
EQ( 6) Modelling Inflacia by OLS-CS (using dataGW)

The estimation sample is: 1 to 24

	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	Part.R <sup>2</sup>
Constant	-1.30627	0.8649	-1.51	0.146	0.0980
RealMzda	6.59867e-005	5.526e-005	1.19	0.246	0.0636
OcakInfl1	1.07295	0.03684	29.1	0.000	0.9758
sigma	0.392075	RSS	3.22817409		
R <sup>2</sup>	0.988732	F(2,21) =	921.3 [0.000]**		
log-likelihood	-9.98088	DW	1.18		
no. of observations	24	no. of parameters	3		
mean(Inflacia)	5.45458	var(Inflacia)	11.9371		

Graf 3-7 Vzťah nameraných a vyrovnaných hodnôt inflácie v modeli c.



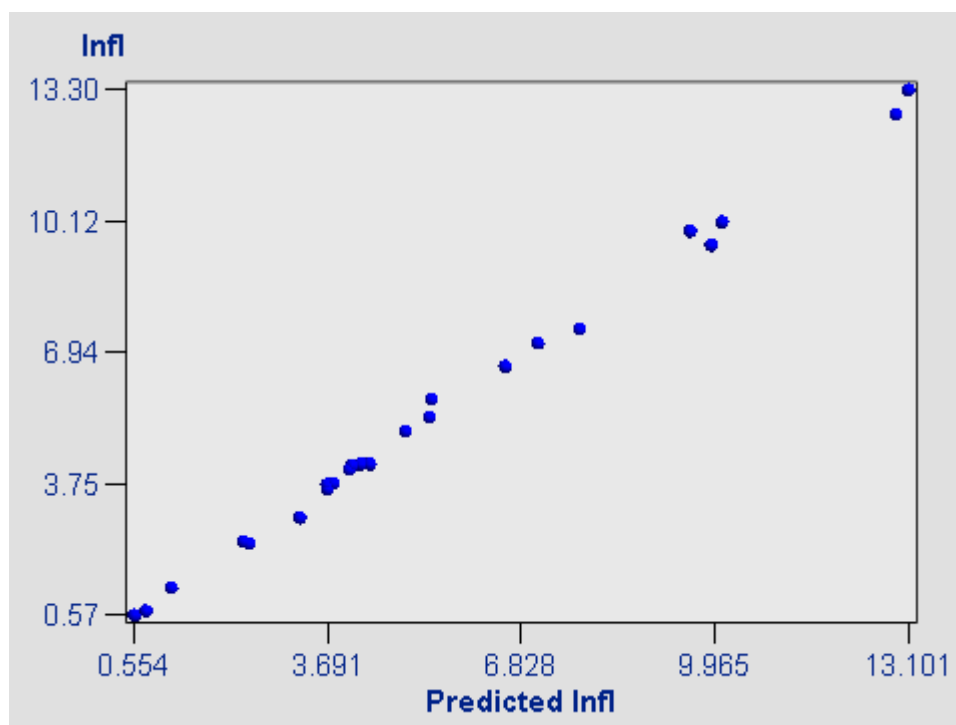
$$g. P_t = \beta_0 + \beta_1 * rW_t + \beta_2 * \pi_2 + u_t$$

Tab. 3-8 Odhad závislosti inflácie na reálnej mzde a adaptívnych očakávaniach s  $g=0,9$   
EQ( 7) Modelling Inflatia by OLS-CS (using dataGW)

The estimation sample is: 1 to 24

	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	Part.R <sup>2</sup>
Constant	-0.703117	0.4039	-1.74	0.096	0.1261
RealMzda	3.69682e-005	2.601e-005	1.42	0.170	0.0877
OcakInfl2	1.03738	0.01693	61.3	0.000	0.9944
sigma	0.188071	RSS	0.742784263		
R <sup>2</sup>	0.997407	F(2,21) =	4039 [0.000]**		
log-likelihood	7.65032	DW	1.32		
no. of observations	24	no. of parameters	3		
mean(Inflatia)	5.45458	var(Inflatia)	11.9371		

Graf 3-8 Vzťah nameraných a vyrovnaných hodnôt inflácie v modeli d.



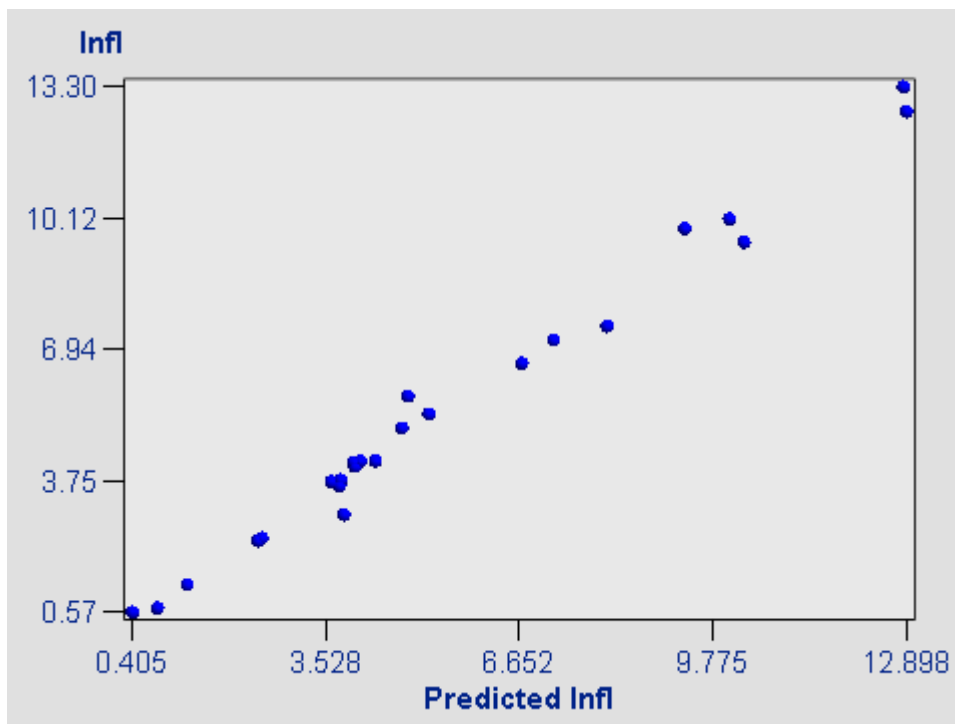
$$h. P_t = \beta_0 + \beta_1 * IW_t + \beta_2 * \pi_1 + u_t$$

**Tab. 3-9** Odhad závislosti inflácie na indexe reálnej mzdy a adaptívnych očakávaniach s  $g=0,8$   
EQ(10) Modelling Inflacia by OLS-CS (using dataGW)

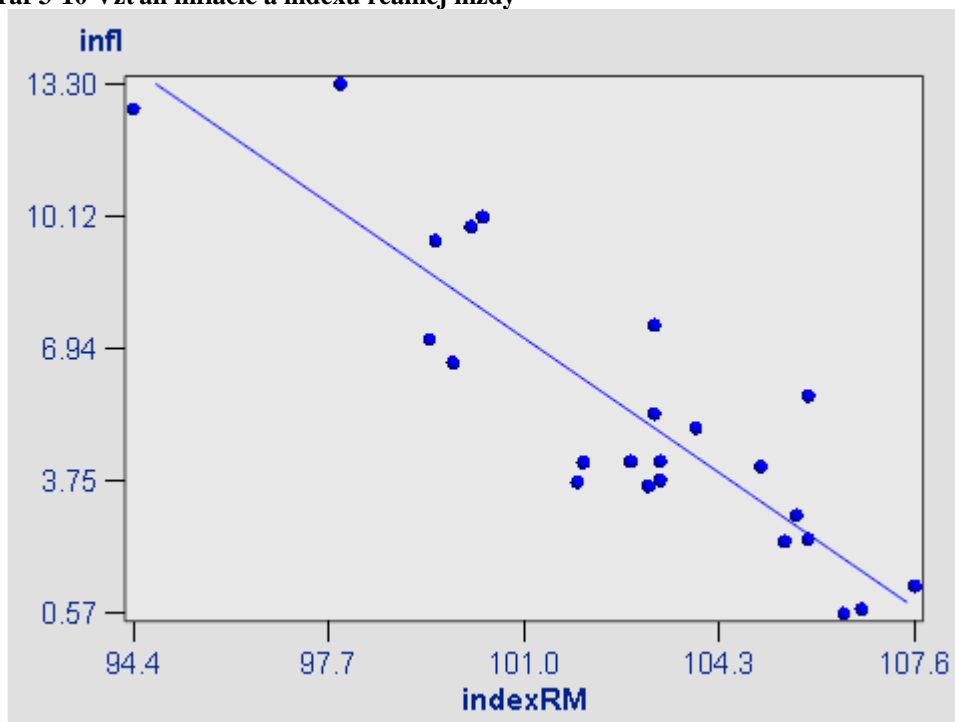
The estimation sample is: 1 to 24

	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	Part.R <sup>2</sup>
Constant	-0.503587	6.272	-0.0803	0.937	0.0003
IndexRM	0.00198566	0.05839	0.0340	0.973	0.0001
OcakInfl1	1.04147	0.05480	19.0	0.000	0.9451
sigma	0.405156		RSS	3.44717215	
R <sup>2</sup>	0.987968		F(2,21) =	862.1 [0.000]**	
log-likelihood	-10.7685		DW	1.37	
no. of observations	24		no. of parameters	3	
mean(Inflacia)	5.45458		var(Inflacia)	11.9371	

**Graf 3-9** Vzťah nameraných a vyrovnaných hodnôt inflácie v modeli *e*.



Graf 3-10 Vzťah inflácie a indexu reálnej mzdy



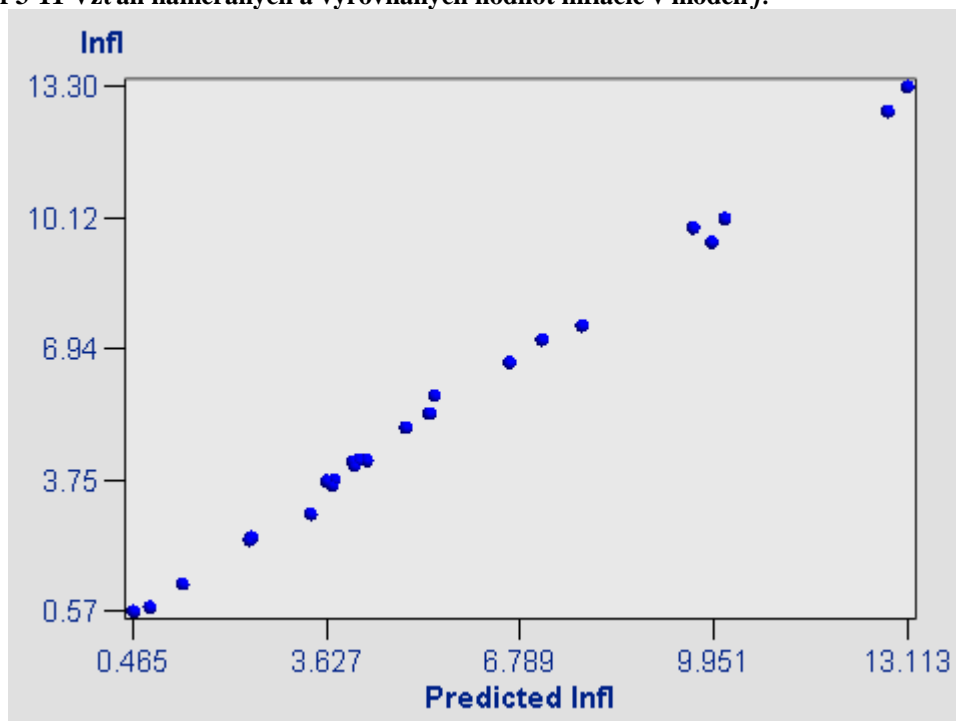
$$i. \quad P_t = \beta_0 + \beta_1 * IW_t + \beta_2 * \pi_2 + u_t$$

**Tab. 3-10** Odhad závislosti inflácie na indexe reálnej mzdy a adaptívnych očakávaniach s  $g=0,9$   
EQ( 8) Modelling Inflacia by OLS-CS (using dataGW)

The estimation sample is: 1 to 24

	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	Part.R^2
Constant	-2.34864	2.998	-0.783	0.442	0.0284
OcakInfl2	1.03631	0.02560	40.5	0.000	0.9873
IndexRM	0.0206106	0.02795	0.737	0.469	0.0252
sigma	0.194406		RSS	0.79366501	
R^2	0.99723		F(2,21) =	3780 [0.000]**	
log-likelihood	6.85525		DW	1.43	
no. of observations	24		no. of parameters	3	
mean(Inflacia)	5.45458		var(Inflacia)	11.9371	

**Graf 3-11** Vzťah nameraných a vyrovnaných hodnôt inflácie v modeli  $f$ .



$$j. \quad P_t = \beta_0 + \beta_1 * IW_t + \beta_2 * P_{t-1} + u_t$$

**Tab. 3-11 Odhad závislosti inflácie na indexe reálnej mzdy a racionálnych očakávaniach**  
EQ(11) Modelling Inflacia by OLS (using dataGW)

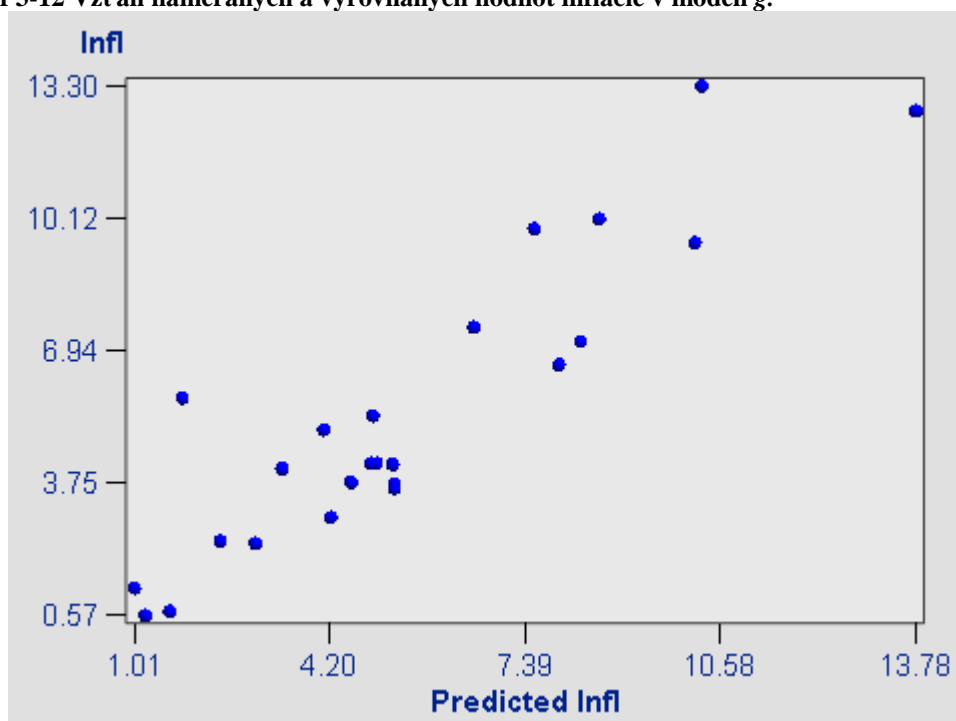
The estimation sample is: 2 to 24

	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	Part.R <sup>2</sup>
Inflacia_1	0.347549	0.1681	2.07	0.052	0.1761
Constant	75.5155	19.70	3.83	0.001	0.4234
IndexRM	-0.700674	0.1838	-3.81	0.001	0.4208

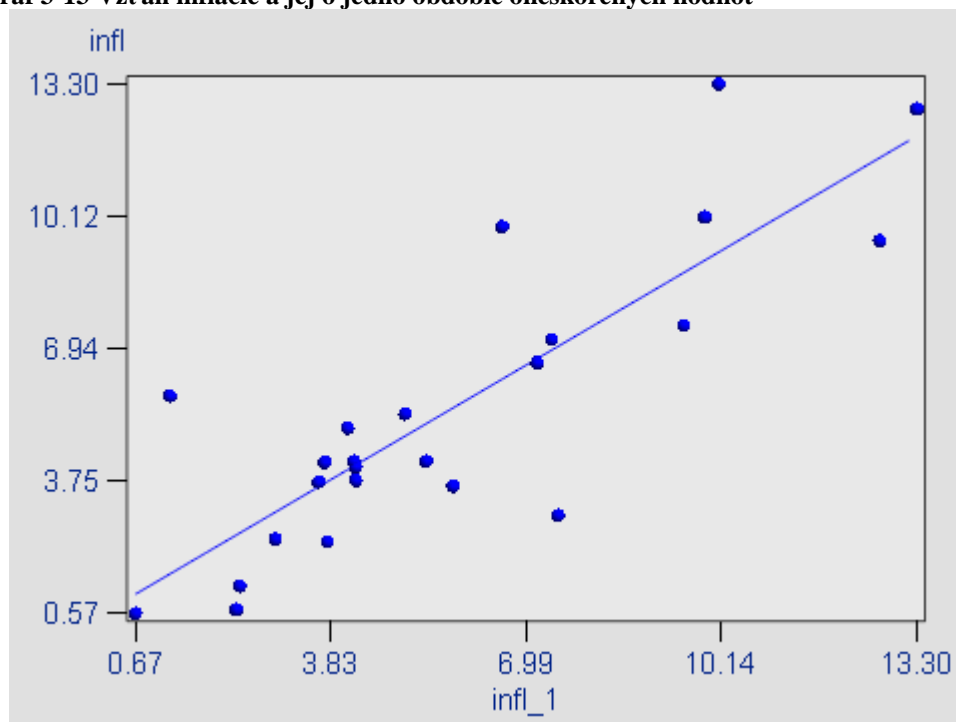
sigma	1.57087	RSS	49.352481
R <sup>2</sup>	0.82589	F(2,20) =	47.44 [0.000]**
log-likelihood	-41.4158	DW	1.87
no. of observations	23	no. of parameters	3
mean(Inflacia)	5.38043	var(Inflacia)	12.3242

**Graf 3-12 Vzťah nameraných a vyrovnaných hodnôt inflácie v modeli g.**





Graf 3-13 Vzťah inflácie a jej o jedno obdobie oneskorených hodnôt



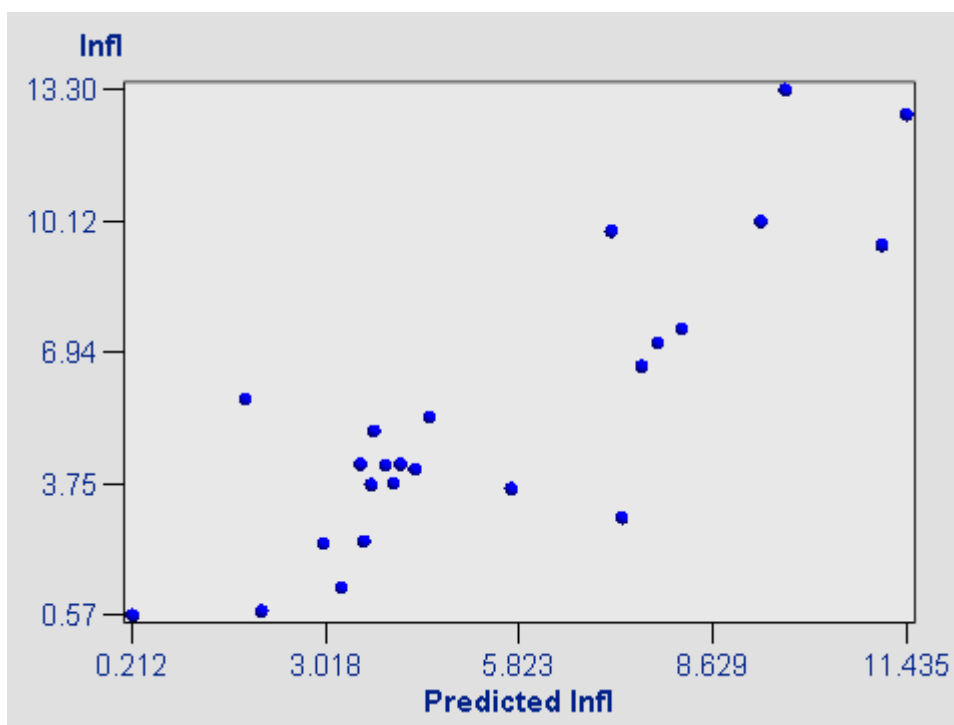
$$k. P_t = \beta_0 + \beta_1 * rW_t + \beta_2 * P_{t-1} + u_t$$

Tab. 3-12 Odhad závislosti inflácie na reálnej mzde a racionálnych očakávaniach  
EQ(12) Modelling Inflacia by OLS (using dataGW)

The estimation sample is: 2 to 24

	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	Part.R^2
Inflacia_1	0.670396	0.1817	3.69	0.001	0.4051
Constant	6.97651	4.487	1.55	0.136	0.1078
RealMzda	-0.00042281	0.0002859	-1.48	0.155	0.0986
sigma	1.9597		RSS	76.8084871	
R^2	0.729029		F(2,20) =	26.9 [0.000]**	
log-likelihood	-46.5025		DW	1.95	
no. of observations	23		no. of parameters	3	
mean(Inflacia)	5.38043		var(Inflacia)	12.3242	

Graf 3-14 Vzťah nameraných a vyrovnaných hodnôt inflácie v modeli h.



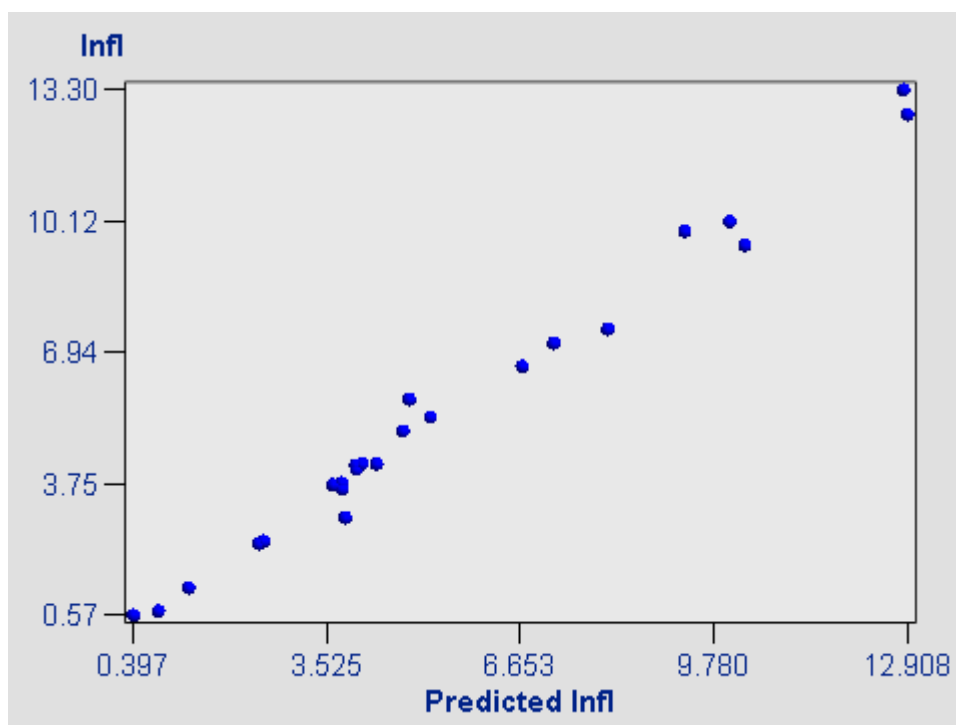
$$I_t = \beta_0 + \beta_1 * U_t + \beta_2 * \pi_t + u_t$$

**Tab. 3-13** Odhad závislosti inflácie na miere nezamestnanosti a adaptívnych očakávaniach s  $g=0,8$   
EQ(13) Modelling Inflacia by OLS-CS (using dataGW)

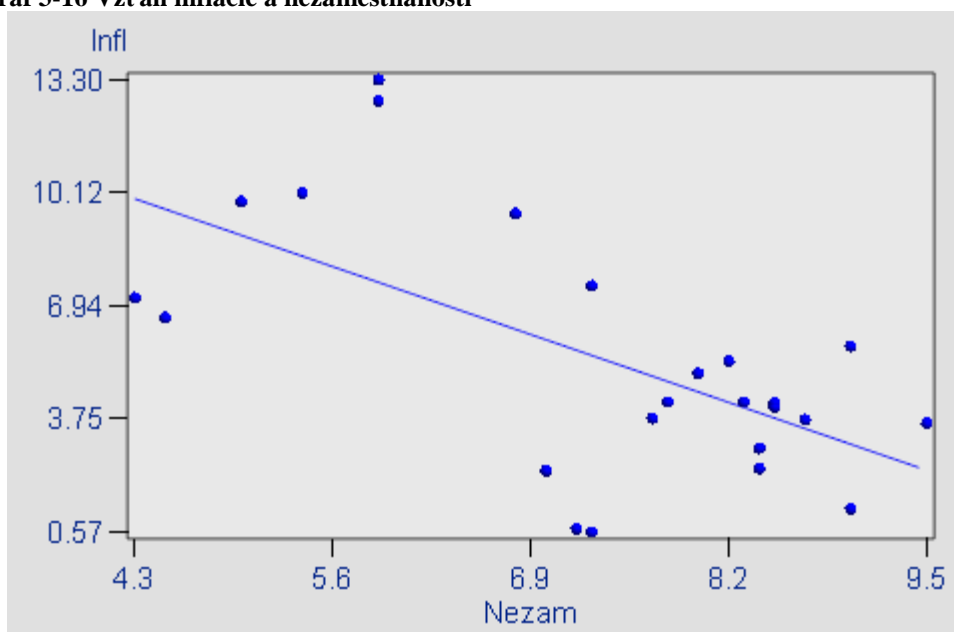
The estimation sample is: 1 to 24

	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	Part.R <sup>2</sup>
Constant	-0.359309	0.6630	-0.542	0.594	0.0138
Nezam	0.00777193	0.07251	0.107	0.916	0.0005
OcakInfl1	1.04195	0.03198	32.6	0.000	0.9806
sigma	0.405056		RSS	3.44547711	
R <sup>2</sup>	0.987974		F(2,21) =	862.6 [0.000]**	
log-likelihood	-10.7626		DW	1.38	
no. of observations	24		no. of parameters	3	
mean(Inflacia)	5.45458		var(Inflacia)	11.9371	

**Graf 3-15** Vzťah nameraných a vyrovnaných hodnôt inflácie v modeli *i*.



Graf 3-16 Vzťah inflácie a nezamestnanosti



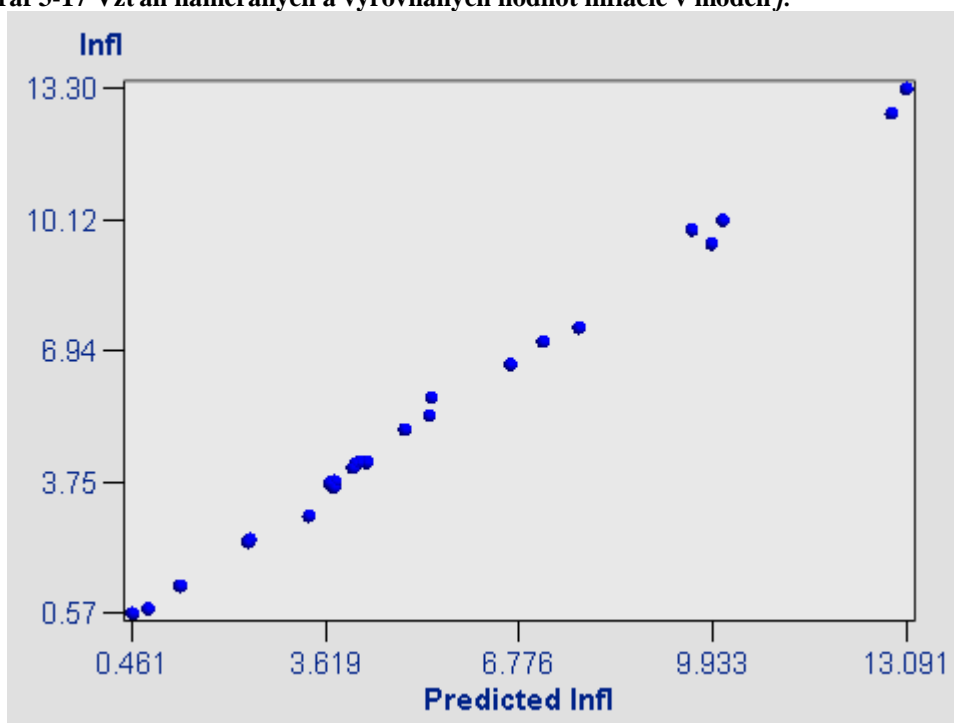
$$m. P_t = \beta_0 + \beta_1 * U_t + \beta_2 * \pi_2 + u_t$$

**Tab. 3-14** Odhad závislosti inflácie na miere nezamestnanosti a adaptívnych očakávaníach s  $g=0,9$   
EQ(14) Modelling Inflacia by OLS-CS (using dataGW)

The estimation sample is: 1 to 24

	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	Part.R <sup>2</sup>
Constant	-0.215413	0.3188	-0.676	0.507	0.0213
Nezam	0.00871119	0.03510	0.248	0.806	0.0029
OcakInfl2	1.02185	0.01511	67.6	0.000	0.9954
sigma	0.196619		RSS	0.811839037	
R <sup>2</sup>	0.997166		F(2,21) =	3695 [0.000]**	
log-likelihood	6.58356		DW	1.56	
no. of observations	24		no. of parameters	3	
mean(Inflacia)	5.45458		var(Inflacia)	11.9371	

**Graf 3-17** Vzťah nameraných a vyrovnaných hodnôt inflácie v modeli  $j$ .



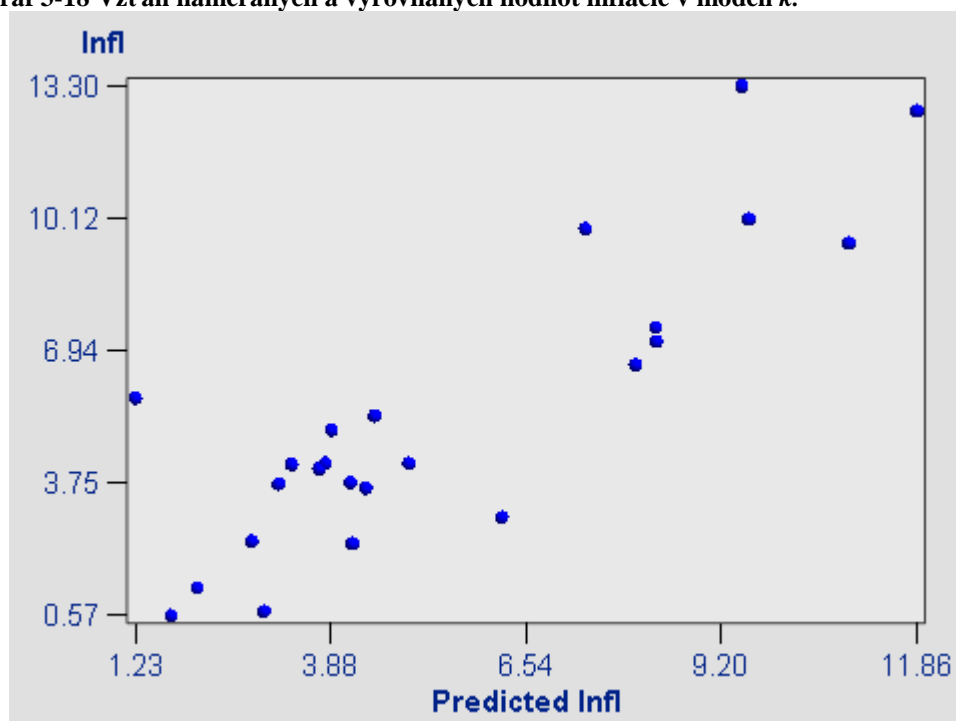
$$n. P_t = \beta_0 + \beta_1 * U_t + \beta_2 * P_{t-1} + u_t$$

**Tab. 3-15 Odhad závislosti inflácie na miere nezamestnanosti a racionálnych očakávaniach**  
EQ(15) Modelling Inflacia by OLS (using dataGW)

The estimation sample is: 2 to 24

	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	Part.R <sup>2</sup>
Inflacia_1	0.726659	0.1441	5.04	0.000	0.5597
Constant	6.05794	3.280	1.85	0.080	0.1457
Nezam	-0.640600	0.3636	-1.76	0.093	0.1343
sigma	1.92043		RSS	73.7611042	
R <sup>2</sup>	0.73978		F(2,20) =	28.43 [0.000]**	
log-likelihood	-46.037		DW	1.66	
no. of observations	23		no. of parameters	3	
mean(Inflacia)	5.38043		var(Inflacia)	12.3242	

**Graf 3-18 Vzťah nameraných a vyrovnaných hodnôt inflácie v modeli k.**



**Tab. 3-16 Výsledky predpovedí z vybraných modelov**

<i>model j</i>	<i>model m</i>	<i>skutočnosť</i>
0,29	-0,46	-0,40
0,68	-0,12	0,07
0,97	-0,20	-0,07
1,18	0,58	0,80
1,16	2,11	2,37
5,16	2,50	2,63
3,57	3,06	3,20
4,37	3,00	3,07
3,70	1,67	1,63
3,48	1,47	1,57
3,04	1,73	1,87
5,03	2,25	2,40
3,40	2,70	2,83
3,90	2,80	2,90
4,34	2,81	2,90
3,22	1,52	1,50

## **Použitá literatúra**

(Cagan, 1956) *Cagan, P.*: The Monetary Dynamics of Hyperinflation. In: Friedman, M.(ed.), *Studies in the Quantity Theory of Money*. University of Chicago Press, Chicago 1956

(Friedman, 1968) *Friedman, M.*: The Role of Monetary Policy. *American Economic Review*, 1968, č.58

(Holman, 2004) *Holman, R.*: Makroekonomie: středně pokročilý kurz, Praha, C.H.Beck, 2004

(Hušek - Walter, 1976) *Hušek, R. - Walter J.*: Ekonometrie, Praha, Nakladatelství technické literatury, 1976

(Hušek, 1999) *Hušek, R.*: Ekonometrická analýza, Praha, Ekopress 1999

(Hušek, 2001) *Hušek, R.*: Aplikovaná ekonometrie, Praha, Vysoká škola ekonomická, 2001

(Kahounová, 2000) *Kahounová, J.*: Praktikum k výuce matematické statistiky I. Odhady, Praha, Vysoká škola ekonomická, 2000

(Leviatan, 1963) *Leviatan, N.*: Consistent Estimation of Distributed Lags. *International Economic Review*, 1963, č.4

(Lipsey, 1970) Lipsey, R.G.- Parkin, J.M.: *Income Policy: a Repraissal*. *Economica*, New series, 1970, č.37

(Muth, 1961) Muth, J.F.: Rational Expectations and the Theory od Price Movements, *Econometrica*, 1961, č. 29

(Okun, 1962) Okun, A.M.: Potential GNP: Its Measurement and Significance. *Proceedings of the Business and Economic Statistics Section of the Americal Statistical Association*, Washington D.C., 1962

(Phelps, 1970) Phelps, E.S. et al.: *Microeconomic Foundations od Employment and Inflation Theory*, Norton, New York, 1970

(Samuelson – Solow, 1960) Samuelson, P.A. – Solow, R.M.: Analytical Aspects of Anti-Inflation Policy. *American Economic Review*, 1960, č.50

(ČNB) internetová stránka Českéj národnej banky [www.cnb.cz](http://www.cnb.cz)

(ČSÚ) internetová stránka Českého štatistického úradu [www.czso.cz](http://www.czso.cz)

(wiki) [www.wikipedia.org](http://www.wikipedia.org)