

**ČESKÁ ZEMĚDĚLSKÁ UNIVERZITA V PRAZE**

**PROVOZNĚ EKONOMICKÁ FAKULTA**

*Obor Podniková a odvětvová ekonomika*



**Vliv měnové politiky na produkci a cenovou hladinu zpracovatelského průmyslu**

.....

disertační práce

Autor: Ing. Stanislav Burian

Školitel: doc. Ing. Josef Brčák, CSc., Katedra ekonomických teorií

Praha 2012

## Obsah

1. Úvod.....	4
2. Cíl práce a metodika .....	7
3. Základní teoretické přístupy k měnové politice.....	19
3.1 Neoklasická makroekonomie.....	19
3.1.1 Předkeynesovská neoklasická ekonomie .....	20
3.1.2 Monetarismus.....	24
3.1.3 Nová klasická makroekonomie.....	31
3.2 Keynesiánské teorie .....	39
3.2.1 Teorie J. M. Keynese v neokeynesiánské interpretaci.....	39
3.2.2 Nová keynesiánská ekonomie.....	44
3.2.3 Postkeynesiánská ekonomie .....	55
4. Transmisní kanály měnové politiky.....	68
4.1 Tradiční transmisní kanál úrokových sazeb.....	68
4.2 Transmisní kanály cen aktiv .....	71
4.2.1 Kursový transmisní kanál .....	72
4.2.2 Teorie Tobinova q.....	73
4.2.3 Transmisní kanál efektu bohatství .....	75
4.3 Úvěrové transmisní kanály .....	76
4.3.1 Transmisní kanál bankovních úvěrů .....	77
4.3.2 Transmisní kanál rozvahy .....	78
4.3.3 Transmisní kanál cash-flow .....	79
4.3.4 Transmisní kanál neočekávané změny cenové hladiny .....	80

5. Analýza kauzality vztahů v transmisních kanálech měnové politiky .....	82
5.1 Testy přítomnosti jednotkového kořene .....	84
5.2 Testy kauzality v transmisích měnové politiky .....	92
5.2.1 Monetaristická transmise .....	97
5.2.2 Neokeynesiánská úroková transmise .....	104
5.2.3 Tradiční úrokový kanál .....	111
5.2.4 Kanál měnového kurzu .....	119
5.2.5 Měnověpolitický kanál cen ostatních aktiv .....	129
5.2.6 Úvěrový kanál měnové politiky .....	139
6. Výsledky a diskuse .....	145
7. Závěr .....	154

## 1. Úvod

V současné době, v období kolísání ekonomické výkonnosti, je akcentována role úvěrových politik obchodních bank, která zpravidla odráží podmínky stabilizační politiky realizované centrálními bankami hospodářsky vyspělých ekonomik. Centrální banky stanovují regulační rámec transakcí prováděných na finančních trzích, nepřímo prostřednictvím měnové politiky definují podmínky poskytování úvěrů, provádějí dohled nad činností obchodních bank, potažmo dalších finančních institucí. A právě z těchto důvodů je činnost centrálních bank podrobována kritickým analýzám, které si kladou za úkol vymezit potenciální možná pochybení jejich vedení, která by mohla ovlivnit aktuální ekonomickou situaci. Jejich role je rovněž kriticky zkoumána z hlediska jejich chování v současné době, kdy prakticky bez výjimky zvýšená emise peněžní zásoby má za cíl pozitivně stimulovat makroekonomickou aktivitu. Na druhé straně však vyvolává relevantní opodstatněné obavy o neúnosnou míru inflace, která by mohla citelně zasáhnout všechny ekonomické subjekty a destabilizovat hospodářské relace mezi nimi ve větší míře, než je tomu doposud.

Klíčovým kritériem účinného působení centrálních bank na stabilizaci hospodářského vývoje je schopnost efektivně využívat své měnověpolitické nástroje. Účinné užívání nástrojů je poté odvozeno od možností reálně ovlivňovat ekonomické podmínky na spravovaném území. Tato regulace se ovšem může dít jen v případě, kdy transmise měnové politiky funguje, tj. tehdy, kdy měnové nástroje reálně ovlivňují chování tržních subjektů.

J. Jílek<sup>1</sup> obecně definuje transmisní mechanismus měnové politiky jako „řetězec ekonomických vazeb, který umožňuje, aby změny v nastavení operačního cíle (měnové politiky) vedly k žádoucím změnám inflace (popř. také k žádoucím změnám v HDP a zaměstnanosti)“ (Jílek 2004, s. 459). Členové Executive Board Evropské centrální banky (ECB) v dokumentu *The Monetary Policy of ECB* považují transmisní mechanismus za „proces, v rámci kterého měnově politická rozhodování ovlivňují ekonomiku obecně a

---

<sup>1</sup> Profesor ekonomie národního hospodářství, v současné době působí jako expert České národní banky a pedagog na Katedře hospodářské a sociální politiky Vysoké školy ekonomické v Praze. Jeho specializací jsou finanční trhy, které jsou předmětem jeho nejvýznamnějších knižních publikací *Finanční trhy* (1997), *Peníze a měnová politika* (2004) a *Akciové trhy a investování* (2009).

*cenovou hladinu partikulárně“* (ECB 2004, s. 41). Peter N. Ireland<sup>2</sup> vymezuje transmisní mechanismus měnové politiky jednoduše jako způsob, jakým měnovou „...politikou podmíněné změny v nominální peněžní zásobě nebo v krátkodobých úrokových sazbách dopadají na reálné proměnné jako například agregátní výstup či zaměstnanost“ (Ireland 2005, s. 1). Z výše uvedeného lze vyvodit, že na obecném definičním rámci této ekonomické kategorie mezi fundovanými odborníky panuje shoda, kdy souhlasí s účinností měnové politiky podmiňující změny v nominálních i reálných veličinách.

Teoretický konsensus ovšem nelze nalézt mezi ekonomy v oblasti stanovení časové disturbance mezi změnou měnové politiky a regulací reálných i nominálních veličin, resp. definování významnosti jednotlivých kanálů měnových transmisí, s čímž souvisí i volba nevhodnějšího měnověpolitického režimu. V současné praxi moderního centrálního bankovníctví jsou využívány prakticky tři základní režimy měnové politiky, které zabezpečují podmínky cenové stability: cílování měnového kurzu, cílování inflace a cílování měnové zásoby. Zatímco první z nich je založen na importu inflace z některého z cenově stabilních regionů, přičemž představuje prakticky rezignaci na autonomní měnovou politiku, další jmenované režimy vycházejí z dále vymezených teoretických východisek keynesiánské, resp. klasické ekonomie v jejich různých formách.

V teoretické části disertační práce je problematika dopadů měnové politiky do ekonomického systému řešena obecně, kdy jsou na základě použitého literárního fondu vymezena alternativní východiska k provádění měnové politiky, jakož i teoretické rámce jednotlivých transmisí měnověpolitických opatření. V aplikační části disertační práce je problém zúžen na určení vlivu dopadů měnověpolitických opatření na zpracovatelský průmysl, který se stává v prostředí České republiky dynamicky se rozvíjejícím a stále významnějším odvětvím.

Zpracovatelský průmysl je možné v souladu s metodikou Českého statistického úřadu definovat jako mechanickou, fyzikální či chemickou transformaci materiálů, substancí nebo komponentů na nové produkty. Užívané materiály, substance nebo komponenty v procesu výroby v rámci zpracovatelského průmyslu jsou surovinami, které jsou obvykle produktem zemědělské výroby, lesnictví, rybolovu, či těžebního průmyslu,

---

<sup>2</sup> Americký profesor z Boston College, výzkumný pracovník z National Bureau of Economic Research a Federal Reserve Bank of Boston, editor elektronického odborného žurnálu The B.E. Journal of Macroeconomics. Ve svém výzkumu se věnuje zejména problematice peněz, inflace a měnové politiky.

ale i produktem jiných výrobních činností. Produkty zpracovatelského průmyslu mohou být určeny jak pro finální spotřebu, tak i pro využití finálního produktu v další výrobě, nebo se dalším produkčním činitelem mohou stát i ve formě polotovaru.

Zpracovatelský průmysl je značně rozmanitým průmyslovým odvětvím, které zahrnuje dle metodiky CZ-NACE<sup>3</sup> celkem 24 oddílů, přičemž tyto oddíly reprezentují různé obory lidské činnosti odpovídající předcházející obecné definici.<sup>4</sup> I přes tuto rozmanitost je však možné registrovat jisté similarity, které determinují podmínky daného odvětví, přičemž se jedná především o permanentní růst nákladů na vstupy do výroby (především suroviny a energie) a značně konkurenční prostředí, což se projevuje odlivem tuzemských výrobních jednotek do zahraničí, resp. restrukturalizacemi podnikových struktur a procesů.

Rostoucí významnost zpracovatelského průmyslu v České republice je možné potvrdit jednoduchou statistikou podílu zpracovatelského průmyslu na celkovém hrubém domácím produktu (ve stálých cenách roku 2005), který v roce 2001 činil cca 19%, přičemž o deset let později v roce 2011 již byl tento podíl evidován ve výši cca 31%. Podíl v běžných cenách v minulé dekádě byl relativně stabilní, přičemž se pohyboval kolem 21%. Význam zpracovatelského průmyslu je rovněž možné odvodit od stabilního podílu na celkové zaměstnanosti, který přesahuje čtvrtinový podíl.

---

<sup>3</sup> Klasifikace ekonomických činností CZ-NACE vznikla na základě nařízení vydaného Evropským parlamentem a Radou (ES) č. 1893/2006. V České republice je platná od 1. ledna 2008, kdy nahradila Odvětvovou klasifikaci ekonomických činností (OKEČ) užívanou v aktualizovaných zněních od z roku 2003.

<sup>4</sup> Výčet jednotlivých ekonomických činností spadajících do sekce C – Zpracovatelský průmysl je uveden v příloze č. 1.

## 2. Cíl práce a metodika

Primárním cílem této disertační práce je statisticky ověřit hypotézy o kauzalitě v rámci vztahů mezi klíčovými nástroji měnové politiky České národní banky a základními veličinami reprezentujícími hospodářskou výkonnost a cenovou hladinu zpracovatelského průmyslu. Za tímto účelem jsou v práci vymezeny základní teorie transmisí definovaných prostřednictvím jednotlivých uzlů, které obecně představují počátek transmise, operativní, resp. zprostředkující kritéria a konec transmise. Uzly transmisí jsou přitom vyjádřeny relevantními hospodářskými ukazateli. Vazby mezi těmito uzly (ukazateli) zahrnutými do jednotlivých transmisí jsou testovány Grangerovými testy kauzality v souladu s metodikou, jež je obsahem této kapitoly.

Dílními cíli této disertační práce, které napomohou splnění cíle primárního, jsou:

- a) vytvoření širšího teoretického zázemí problematiky měnové politiky v kontextu základních poznatků plynoucích z dosavadních výsledků výzkumů ekonomické teorie reprezentované předními světovými ekonomy – hlavními představiteli jednotlivých ekonomických škol;
- b) vymezení teoretického rámce měnověpolitických transmisí od počátečního bodu transmise přes operativní a zprostředkující kritéria až po finální cíl. Počátek transmise je přitom vždy vyjádřen krátkodobou (tříměsíční) nominální úrokovou sazbou PRIBOR, konečný dopad měnové politiky je určen prostřednictvím cenového indexu a indexu produkce zpracovatelského průmyslu.
- c) vytvoření datové základny relevantních časových řad vybraných ukazatelů pro účely testování kauzality, které rovněž zahrnuje úpravy dat, jež je nutné provést pro nezkreslenou interpretaci dosažených výsledků.
- d) kvantitativní determinace povahy vztahů mezi uzly jednotlivých transmisí prostřednictvím využití Grangerových testů kauzality, jež se standardně pro tyto účely využívají;
- e) interpretace dosažených výsledků vzhledem ke stanovení významnosti jednotlivých transmisí v odvětví zpracovatelského průmyslu České republiky, a to včetně provedení diskuse nad danými výsledky;

f) formulace odpovídajících závěrů odvozených z dosažených výsledků a provedené diskuse.

Za účelem definování hlavních přístupů k problematice regulování hospodářské výkonnosti a cenové hladiny prostřednictvím měnové politiky jsou vybrány ekonomické teorie v klasifikaci uvedené v Sojka (2010a), resp. Snowdon a Vane (2005). Interpretované výsledky výzkumů předních zástupců jednotlivých názorových proudů (ekonomických škol) v oblasti měnové teorie vyúsťují v komparaci základních předpokladů představených teorií.

Datovou základnou pro výzkum kauzálních vazeb mezi vybranými makroekonomickými ukazateli jsou jejich kvartální časové řady od počátku roku 2001 do posledního čtvrtletí roku 2011. Dané časové řady jsou zlogaritmovány z důvodů prevence před výskytem případné nežádoucí heteroskedasticity.

Zlogaritmované časové řady jsou testovány, zda odpovídají normálnímu rozdělení. Pro tyto účely je využit Jarque-Bera test (1989), který je založen na premise, že normální rozdělení je charakteristické mírou šikmosti (skewness) ve výši nula a mírou špičatosti (kurtosis) na úrovni tří.

Míra šikmosti ( $S$ ), která je využita pro výpočet testového kritéria, je vyjádřitelná prostřednictvím výrazu:

$$S = \frac{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^3}{\left[ \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 \right]^{3/2}}$$

kde  $n$  je počet pozorování,  $x_i$  je  $i$ -tý prvek časové řady,  $\bar{x}$  je průměr napozorovaných hodnot.



Míra špičatosti ( $K$ ) pro účel určení testového kritéria Jarque – Bera testu je dána výrazem:

$$K = \frac{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^4}{\left[ \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 \right]^2}$$

Testové kritérium ( $JB$ ) je poté definováno jako:

$$JB = n \left[ \frac{S^2}{6} + \frac{(K - 3)^2}{24} \right]$$

Nulovou hypotézou v tomto případě je společný předpoklad o šikmosti a špičatosti s odkazem na komparaci s výše uvedenými tezemi o těchto charakteristikách v souborech s normálním rozdělením. Konkrétně nulovou hypotézou je v případě Jarque-Bera testu předpoklad, že soubor je normálně rozdělen. Jarque-Bera test se řídí asymptotickým chí-kvadrát rozdělením s dvěma stupni volnosti.

Pro identifikaci statisticky významné sezónní složky je v práci použit parametrický F-test (Kozák, Hindls, Arlt, 1994), který ověřuje nulovou hypotézu, jež je formulována následovně: sezónní složka není přítomna v dané testované časové řadě. Alternativní hypotéza poté tvrdí, že daná časová řada obsahuje významnou sezónní složku. Testové kritérium komparuje interskupinové a intraskupinové variability formou rozptylu. Hodnota mezikvartálního rozptylu je primárně podmíněna sezónností a reziduální rozptyl je determinován nepravidelnou složkou. Testové kritérium má přítom následující tvar:

$$F_r = \frac{\frac{\sum_{j=1}^r (\bar{S}I_j - \bar{S}I)^2}{r - 1}}{\frac{\sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^r (S\hat{I}_{ij} - \bar{S}I_j)^2}{T - r}} = \frac{S_r^2}{S_a^2}$$

kde  $i = 1, \dots, m$  je počet let,  $j = 1, \dots, r$  je počet sezón,  $\bar{S}I_j$  je průměrná hodnota nesystematické složky v  $j$ -té sezóně,  $\bar{S}I$  průměrná hodnota sezónní a nepravidelné složky,  $S\hat{I}_{ij}$  odhad sezónní a nesystematické složky v roce  $i$  a sezóně  $j$  a  $T$  počet pozorování.

Vypočítané testové kritérium je poté v konečné fázi porovnáváno s tabulkovými hodnotami  $F_{1-\alpha}(r-1; T-r)$ . Pokud je testové kritérium menší než tabulková hodnota, nelze zamítnout nulovou hypotézu, tj. výrok o nepřítomnosti sezónnosti v testované časové řadě. Jestliže testové kritérium převyšuje příslušnou tabulkovou hodnotu, zamítáme nulovou hypotézu, a tudíž předpokládáme přítomnost (na příslušné hladině významnosti) statisticky významné sezónnosti.

U těch časových řad, kde byla za pomoci F-testu identifikována statisticky významná sezónnost, byla data sezónně očištěna. Pro sezónní očištění byla využita metoda X12 ARIMA, přičemž výpočetní algoritmus je obdobný jako v rámci využití metody X11 ARIMA. Obě tyto metody využívají klouzavých průměrů trendové a sezónní složky časové řady, kdy jsou tyto průměry váženy jednotlivými prvky časové řady. Arlt (1996) vymezuje triviální princip dané metody ve třech bodech:

a) modelování časové řady je založeno na Box-Jenkinsově přístupu, kde základním prvkem konstrukce modelu časové řady je její náhodná složka (Hindls et al., 2007). V praxi se lze setkat se dvěma typy modelů, které mohou být kombinovány. Prvním z nich je typ modelu klouzavých průměrů (moving average; MA), kde napozorované údaje časové řady  $y_t$  závisí např. na nekorelované náhodné veličině  $\varepsilon_t$ , resp.  $\varepsilon_{t-1}$ . Nekorelované náhodné veličiny přitom mají konstantní rozptyl v čase a nulovou střední hodnotu. Druhým typem modelů jsou autoregresní modely (autoregressive model; AR), kde napozorované údaje časové řady  $y_t$  závisí na vlastních zpožděných hodnotách. Kombinací obou uvedených modelů jsou modely ARMA (p,q) využívající oba přístupy najednou, kde  $p$  vyjadřuje počet AR členů a  $q$  počet MA členů. Obecným zápisem modelu ARMA (p,q) je poté:

$$y_t = \alpha_1 y_{t-1} + \dots + \alpha_p y_{t-p} + \varepsilon_t + \beta_1 \varepsilon_{t-1} + \dots + \beta_q \varepsilon_{t-q}$$

kde  $\alpha_1, \dots, \alpha_p$  jsou regresní parametry vázané ke zpožděným proměnným  $y_t$ ,  $p$  maximální zpoždění,  $\beta_1, \dots, \beta_t$  regresní parametry náhodné veličiny a  $\varepsilon_{t-1}, \dots, \varepsilon_{t-q}$  nekorelované náhodné veličiny s nulovou střední hodnotou a konstantním rozptylem (tzv. bílý šum).

Model ARMA je možné využít pouze pro modelování stacionárních časových řad. Pro modelování nestacionárních časových řad se používají modely ARIMA (p,d,q), které kromě již uvedeného principu ARMA modelů reflektují počet diferencí (d), po kterých se nestacionární řada stává časovou řadou stacionární. Obecná forma ARIMA (p,d,q) modelu je poté následující:

$$\Delta^d y_t = \alpha_1 \Delta^d y_{t-1} + \dots + \alpha_p \Delta^d y_{t-p} + \varepsilon_t + \beta_1 \varepsilon_{t-1} + \dots + \beta_q \varepsilon_{t-q}$$

kde  $\Delta^d$  je vyjadřuje diference řádu d, po kterých se z nestacionární časové řady stává řada stacionární;

b) prostřednictvím modelu ARIMA (p,d,q) je provedena extrapolace na obou koncích časové řady, jejímž cílem je prodloužit časovou řadu takovým způsobem, aby mohly být využity symetrické klouzavé průměry na celou modelovanou časovou řadu zahrnující i její krajní prvky;

c) po prodloužení časové řady jsou využity klouzavé průměry pro finální odvození sezónně očištěné časové řady.

Metoda X12 ARIMA prakticky využívá několikanásobné aplikace již představené metody X11 ARIMA za účelem dosažení lepších výsledků. Další odlišností je možné identifikovat v oblasti pestřejší možnosti „předtransformace dat“, která umožňuje (prostřednictvím např. identifikace a opravy extrémně vybočujících odlehlých pozorování apod.) dosahovat dokonalejších výstupů.

Sezónně očištěné časové řady v případě, že byla identifikována statisticky významná sezónnost, a původní časové řady v případě, že sezónnost nebyla F-testem prokázána, jsou dále testovány na přítomnost jednotkového kořene za účelem vymezení toho, zda jsou dané časové řady stacionární či nikoliv.

Za stacionární stochastický proces<sup>5</sup> je možné považovat časovou řadu, která má konstantní a v čase invariantní střední hodnotu, konečný a v čase invariantní rozptyl a konečně kovariance mezi dvěma libovolnými hodnotami procesu závisí pouze na vzdálenosti mezi nimi, resp. nezávisí na čase (Arlt, Arltová, 2008). Formálně lze tyto podmínky zapsat následujícím způsobem:

$$E[y_t] = \mu$$

$$E[y_t - \mu]^2 = Var(y_t) \text{ pro všechna } t$$

$$Cov(y_t, y_{t+k}) = Cov[(y_t - \mu)(y_{t+k} - \mu)] \text{ pro všechna } k \text{ a } t$$

Stacionarita časových řad je nutným předpokladem pro odhad klasického regresního modelu, neboť modelování nestacionárních časových řad metodou nejmenších čtverců by poskytovalo zkreslené výstupy, neboť by se jednalo o tzv. zdánlivou regresi. Pokud jsou časové řady nestacionární, je nutné (pro případ klasické regrese) časové řady upravit, např. jejich diferencováním. Otázka modelování nestacionárních časových řad bude řešena o pár řádek níže.

Stacionaritu časových řad je možné testovat s pomocí testů jednotkových kořenů. Testování jednotkových kořenů je využíváno pro definování typu náhodné veličiny, kdy je posuzován řád integrace zkoumané veličiny. Řád integrace poté udává, zda po jakém stupni diferencování je daná časová řada stacionární. Časové řady makroekonomických veličin jsou zpravidla typu I(1), tj. stacionární ve svých prvních diferencích (Hušek, 2007).

V práci je využit rozšířený Dickey-Fullerův test (ADF test), který je založen na regresi prvních diferencí časových řad v závislosti na vlastních zpožděných hodnotách, zpožděných diferencích časové řady, popř. konstantě a trendu. V praxi se tak objevují tři formy ADF testů: bez konstanty a trendu, s konstantou a bez trendu a s konstantou a trendem (Hill et al., 2008). Dané modifikace je možné formulovat následovně:

---

<sup>5</sup> V praxi se rozlišuje mezi tzv. striktní, resp. slabou stacionaritou. Pro potřeby modelování časových řad pod pojmem stacionarita časových řad bude dále chápána její slabá verze.

a) varianta bez konstanty a trendu:  $\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \rho_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$

b) varianta s konstantou (bez trendu):  $\Delta y_t = \alpha + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \rho_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$

c) varianta s konstantou a trendem:  $\Delta y_t = \alpha + \beta t + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \rho_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$

Vyhodnocení ADF testu je založeno na posouzení nulové hypotézy, kdy je ověřováno, zda  $\gamma = 0$ , tj. že časová řada má jednotkový kořen, čili je nestacionární. Za tímto účelem je porovnávána vypočtená testová statistika  $\tau$  s MacKinnonovými kritickými hodnotami (MacKinnon, 1996), které se liší v závislosti na modifikaci ADF testu. Jestliže je kritická hodnota testu větší než vypočtená  $\tau$ -statistika, zamítáme nulovou hypotézu o tom, že časová řada má jednotkový kořen, tj. je nestacionární. V tomto případě je tedy předpokládáno, že se jedná o stacionární časovou řadu.

Pokud jsou časové řady nestacionární a zároveň integrované stejného řádu, je možné provést kointegrační analýzu. Kointegrační analýza je teoreticky založena na rozlišení mezi krátkodobými a dlouhodobými vztahy mezi časovými řadami. Krátkodobé vztahy existují mezi časovými řadami v relativně krátkém období, přičemž v průběhu času mizí. Dlouhodobé relace mezi časovými řadami mají relativně dlouhodobý charakter s tím, že v čase tyto vztahy nemizí. Některé časové řady tak konvergují k ekvilibriu, kterého ovšem nikdy nedosáhnou, neboť čelí permanentním šokům. Statisticky je tento stav popisován jako kointegrace časových řad. Obecně Hušek (2007) popisuje kointegraci následujícím způsobem „...*pro dvě nebo více proměnných, které jsou integrované (stejného řádu), např. řádu jedna, je možné, jsou-li určité lineární kombinace těchto proměnných integrované řádu nula* (tj. jsou stacionární). *Takové proměnné se nazývají kointegrované*“ (Hušek, 2007, s. 132). Formálně lze kointegraci popsat jako stav, kdy oba uvažované procesy (časové řady)  $\{Y_t\}$  a  $\{X_t\}$  jsou řádu  $I(d)$  a existuje-li lineární kombinace  $\{aY_t + bX_t\} \sim I(d - c)$ , kde  $c > 0$ . V takovém případě lze hovořit o kointegraci  $CI(d,c)$ , přičemž vektor  $(a,b)$  je nazýván kointegračním vektorem.

Hill et al. (2008) s odkazem na Grangera a Engleho (1987) uvádí základní teoretický rámec principu kointegrace s využitím lineární kombinace dvou časových řad  $y_t$  a  $x_t$ , které jsou  $I(1)$ . V tomto případě jsou difference časových řad stacionární, přičemž existuje možnost, že jejich lineární kombinace ve tvaru  $e_t = y_t - \beta_1 - \beta_2 x_t$  je rovněž

stacionární. Přirozeným způsobem, jak testovat kointegraci, je otestovat stacionaritu  $e_t$ , kdy je nemožné pozorovat dané hodnoty, a proto je nutné otestovat stacionaritu odhadnutých reziduí, která vznikla aplikací metody nejmenších čtverců na model  $\hat{e}_t = y_t - b_1 - b_2x_t$ .

Tento princip je využit i pro potřeby testování párových kointegračních vztahů, kdy je aplikován Engle-Grangerův test kointegrace (Engle, Granger, 1987). Tento test je založen právě na odhadu kointegrační regrese. Následně jsou provedeny ADF testy na přítomnost jednotkových kořenů na regresi obsahující rovněž kumulované zpožděné hodnoty reziduí ve formě jejich prvních diferencí.

Nulovou hypotézou je tedy v tomto případě výrok, že proměnné nejsou kointegrované, tj. rezidua jsou řádu  $I(1)$ . Proti tomu je formulována alternativní hypotéza, kdy rezidua jsou řádu  $I(0)$ . Jak již bylo řečeno, vzhledem k tomu, že není možné pozorovat hodnoty  $e_t$ , je nutné nejdříve odhadnout kointegrační vektor, což umožní následně určit vektor reziduí  $\hat{e}_t$ , který vyjadřuje odchylky od dlouhodobého ekvilibria veličiny  $y_t$ . Tento vektor je následně testován na přítomnost jednotkového kořene.

$$\Delta\hat{e}_t = (\alpha - 1)\hat{e}_{t-1} + \varepsilon_t$$

V praxi je častěji využíván rozšířený EG test, který za účelem odstranění autokorelace reflektuje stejný princip, ovšem obsahuje navíc zpožděné hodnoty testovaných diferencí reziduí:

$$\Delta\hat{e}_t = (\alpha - 1)\hat{e}_{t-1} + \sum_{i=1}^p \rho_i \Delta\hat{e}_{t-i} + \varepsilon_t$$

Opět přitom je možné aplikovat tři modifikace EG testu, které vycházejí z tří typů regresních modelů (model bez konstanty, s konstantou bez trendu a s konstantou a trendem) sloužících pro odhad reziduí. Pro potřeby testování jsou využity MacKinnonovy

kritické hodnoty (MacKinnon, 1996). Vyhodnocení testu odpovídá již uvedenému principu testování přítomnosti jednotkového kořene.

Časové řady, které nejsou párově kointegrované, jsou testovány na průkaznost příčinných párových vztahů mezi nimi, a to s využitím Grangerovy metodiky kauzality. Grangerova metodika využívá teorii vektorových autoregresních modelů (VAR modelů), kdy o směru kauzality rozhoduje schopnost jedné veličiny predikovat jinou veličinu (Hušek, 2009). Při párových testech kauzality, kdy se posuzuje podmíněnost  $y_t$  veličinou  $x_t$  je využíváno dvou jednoduchých ekonometrických modelů:

$$y_t = \sum_{i=1}^p \alpha_i y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_i x_{t-i} + u_{t1}$$

$$y_t = \sum_{i=1}^p \gamma_i y_{t-i} + u_{t2}$$

Druhý z nich odhaduje závisle proměnnou na základě vlastních zpožděných hodnot, první k vlastním zpožděným hodnotám přidává zpožděné hodnoty další (druhé) proměnné. Jestliže odhadnutý model se dvěma časovými řadami zvyšuje kvalitu modelu (tj. parametry u zpožděných nezávisle proměnných jsou statisticky významné), platí, že druhá proměnná přispívá ke zvýšení spolehlivosti odhadu odhadované proměnné, tj. v Grangerově slova smyslu kauzálně podmiňuje uvažovanou nezávisle proměnnou.

Oba uvedené modely jsou odhadnuty metodou nejmenších čtverců, přičemž pro výpočet testového kritéria využíváme kvantifikované součty čtverců reziduí  $(e'e)_N$  pro první z uvedených rovnic, resp.  $(e'e)_O$  pro druhou rovnici. Nyní je posouzena statistická významnost zpožděných proměnných  $x$  s využitím F-statistiky prostřednictvím výrazu:

$$F = \frac{(e'e)_O - (e'e)_N}{q(e'e)_N} (T - m)$$

kde  $q$  odpovídá počtu omezení parametrů,  $T$  počtu pozorování a  $m$  počtu odhadnutých parametrů z první rovnice neomezené regrese, tj.  $m = 2p$ .

Testování kauzality v Grangerově pojetí představuje testování nulové hypotézy, že  $x_t$  kauzálně nepodmiňuje  $y_t$ . Pokud vypočtená hodnota z uvedeného vztahu je větší než kritická hodnota  $F_{q,T-m}$  rozdělení, zamítáme nulovou hypotézu ve prospěch alternativní hypotézy. V tomto případě tedy zamítáme výrok o nepodmíněnosti proměnné  $y_t$  proměnnou  $x_t$ , tj. přijímáme platnost výroku, že  $x_t$  kauzálně (v Grangerově slova smyslu) podmiňuje  $y_t$ .

Časové řady, které je na základě výsledků EG testu považovat za kointegrované, spolu mohou vytvořit vektorový model korekce chyby (VEC model), který umožňuje v rámci prokazování kauzality rozlišovat mezi dlouhodobou, resp. krátkodobou příčinností.

Nejjednodušší VEC model je možné vyjádřit jako dvourovnicový systém takto:

$$\begin{aligned}\Delta y_t &= \alpha_1 + \alpha_{11}\Delta y_{t-1} + \gamma_{11}\Delta x_{t-1} + \eta_1(y_{t-1} - \hat{\beta}x_{t-1}) + \mu_{t1} \\ \Delta x_t &= \alpha_2 + \alpha_{21}\Delta y_{t-1} + \gamma_{21}\Delta x_{t-1} + \eta_2(y_{t-1} - \hat{\beta}x_{t-1}) + \mu_{t2}\end{aligned}$$

Přitom platí, že  $e_{t-1} = y_{t-1} - \hat{\beta}x_{t-1}$ , přičemž celý výraz  $y_{t-1} - \hat{\beta}x_{t-1}$  je považován za rovnovážnou chybu, která představuje odchylku uvažovaných proměnných od dlouhodobého ekvilibria. Odhadnutý parametr pak  $\hat{\beta}$  představuje tzv. kointegrační parametr, který lze interpretovat jako dlouhodobou reakci proměnné  $y_t$  na změnu  $x_t$ . Krátkodobá reakce  $y_t$  na změnu  $x_t$  je kvantifikována velikostí parametru  $\gamma_{11}$ . Parametr  $\eta$  vyjadřuje rychlost přizpůsobení k rovnovážnému stavu uvažovaných proměnných (Hušek, 2009).

Pokud model zahrnuje více než dvě proměnné, je možné, aby počet kointegračních vztahů byl vyšší než jedna. Vzhledem k tomu, že jsou vždy zkoumány párové vztahy mezi transmisními uzly, je jasné, že maximálně může existovat pouze jeden kointegrační vektor.



V práci jsou zápisy rovnic, výsledky odhadů a výsledky testování presentovány ve specifických formách, které generuje statistický software EViews. Z tohoto důvodu jsou tyto formy na tomto místě představeny a vysvětleny prostřednictvím uvedení výstupů obsažených v práci.

Zápis obecného tvaru rovnic je uváděn ve formě, kterou si představme s využitím příkladu zápisu následující rovnice:

$$D(MB) = C(1) + C(2) * D(MB(-1)) + C(3) * D(MS(-1))$$

kde první diference měnové báze  $D(MB)$  jsou vysvětlovány konstantou, o jedno čtvrtletí zpožděnými prvními diferencemi měnové báze  $D(MB(-1))$  a o jedno čtvrtletí zpožděnými diferencemi peněžní zásoby  $D(MS(-1))$ . Písmeno  $D$  tedy v rovnicovém zápisu softwaru EViews představuje první diference dané proměnné uvedené v závorce. Číslo uvedené za proměnnou v kulatých závorkách se záporným znaménkem představuje počet uvažovaných zpoždění. Regresní koeficienty jsou značeny písmenem  $C$ , za kterým následuje číslo, které udává pořadí daného koeficientu. V uvedené rovnici tedy koeficient  $C(1)$  představuje konstantu,  $C(2)$  koeficient vázaný k proměnné  $D(MB(-1))$  a konečně  $C(3)$  koeficient proměnné  $D(MS(-1))$ .

Výsledky odhadu rovnic jsou uváděny tak, že pod kvantitativním odhadem daného parametru je uvedena standardní chyba odhadu v kulatých závorkách společně s  $t$ -statistikou uváděnou v hranatých závorkách. Další charakteristiky odhadu jsou poté v práci uváděny ve formě příloh.

Výsledky EG testu jsou v práci presentovány formou výstupu uvedeného na začátku následující strany, který je zde interpretován na příkladu testu kointegrace časových řad zlogaritmované krátkodobé nominální úrokové sazby PRIBOR a zlogaritmovaného indexu PX.

	<b>Coefficient</b>	<b>Std. Error</b>	<b>t-Statistic</b>	<b>Prob.</b>
<b>C</b>	2.71246	0.110051	24.65	3.35e-026 ***
<b>PRIBOR</b>	0.151488	0.16427	0.9222	0.3618
<b>Time</b>	0.0130485	0.00246817	5.287	4.44e-06 ***
<b>Adjusted R Square</b>	0.461803		<b>Akaike Crit.</b>	-34.62317

<b>ADF Test for <math>\hat{u}</math></b>	<b>Dependent</b>	<b>tau-statistic</b>	<b>Prob.</b>
1 lag, C @TREND	<b>PX</b>	<b>-1.392267</b>	<b>0.9454</b>

V první části tabulky oddělené modrou čarou jsou uvedeny výsledky odhadu kointegrační regrese. V prvním sloupci C vyjadřuje konstantu, PRIBOR nezávisle proměnnou, Time proměnnou časového faktoru a Adjusted R Square očištěný index determinace. V druhé části tabulky je uvedena specifikace ADF testu pro odhadnutá rezidua, kdy v tomto případě byl použit model s konstantou a trendem zahrnujícím jedno zpoždění (1 lag, C @TREND). Dále je zde uvedena uvažovaná závisle proměnná (PX), testová  $\tau$  statistika (tau-statistic) a příslušná p-hodnota, která určuje hladinu významnosti, na které je možné zamítnout nulovou hypotézu daného testu o nekointegrovanosti zkoumaných časových řad.

### 3. Základní teoretické přístupy k měnové politice

Soudobá ekonomie reflektuje po desetiletí trvající obsahový soubor teorií odlišných názorových proudů, které vycházejí z odlišných hypotéz týkajících se podstaty skutečných hospodářských vztahů v moderních ekonomikách založených na filosofii kapitalismu. Celé dvacáté století bylo ideovým střetem konkurenčních teoretických konceptů, které vysvětlovaly základní makroekonomické vazby, jež byly rozhodující pro formulaci efektivní měnové poptávky zabezpečující požadovanou regulaci inflace. A právě tento po mnoho desetiletí trvající soubor klasické liberální ekonomie vůči konceptům státního intervencionalismu, který zpravidla čerpal z teoretického odkazu J. M. Keynese<sup>6</sup> reflektuje obsah následujících subkapitol. Rozsah i podrobnost zkoumání jednotlivých forem (neo)klasické, resp. keynesiánské ekonomie prostřednictvím vymezení východisek a hlavních teoretických výstupů přitom korespondují s aktuálním zájmem současné ekonomie o ně.<sup>7</sup>

#### 3.1 Neoklasická makroekonomie

Klasickou makroekonomii lze jen velmi obtížně definovat jako homogenní segment ekonomické teorie. Z tohoto důvodu jsou v rámci této kapitoly představeny hlavní produkty výzkumu ekonomů, jejichž díla se stala základem pro vymezení neoklasické teorie. Koderová<sup>8</sup> et al. (2008) rozlišují s respektováním značné homogenity

---

<sup>6</sup> Britský ekonom, který mimo svou akademickou působnost na Cambridgeské universitě zastával řadu exekutivních funkcí. Do dějin ekonomické teorie se nesmazatelně zapsal vytvořením konkurenčního paradigmatu vůči tehdejší mainstreamové neoklasické ekonomii. O novém paradigmatu lze hovořit na základě jeho širokého teoretického záběru, který obsahově postihoval prakticky veškeré tehdejší prioritní oblasti zájmu zkoumané ekonomické reality na makroekonomické úrovni. Mezi jeho stěžejní díla patří *The Economic Consequences of the Peace* (1919), *A Treatise on Money* (1930) a především *The General Theory of Employment, Interest and Money* (1936), kde definováním alternativy jednoznačně formuluje svůj definitivní odklon od neoklasické ekonomie.

<sup>7</sup> V kontextu výše uvedeného je nutné akcentovat fakt, že v rámci uvedeného přehledu základních ekonomických teorií k dané problematice je abstrahováno od celé řady koncepcí, které je možné považovat za součást ekonomické vědy mimo hlavní proud. Davis (2007) v této souvislosti uvádí např. (neo)rakouskou školu, neomarxismus, behaviorální ekonomii, neuroekonomii a další směry. Rovněž je abstrahováno od starších teorií, které se v soudobé „mainstreamové“ ekonomii již neobjevují, např. doktrína reálných směnek.

<sup>8</sup> Česká ekonomka při Vysoké škole ekonomické, jež je habilitována v oboru Ekonomická teorie a dějiny ekonomického učení. Aktuálně působí na Katedře měnové teorie a politiky při Fakultě financí a účetnictví VŠE, kde se věnuje výzkumným otázkám týkajících se problematiky monetární ekonomie a dějin ekonomických teorií. Je spoluautorkou publikací *Dějiny měnových ekonomických teorií na českém území* (2005) a *Teorie peněz* (2008).

neoklasické ekonomie mezi třemi jejími hlavními etapami. První etapu označenou jako předkeynesovská neoklasika časově vymezují jako období od poslední třetiny devatenáctého století do 30. let 20. století. Následující etapu – časově ohraničenou 40. lety 20. století a první polovinou 70. let – považují za ústup neoklasiků z dominantních pozic tehdejší makroekonomie, který byl vyvolán keynesiánskou revolucí, jež tyto pozice obsadila. Toto období lze charakterizovat mikroekonomickým zaměřením neoklasiky, které vzhledem k tematickému zaměření práce nebude reflektováno jako významná etapa emancipované neoklasické makroekonomie.<sup>9</sup> Poslední etapu reprezentovaná především monetarismem a novou klasickou makroekonomií, jejíž počátky lze datovat od 70. let 20. století, reaguje na krizi neokeynesiánství, která byla spojena s přetrvávající stagflací.

### 3.1.1 Předkeynesovská neoklasická ekonomie

Tzv. kvantitativní teorii peněz, jež peníze označovala za dlouhodobě neutrální, využívali k vysvětlení jejich vlivu na reálný sektor již někteří klasičtí ekonomové.<sup>10</sup> Explicitní vyjádření této teorie v neoklasické interpretaci lze vymezit prostřednictvím Fisherovy<sup>11</sup> transakční rovnice peněz, která definuje ekvivalenci pro celkovou hodnotu uskutečněných výdajů na jedné straně a na straně druhé agregovanou hodnotu všech uskutečněných transakcí. Danou rovnici lze matematicky vyjádřit následujícím způsobem:

$$M \cdot V = P \cdot T$$

kde M představuje množství peněz v ekonomice, V (transakční) rychlost obratu

---

<sup>9</sup> Přesto je nutné v tomto ohledu alespoň zmínit velký význam neoklasické mikroekonomie, která se společně s makroekonomickými teoriemi Keynesových pokračovatelů (na tomto místě je vhodné uvést zejména ekonomy R. Hickse, F. Modiglianiho, A. Hansena) dala vzniknout neokeynesiánství, někdy též nazývaném neoklasickou syntézou.

<sup>10</sup> Kvantitativní teorii peněz ve svých úvahách více či méně explicitně definovali např. D. Hume R. Cantillon nebo D. Ricardo.

<sup>11</sup> Americký ekonom, statistik, jeden z průkopníků ekonometrie. Jako jeho největší přínosy ekonomii lze uvést právě jeho koncepci rovnice peněz a teorii determinace velikosti úrokové sazby, resp. rozlišování její nominální a reálné hodnoty. Mezi jeho hlavní díla patří *The Purchasing Power of Money: Its' Determination And Relation to Credit* (1911) a *The Theory of Interest* (1930).

peněz, P cenovou hladinu a T objem veškerých transakcí. Všechny veličiny se přitom vážou k danému časové období<sup>12</sup> (Fisher 2006).

Tento přístup vychází z faktu, že každý uskutečněný prodej v jakékoliv formě a objemu má svého kupce, což je v souladu s logikou Sayova zákona trhů. Jak v této souvislosti uvádí Soukup et al.: „...jde o identitu, tedy o rovnost, která je vždy splněna. Chceme-li přistoupit k analýze Fisherovy verze kvantitativní teorie, musíme přijmout určité předpoklady, které souvisejí s proměnnými v (uvedené) rovnici“ (Soukup et al. 2007, s. 126).

I. Fisher (2006) tato východiska zřetelně popisuje jako kauzalitu platnou směrem z levé strany rovnice na pravou, nezávislost objemu transakcí na měnových podmínkách při maximálně efektivním využívání produkčních kapacit ekonomiky, stabilitu důchodové rychlosti peněz v dlouhém období a exogenitu peněžní nabídky formované měnovou autoritou. Respektování těchto předpokladů posléze determinuje závislost cenové hladiny na množství peněz v ekonomice, přičemž vliv ostatních faktorů je vyloučen.

Přesto lze dle M. Sojky<sup>13</sup> identifikovat ve Fisherově díle pochybnosti o absolutní platnosti jeho teorie, kdy připouští, že v přechodných obdobích mohou peníze ovlivňovat reálné veličiny. Sojka tezi o ne-neutralitě peněz v krátkém období doplňuje obecným příkladem: „Růst cen podle něj (Fishera) vede k tomu, že se ekonomické subjekty snaží zbavovat znehodnocujících se peněz a v důsledku toho dochází ke zvyšování rychlosti oběhu peněžní jednotky. Růst cen vede k růstu zisků, a tím stimuluje růst produkce. Když se efekt změny množství peněz v oběhu plně rozvine, je nová hladina cen opět proporcionální množství peněz v oběhu a rychlost oběhu peněžní jednotky i velikost produkce se vrátí na původní úroveň“ (Sojka 2010a, s. 164). Z uvedeného mechanismu tak lze odvodit vliv množství peněz na reálné makroekonomické veličiny.

---

<sup>12</sup> Fisherova původní transakční rovnice peněz bývá často prezentována ve své důchodové verzi, kdy platí, že:  $M \cdot V_Y = P \cdot Y$ , přičemž proměnná důchod (Y) nahrazuje celkový objem transakcí v dané ekonomice (T), resp. důchodová rychlost obratu peněz ( $V_Y$ ) transakční rychlost obratu peněz.

<sup>13</sup> Profesor ekonomie, který působil jako pedagog při Institutu ekonomických studií Fakulty sociálních věd Karlovy university. Mezi jeho hlavní oblasti zájmu patřily ekonomické teorie, ekonomická transformace a monetární ekonomie. Ve svém výzkumu se soustředil zejména na dílo J. M. Keynesa a jeho pokračovatelů. Ve svých publikacích profiloval jako stoupenec postkeynesiánské ekonomie. Z nejvýznamnějších publikací lze jmenovat následující tituly: John Maynard Keynes a současná ekonomie (1999), Ekonomické a společenské změny v české společnosti po roce 1989 (2000), Teorie peněz (2008) a Dějiny ekonomického myšlení (2010).

Fisherovu transakční verzi kvantitativní teorie peněz lze považovat za sofistikovanější výklad teze o dlouhodobé neutralitě peněz, přesto ovšem nevytváří ucelený výklad peněžního trhu, neboť Fisher přemýšlí o penězích pouze ve smyslu jejich transakční funkce. Abstrahováním od dalších funkcí peněz tak velmi výrazně zužuje okruh faktorů určujících poptávku po penězích, která je v jeho pojetí determinována právě pouze důchodem, přičemž vliv ostatních determinant je (vzhledem k jeho předpokládané stabilitě rychlosti obratu peněz) upozaděn.

Propracovanější koncepci analýzy peněžního trhu dle Holmana et al. (2005) poskytovala cambridgeská verze rovnice peněz<sup>14</sup>, jíž lze formálně vymezit prostřednictvím následujícího vztahu:

$$M = k \cdot P \cdot Y$$

kde M představuje množství peněz v ekonomice, k tzv. cambridgeský koeficient, P cenovou hladinu a Y reálný produkt.

Cambridgeský koeficient tak v rovnici kvantitativně nahrazuje převrácenou hodnotu důchodové rychlosti obratu peněz, přičemž vyjadřuje množství peněz (resp. hotovostních zůstatků) jako funkci nominálního produktu (poptávané hotovostní zůstatky). Podle Holmana et al. (2005) jsou nejvýznamnějším přínosem tohoto pojetí jeho solidní mikroekonomické základy, když cambridgeskou rovnici odvozuje od rovnovážné situace jedince, kdy individuum dle aktuálních tržních podmínek drží hotovost jako určitý podíl nominálního důchodu.

Klíčovou rolí ve vymezení poptávky na peněžním trhu hraje cambridgeský koeficient, který v sobě vyjma nominálního důchodu implicitně obsahuje veškeré faktory formující poptávkou stranu. Právě proto byl následný výzkum v této oblasti orientován na definování determinant koeficientu a posouzení jeho stability, který však Koderová et al. (2008) nehodnotí příliš pozitivně: „*I přesto, že Marshall a další stoupenci cambridgeské*

---

<sup>14</sup> Za průkopníka cambridgeské teorie peněz je považován britský ekonom A. Marshall (1842 – 1924), profesor ekonomie působící na tamější universitě. Svůj výklad peněžního trhu formuloval v publikaci s názvem *Money, Credit and Commerce* z roku 1923. Na jeho kvantitativní pojetí peněz navázali další ekonomové, jmenovitě např. A. C. Pigou, D. H Robertson, ale i J. M. Keynes.

verze věnovali analýze faktorů ovlivňujících jeho velikost (tj. velikost cambridgeského koeficientu) značnou pozornost, v konečné fázi se jejich vymezení výrazně neodlišuje od Fisherova pojetí závislosti na institucionálních faktorech a stejně jako on dospívají k předpokladu stability tohoto ukazatele a k teorému o neutralitě peněz“ (Koderová et al. 2008, s. 56).

Tezi o neutralitě peněz v dlouhém období je možné přijmout pouze za těch předpokladů, které byly uvedeny již v rámci textu věnujícího se vymezení Fisherovy rovnice peněz a které respektují i stoupenci cambridgeské rovnice. Proto předpoklad relativně stabilního cambridgeského koeficientu skutečně vede k obdobným triviálním závěrům o neúčinnosti měnové politiky v dlouhém období, stejně jako v případě zkoumání konsekvencí stabilní důchodové rychlosti peněz. Změny v peněžní zásobě tak stimulují pouze změny v cenové hladině, což Marshall vysvětluje tzv. přímým převodovým mechanismem skrze transmisi přes trh statků a služeb.<sup>15</sup> V interpretaci B. Snowdona<sup>16</sup> a H. R. Vana<sup>17</sup> lze přímý převodový mechanismus definovat následovně: „Důvodem, proč v klasickém modelu rostou ceny, je že v případě, kdy se domácnosti a firmy se ocitnou v situaci, kdy drží více peněz, než si přejí, jsou přebytečné peněžní zůstatky použity na nákup zboží a služeb. Vzhledem k tomu, dodání zboží a služeb je omezeno predeterminovanou úrovní výstupu při plné zaměstnanosti, převis poptávky na trhu zboží způsobí růst všeobecné cenové hladiny v takových proporcích, jako je počáteční zvýšení množství peněz v oběhu.“ (Snowdon a Vane 2005, s. 51). V konečném hodnocení tak cambridgeská verze kvantitativní teorie peněz představuje detailnější analýzu měnového transmisního mechanismu. Vede však ke stejným závěrům jako

---

<sup>15</sup> Alternativou k přímému převodovému mechanismu je vymezení nepřímé transmise, která předpokládá změnu cenové hladiny prostřednictvím změny úrokové sazby. Pokud např. dojde k měnové expanzi, vyšší peněžní nabídka vyvolá tlak na snížení úrokové sazby. Nižší úrokové sazby determinují zvýšení investic a spotřebních výdajů, které tvoří agregátní poptávku. V konečném důsledku tak vyšší agregátní poptávka povede k vyšším cenám (Revenda et al. 2010).

<sup>16</sup> Britský profesor ekonomie a mezinárodního obchodu, působící jako pedagog na Newcastle Business School. Ve svém výzkumu se věnuje problematice makroekonomické teorie, především v oblastech ekonomického růstu, mezinárodních ekonomických vztahů a globálního hospodářského vývoje. Mezi jeho hlavní publikace lze zařadit *Modern Macroeconomics: Its Origins, Evolution and Current State* (2005), kterou napsal společně s H. R. Vanem, a *Globalisation, Development and Transition: Conversations with Eminent Economists* (2007).

<sup>17</sup> Britský ekonom zabývající se makroekonomickými tématy, v současné době působí jako emeritní profesor na Liverpool John Moores University. Jeho jméno je podepsáno pod více než třiceti knižními tituly, z nichž je možné uvést publikace *Reflections On The Development Of Modern Macroeconomics* (1997), *An Encyclopaedia of Macroeconomics* (2002), *Modern Macroeconomics: Its Origins, Evolution and Current State* (2005).

Fisherova teorie, kterou obohacuje jen minimálně.

### 3.1.2 Monetarismus

Monetaristickou makroekonomii nejlépe reprezentuje výzkum Milтона Friedmana<sup>18</sup>. Ten kritizoval Keynesovo pojetí poptávky po peněžích odvozené od alternativních forem potenciální držby bohatství, kdy kromě peněz a dluhopisů vymezoval další formy aktiv, které tvoří bohatství ekonomických subjektů.<sup>19</sup> Ve Friedmanově pojetí je poptávka po peněžích rostoucí funkcí několika proměnných, přičemž Koderová et al. (2008) konkrétně vymezuje kladnou závislost s bohatstvím, cenovou hladinou, očekávanou výnosností peněz a poměrem lidského a nikoliv lidského kapitálu. Negativně korelována je naopak s očekávanou výnosností dluhopisů a akcií a s očekávanou mírou inflace.

Friedman svou interpretací dle Koderové et al. (2008) prakticky rehabilituje tradiční neoklasickou teorii cambridgeské kvantitativní rovnice peněz, neboť tzv. cambridgeský koeficient (po jednoduché úpravě) odpovídá regresnímu koeficientu výše uvedených proměnných. S využitím Fischerovy verze kvantitativní rovnice peněz lze vymezit regresní koeficient jako převrácenou hodnotu rychlosti obratu peněz v ekonomice. Ta podle Friedmana sice může být v praxi nestabilní, ovšem je relativně snadno predikovatelná. Friedman totiž jako hlavní determinantu poptávky po peněžích určuje permanentní reálný důchod, přičemž ostatní faktory označuje za méně významné, resp. zanedbatelné. Odmítá tak Keynesův spekulativní motiv držby peněz, neboť jako jedinou významnou poptávkovou determinantu uznává držbu peněz zabezpečujících realizace transakcí mezi ekonomickými subjekty.

---

<sup>18</sup> Americký profesor ekonomie, laureát Ceny Centrální Švédské banky v ekonomické vědě na památku Alfréda Nobela z roku 1976, který působil zejména v akademické výzkumné sféře na Chicagské univerzitě a Hooverově ústavu při Stanfordské univerzitě. Mezi jeho hlavní přínosy je možné zařadit výsledky výzkumů v oblastech měnové teorie, teorie spotřeby a hospodářských politik. Z jeho nejvýznamnějších publikací lze dle chronologického pořádku uvést *Essays in Positive Economics* (1953), *A Theory of Consumption Function* (1957), *Monetary History of the United States, 1867 – 1960* (1963), kterou publikoval společně s A. Schwartzovou.

<sup>19</sup> Keynesova teorie peněžní poptávky je předmětem obsahu subkapitoly 4.2.1 Teorie J. M. Keynesa v neokeynesiálské interpretaci.



Predikovatelnost rychlosti obratu peněz v ekonomice F. S. Mishkin<sup>20</sup> (2007) popisuje prostřednictvím jednoduchého matematického aparátu:

$$\left(\frac{M}{P}\right)^D = f(Y_P) ; M \cdot V = P \cdot Y \rightarrow V = \frac{P \cdot Y}{M} \rightarrow V = \frac{Y}{\left(\frac{M}{P}\right)} ; \text{po substituci } V = \frac{Y}{f(Y_P)}$$

kde  $(M/P)^D$  představuje poptávku po reálných peněžních zůstatcích,  $Y_P$  permanentní důchod,  $M$  množství peněz v ekonomice,  $V$  rychlost obratu peněz v ekonomice,  $P$  cenovou hladinu a  $Y$  výši aktuálního reálného produktu.

Dle Z. Revendy<sup>21</sup> et al. (2006) charakter změn důchodové rychlosti odráží různé tempo změn permanentního, resp. aktuálního důchodu. V případě, že by se zvyšoval více aktuální důchod (čitatel) oproti důchodu permanentnímu (jmenovateli), rychlost obratu peněz by byla vyšší než ve výchozím stavu. Důchodová rychlost obratu peněz by se naopak snižovala, jestliže permanentní důchod by rostl vyšším tempem než v případě pozitivních změn důchodu aktuálního. Relativní stabilita důchodové rychlosti obratu peněz (resp. její predikovatelnost) v důsledku nízké úrokové elasticity poptávky po reálných peněžních zůstatcích společně s dalšími výše uvedenými skutečnostmi představuje základní předpoklad monetaristické koncepce peněžní poptávky, která je rovněž považována za stabilní (resp. snadno predikovatelnou). V takovém případě musí platit základní teze vyplývající z Friedmanovy inovované interpretace kvantitativní rovnice peněz, kdy změny množství peněz v ekonomice ovlivňují cenovou hladinu, resp. nominální důchod.

Friedmanova teorie trhu peněz by nebyla kompletní bez analýzy nabídkové strany peněžního trhu. Ta je stejně jako v případě neokeynesiánských východisek považována

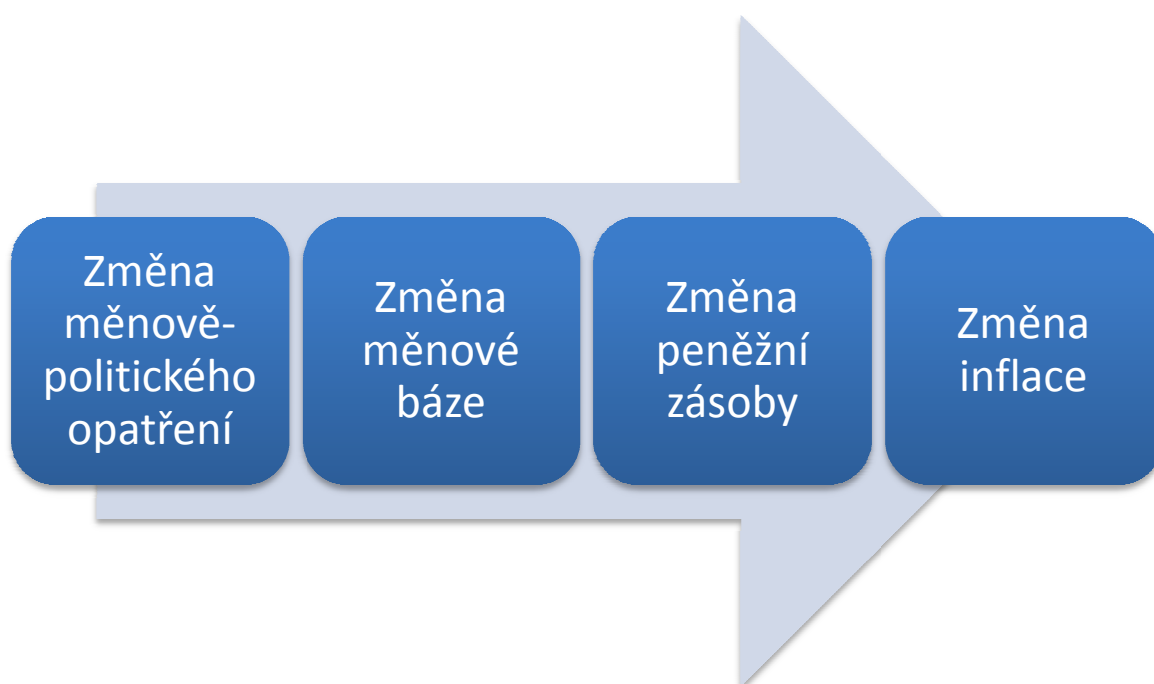
---

<sup>20</sup> Americký profesor bankovních a finančních institucí, který v současné době působí na Columbia University. Současně je členem National Bureau of Economic Research a dalších výzkumných organizací. V minulosti vyučoval ekonomii na University of Chicago, Northwestern University a Princeton University. Jeho výzkum je zaměřen na měnovou politiku a význam finančních trhů v reálné ekonomice. Je autorem mnoha odborných publikací, z nichž nelze opomenout *The Channels of Monetary Transmission: Lessons for Monetary Policy* (1996), knihy *Inflation Targeting: Lessons from the International Experience* (1999), jíž je spoluautorem, *The Economics of Money, Banking and Financial Markets* (2007) a *Financial Markets and Institutions* (2009).

<sup>21</sup> Profesor ekonomie aktuálně působící na Katedře měnové teorie a politiky při Fakultě financí a účetnictví Vysoké školy ekonomické v Praze. Mezi jeho hlavní oblasti výzkumu patří oblast centrálního bankovníctví, finančních trhů a monetární teorie. Mezi jeho hlavní díla patří monografie *Centrální bankovníctví* (1999) a knihy, jichž je spoluautorem: *Dějiny bankovníctví v českých zemích* (1999), *Peněžní ekonomie a bankovníctví* (2005).

za exogenní veličinu. O peněžní nabídce tedy v moderním tržním systému rozhoduje centrální banka využíváním svých měnověpolitických nástrojů, kdy prostřednictvím měnové báze determinuje peněžní zásobu. Rovnovážné množství peněz a jejich cena jsou poté určeny relací poptávkové a nabídkové strany. Realizace změn v peněžní zásobě centrální banky podle Friedmana způsobuje změny v nominálních důchodech, které se v krátkém období s jistým zpožděním promítnou do změn reálných veličin (zaměstnanost, důchody). V dlouhém období změny peněžní nabídky vedou ke změně cenové hladiny. Peněžní nabídka je proto Friedmanem chápána jako primární příčina makroekonomické nestability. Z toho vyplývalo i Friedmanovo doporučení týkající se realizace hospodářské politiky: oproti keynesiánskému sledování stabilních nízkých úrokových sazeb doporučoval cílovat měnové agregáty, které měly být navyšovány stabilním tempem v těsné korelaci se stabilním tempem makroekonomické výkonnosti. (Sojka, 2010a).

#### Schéma č. 1 Monetaristický (peněžní) transmisní mechanismus



Zdroj: Revenda et al. (2008, s. 449).

Monetaristé dle Revendy et al. (2008) vymezují počátek obecné podoby měnové transmise jako změnu měnové báze, jež je determinována realizací měnověpolitických opatření, zejména pak operacemi na volném trhu uskutečňovanými z iniciativy centrální banky. Změna měnové báze v další fázi ovlivní peněžní nabídku, která v krátkém období dokáže stimulovat reálné makroekonomické veličiny jako produkt a zaměstnanost. V dlouhém období, jak již bylo uvedeno, se poté změna peněžní nabídky projeví pouze změnou cenové hladiny.

Revenda et al. (2008) dále uvádí, že pro monetaristy je klíčovým důkazem pro platnost jimi definovaných tezí – v souladu s tzv. friedmanovským metodologickým pozitivismem<sup>22</sup> – jejich empirická ověřitelnost, kdy v tomto ohledu pokládali chronologickou účinnost měnové politiky na reálný sektor v souladu s realitou, neboť vývoj na finančních trzích předchází vývoji na trzích, kde jsou předmětem směny reálné statky. V konkrétním případě kupříkladu nákupů cenných papírů centrální bankou vzhledem k tomu, že centrální banka obchoduje s úzkou skupinou subjektů (obchodní banky, investiční společnosti), dojde v první fázi k ovlivnění jenom malého segmentu ekonomiky. Obchodní partneři centrální banky budou disponovat větším množstvím likvidity, což povede k porušení optimálních poměrů držby různých forem aktiv (resp. bohatství). Proto tyto subjekty za dodatečné peněžní prostředky pořídí aktiva podobná těm, která byla postoupena centrální bance. Zvýšená poptávka po tomto typu aktiv povede ke zvýšení jejich ceny (úrokových sazeb). Zvýšení cen těchto aktiv povede ke snížení atraktivity tohoto typu aktiv, což se projeví v růstu atraktivity jiných forem aktiv – finančních i nefinančních. Poptávka po nefinančních aktivech tak poroste z již zmíněného důvodu růstu cen určitých finančních aktiv. Rovněž je nutné uvažovat i v tom smyslu, že přebytečná likvidita se od centrálních bank přes obchodní banky (a další finanční instituce) dostává k nefinančním podnikům i běžným spotřebitelům formou úvěrů, jež preferují především nefinanční aktiva. Tento mechanismus v konečném důsledku prostřednictvím přeléváním likvidity napříč sektory může krátkodobě ovlivňovat velikost reálné produkce. V dlouhém období, až se portfolio vlastnictví

---

<sup>22</sup> Friedman (1953) v této souvislosti vymezuje základní předpoklady věrohodné pozitivní ekonomie, které by měly být naplněny v ekonomickém výzkumu. Jedná se zejména o logickou konzistenci, empirickou testovatelnost, využívání proměnných s reálnými ekvivalenty, věrné korespondování výstupů modelů s realitou a další.

různých forem bohatství opětovně ustálí ve stejném poměru, dojde v souladu teorií kvantitativní teorie peněz pouze ke zvýšení úrovně cenové hladiny.

Z pohledu vymezení kanálů měnové transmise Mishkin (2007) poukazuje na zásadní odlišnost, kdy oproti teorii ortodoxního keynesiánského (úrokového) transmisního mechanismu monetaristé respektují fakt, že měnověpolitická opatření působí na základní makroekonomické veličiny různými transmisními kanály, nikoliv pouze prostřednictvím relace úrokových sazeb s produktem, resp. cenovou hladinou.<sup>23</sup>

Současné keynesiánství napadá monetaristickou teorii zejména kvůli realnosti podmínek, které musejí být splněny, aby peněžní transmise ve skutečnosti probíhala podle uvedených tezí. Revenda et al. (2008) tyto předpoklady definují tři: absolutní kontrolovatelnost měnové báze, stabilitu (resp. predikovatelnost) peněžního multiplikátoru a stabilitu (resp. predikovatelnost) důchodové rychlosti peněz. Všechna tato tři východiska jsou přitom z pohledu empirické ověřitelnosti problematická.

K první podmínce Revenda et al. (2008) uvádějí, že centrální banky nejsou schopny kontrolovat všechny položky, které podmiňují konkrétní změny měnové báze. Vychází přitom ze zjednodušeného zápisu rozvahy centrální banky, kdy vymezení relativní změny měnové báze (relativní změna oběživa a bankovních rezerv, tj.  $\Delta MB$ ) odpovídá výrazu:

$$\Delta MB = \Delta GS + \Delta BC + \Delta RC + \Delta FA - \Delta RD - \Delta FD - \Delta GD - \Delta CA$$

kde  $\Delta GS$  značí změnu objemů státních cenných papírů,  $\Delta BC$  změnu výše úvěrů poskytnutých bankám,  $\Delta RC$  změnu výše poskytnutých repo úvěrů,  $\Delta FA$  změnu velikosti zahraničních aktiv,  $\Delta RD$  změnu velikosti repo vkladů,  $\Delta FD$  změnu výše zahraničních vkladů a úvěrů,  $\Delta GD$  změnu objemů vkladů státu a  $\Delta CA$  změnu kapitálu.

Jako v této souvislosti problémové položky bilance Revenda et al. (2008) identifikují poskytnuté úvěry obchodním bankám, saldo repo operací, čistá zahraniční

---

<sup>23</sup> V této souvislosti není možné nezmínit Mishkinův proslulý článek *The Channels of Monetary Transmission: Lessons for Monetary Policy* (1996) právě o transmisních kanálech měnové politiky, ve kterých systematizuje kategorizaci kanálů měnové transmise, přičemž rozlišuje mezi kanály úrokové sazby, kanály cen ostatních aktiv a úvěrovými kanály. Detailnější vymezení jednotlivých transmisních kanálů je přitom obsahem kapitoly 4.

aktiva a státní vklady. První dvě kategorie centrální banka nemůže mít plně pod kontrolou, neboť se dějí v převážné většině případů z vůle obchodních bank. V případě čistých zahraničních aktiv je nutné rozlišovat formu kursových režimů. Pokud by daná ekonomika realizovala systém fixního kursu, centrální banka by byla nucena regulovat vývoj na devizových trzích četnými devizovými intervencemi, které by mohly významně měnit velikosti uvažovaných bilančních položek. To je možné i v případě realizace kursového režimu tzv. dirty floating<sup>24</sup>. Vklady států jsou dokonce úplně mimo rámec působnosti centrální banky, neboť ekonomika veřejných rozpočtů je definována především volenými zástupci z řad vrcholových politiků. Právě odtud plyne požadavek ortodoxních monetaristů na vyloučení problematických položek z rozvahy centrální banky, což ovšem v hospodářské praxi není možné z důvodů vysokých transformačních nákladů.

Druhý předpoklad funkčnosti měnové politiky založené na cílování peněžní zásoby spočívá ve stabilitě či predikovatelnosti peněžního multiplikátoru. Zde prokeynesiánsky orientovaní ekonomové (např. Rochon, 1999) argumentují tezemi, podle kterých účinnost měnové politiky klesá z důvodů kompenzací změn měnové báze právě změnami peněžního multiplikátoru. Podle L. P. Rochona<sup>25</sup> v případě expanzivní měnové politiky dojde k poklesu tržních úrokových sazeb, které na jedné straně motivují obchodní banky ke zvyšování dobrovolných rezerv (oproti poskytování úvěrů domácnostem a podnikům za nízký úrok), a na straně druhé motivují ke zvýšení držby hotovosti ze strany nefinančního sektoru. Oba dva důsledky vedou k závěru, že účinky zvýšení měnové báze v rámci monetární expanze jsou tedy částečně snižovány prostřednictvím zmenšení multiplikátoru.

Revenda et al. (2008) akcentují i závislost vývoje peněžního multiplikátoru v návaznosti na vývoj hospodářského cyklu. Zde obecnou charakteristikou chování jednotlivých ekonomických subjektů dochází k závěru, že velikost peněžního multiplikátoru je pozitivně korelována s makroekonomickou výkonností. V období recese

---

<sup>24</sup> Hybridní režim flexibilního kursu, kdy centrální banka respektuje determinaci hodnoty měnového kursu tržními fundamenty s tím, že ve specifických případech nevyklučuje využití svých měnověpolitických nástrojů za účelem změny hodnoty kursu.

<sup>25</sup> Kanadský profesor ekonomie, který v současné době působí na Laurentian University v Kanadě. Ve svých pracích se zaměřuje zejména na problematiku peněžního trhu, přičemž obhájí postkeynesiánská východiska. *Credit, Money and Production: An Alternative Post-Keynesian Approach* (1999), *Studies in Modern Theories of Money* (2003) a *The New Consensus and Post-Keynesian Interest Rate Policy* (2007).

totiž roste poptávka po hotovosti, neboť podnikatelé z obav o vlastní solventnost i solventnost svých obchodních partnerů drží větší množství hotovosti, domácnosti ve vztahu k bankám vybírají z obav jejich krachu své vklady a konečně obchodní banky čelí obavám z masového výběru depozit. Všechny tyto události tedy vedou ke zvýšení podílu hotovosti, resp. dobrovolných rezerv, tj. ke snížení velikosti peněžního multiplikátoru.

Posledním kritickým východiskem monetaristické transmise je podmínka stability (predikovatelnosti) důchodové rychlosti peněz. V české ekonomice lze čtvrtletní vývoj důchodové rychlosti peněz popsat mírně klesajícím lineárním trendem bez významnějších výkyvů. To ovšem platí pouze pro období relativně stabilní konjunktury. V případě projevů hospodářské recese v ČR čtvrtletně vyjádřená důchodová rychlost peněz poklesla za dva roky o cca 10%.<sup>26</sup>

Využívání původní monetaristické koncepce v rámci praxe cílování peněžní zásoby prostřednictvím měnových agregátů je někdy též označováno – vzhledem ke krátkodobosti období, kdy byla koncepce využívána – jako „monetaristický experiment“. (Sojka, 2010). Měnová politika založená na cílování peněžní zásoby začala selhávat od konce 70. let 20. století. Dominantním faktorem diskreditujícím monetarismus na poli realizace praktické měnové politiky se dle F. Modiglianiho<sup>27</sup> (1988) stala vysoká volatilita důchodové rychlosti obratu peněz, zejména její neočekávaný pokles z počátku 80. let minulého století, což mělo významné dopady do teoretické sféry akademické ekonomie. Britští ekonomové Snowdon a Vane k tomu dodávají: „*Jestliže rychlost (obratu peněz) je vysoce volatilní, argumentace pro pravidlo konstantního měnového růstu hájené Friedmanem je kompletně zdiskreditováno*“ (Snowdon, Vane 2005, s. 196).

Po selhání měnové politiky, která byla založena na příčinné relaci měnový agregát – cenová hladina, využívaly dle Hurníka (2004) centrální banky jakéhosi hybridního modelu cílování peněžních agregátů, kdy stávající operativní cíl transmise – regulace měnové báze – byl nahrazen stimulací krátkodobých úrokových sazeb. Krátkodobé sazby poté měly regulovat peněžní zásobu, které měla sloužit k naplnění

---

<sup>26</sup> Číselný údaj je vztažen k období 3. kvartál 2008 až 3. kvartál 2010.

<sup>27</sup> Americký profesor ekonomie italského původu, jeden z nejvýznamnějších představitelů neoklasické syntézy, který převážnou část své akademické kariéry působil na Massachusetts Institute of Technology. Je nositelem Ceny Centrální Švédské banky v ekonomické vědě na památku Alfréda Nobela za rok 1985 za jeho přínos v oblasti analýzy tvorby úspor a finančních trhů. Jeho zásadní publikace jsou v současnosti publikovány ve formě posbíraných esejů v několikadílných svazcích Collected Papers of Franco Modigliani (1980).

finálních cílů centrálních bank.

V této souvislosti není možné nezmínit prohlášení Milтона Friedmana, který se na počátku 21. století pronesl: „*Užívání množství peněz jako (zprostředkujícího) cíle (dosažení cenové stability) není úspěšné. Nejsm si jistý, zda bych to (tuto koncepci) prosazoval tak vehementně jako v minulosti*“ (Friedman, 2003). To ovšem neznamená, že by se dostal do konfliktu se svým dřívějším a zřejmě nejslavnějším výrokem, který uveřejnil ve své publikaci *The Counter – Revolution in Monetary Theory*: „*Inflace je vždy a všude peněžní fenomén v tom smyslu, že je a může nastat pouze tehdy, když množství peněz roste rychleji než produkt*“ (Friedman, 1970).

Friedman na sklonku svého života nikdy neodmítl kauzální vztahy mezi peněžní nabídkou, produktem a inflací, jak je někdy chybně interpretováno (např. Galbraith, 2008), nýbrž ustoupil ze svých pozic při hájení *kvantity* množství peněz v oběhu jako kritéria měnové politiky. Nepřipustil tedy svůj omyl, nýbrž svým výrokem reagoval na tehdejší podmínky na finančních trzích, kdy definování peněz (a tím pádem i jejich množství v ekonomice) se stávalo čím dál tím obtížnějším.

### 3.1.3 Nová klasická makroekonomie

Novou klasickou makroekonomii Sojka (2010a) kategorizuje do dvou teoretických větví, které od sebe odlišuje římskými číslicemi I, resp. II. Za novou klasikou makroekonomii I považuje ekonomii vycházející z původních myšlenek R. E. Lucase<sup>28</sup>, jenž vychází z odkazu J. F. Mutha<sup>29</sup>, který jako první formuloval tezi o racionálním očekávání ekonomických subjektů. Nová klasická makroekonomie II pak navazuje na Lucasovu školu racionálních očekávání teorií reálného hospodářského cyklu.

Lucas (1975) ve formulaci svého makroekonomického konceptu vychází z postulátů monetaristické ekonomie, kdy respektuje tezi o dokonalé pružnosti cen, resp.

---

<sup>28</sup> Americký profesor ekonomie působící na Chicagské universitě, nositel Ceny Centrální Švédské banky v ekonomické vědě na památku Alfréda Nobela z roku 1995. Za jeho nejvýznamnější publikace, které ovlivnily přístup k problematice inflace a měnové politiky, lze považovat knihy *Rational Expectation and Economic Practice* (1981) a *Models of Business Cycle* (1987).

<sup>29</sup> Americký ekonom, který v době aktivní akademické dráhy působil na Carnegie Mellon University. Je autorem slavné odborné stati s názvem *Rational Expectations and the Theory of Price Movements* z roku 1961, která ovlivnila nejvýznamnější představitele moderní makroekonomie, tj. R. E. Lucase, F. E. Kydlanda, E. C. Prescottta, T. J. Sargenta.

předpokládá nedokonalou informovanost tržních subjektů. K těmto východiskům připojuje předpoklad racionálního očekávání, kterým se odlišuje od monetaristické teorie, jejíž výklad je založen na adaptivním očekávání<sup>30</sup>. Myšlenka racionální povahy očekávání budoucího vývoje spočívá v tom, že ekonomické subjekty uvažují nejen v kontextu minulého vývoje, nýbrž zohledňují všechny v současnosti dostupné relevantní informace, kdy zároveň neopakují své chyby, jež v souvislosti s odhadem budoucnosti učinily dříve.

Racionalita při formování očekávání ovšem neznamena to samé jako precizní předpověď budoucího vývoje. Podle Holmana et al. (2005) tvorba racionálního očekávání spočívá v tom, že „ekonomické subjekty na trzích systematicky sbírají a zpracovávají (relevantní a dostupné) informace“ (Holman et al. 2005, s. 464). Racionalita se tak v této definici implicitně vymezuje vůči Friedmanovu pojetí adaptivní tvorby očekávání, které zohledňuje pouze minulý vývoj. A. Kibritçioğlu<sup>31</sup> k rozdílu mezi adaptivním a racionálním očekáváním doplňuje: „Podle tradičního monetaristického přístupu ze 60. let 20. století chyby v cenových očekávání byly navázány na sebe. Zde (v případě racionálního očekávání) jsou naprosto náhodné nebo nezávislé na sobě“ (Kibritçioğlu 2002, s. 53).

Subjekty uvažující na bázi racionálního očekávání mohou činit chybné odhady, a to v důsledku neočekávané hospodářské politiky. Dočasně tak mohou zvýšit produkci v reakci např. na neanticipovanou monetární expanzi, kdy chybně vyhodnotí všeobecný růst cenové hladiny jako růst relativních cen jejich produkce či důchodů z výrobních faktorů.<sup>32</sup> Na základě aplikace teorie racionálního očekávání ovšem svůj omyl po uplynutí určitého času odhalí a zahrnou ho do svých aktuálních racionálních očekávání.

Kritika teorie racionálních očekávání dle Snowdona a Vana (2005) se soustřeďuje

---

<sup>30</sup> Adaptivní očekávání je tvořeno na základě informací odvozených z minulosti, přičemž aktuální informace týkající se budoucnosti nejsou do uvažování ekonomických subjektů zahrnuty.

<sup>31</sup> Turecký profesor ekonomie, v současnosti působí jako pedagog na Ankara University. Jako jeho hlavní pole působnosti lze vymezit problematiku mezinárodní ekonomie a hospodářského cyklu.

<sup>32</sup> Princip chybného vnímání růstu cenové hladiny ekonomickými subjekty je nápadně podobný friedmanovskému konceptu chybného vnímání změn cen pracovníky, kteří dle Friedmana trpěli tzv. peněžní iluzí v důsledku informačního deficitu proti zaměstnavatelům.



do tří klíčových problémů. První z nich koncept racionálního očekávání<sup>33</sup> napadá z důvodu praktické nemožnosti stavu, kdy každý subjekt disponuje skutečně všemi informacemi, které mu mohou pomoci v odhadu budoucího vývoje, neboť získávání a vyhodnocování informací je spojeno s náklady. Druhým problémem hypotézy o racionálním očekávání je pochybnost o „správném“ chování subjektů, i když znají všechny relevantní informace. V této souvislosti ovšem hned v zápětí autoři kritiku odmítají s tím, že není nutné znát správný model ekonomiky: *„Racionální subjekty nevytvářejí očekávání, která jsou systematicky špatně v průběhu času. Jinými slovy, očekávání se podobají těm skutečným odhadům, „jako by“ subjekty znaly správný model v takovém rozsahu, že budou nestranně a náhodně rozloženy v čase“* (Snowdon a Vane 2005, s. 228). Poslední oblastí kritiky je povaha budoucího vývoje, která je dle některých ekonomů<sup>34</sup> neergodická. Teorie racionálních očekávání kvantifikuje budoucí nejistotu vyjádřením rizika, což je v přímém kontrastu s jedním z triviálních východisek postkeynesiánské ekonomie, která budoucnost spojuje s principiální nejistotou.

Hypotéza racionální povahy očekávání implikuje významné konsekvence pro rozhodování měnověpolitických autorit. V důsledku přijetí teze o okamžitém čištění trhů<sup>35</sup> v kombinaci právě se (správným) racionálním očekáváním jsou peníze neutrální nejen v dlouhém, ale i v krátkém období. Očekávaná měnová politika tak žádným způsobem nepůsobí na reálný sektor ekonomiky, neboť tržní subjekty ji již zakomponovaly do svých realizovaných a plánovaných rozhodnutí. Výjimkou jsou pouze taková měnověpolitická opatření, která nejsou anticipována. Lucas k tomu dodává: *„Předpokládané peněžní expanze vedou (pouze) k efektu inflační daně a vyvolávají inflační prémii u nominálních úrokových sazeb, ale nesouvisí se stimulováním podnětů k zaměstnanosti a výroby. Neočekávané měnové expanze na straně druhé mohou stimulovat produkci, symetricky neočekávané (měnové) kontrakce mohou vyvolat deprese“* (Lucas

---

<sup>33</sup> V této souvislosti Sojka (2010a) rozlišuje slabou a silnou verzi tvorby racionálního očekávání. Zatímco silná verze předpokládá schopnost každého individuálního subjektu tvořit samostatně racionální očekávání, slabá verze nevyžaduje k tvorbě očekávání skutečně veškeré informace, přičemž zároveň abstrahuje od nákladů spojených se získáváním a prací s informacemi.

<sup>34</sup> Jedinečnost, resp. neopakovatelnost každé historické ekonomické události ve svých dílech reflektovali např. J. M. Keynes, G. Shackle, P. Davidson, M. Lavoie a další ekonomové prosazující postkeynesiánskou ekonomii.

<sup>35</sup> Čištění trhů je mechanismem fungujícím na obdobném principu jako běžný bazénový skimmer, který zachycuje nečistoty z hladiny vody v bazénech a zabráňuje jejich usazování. Obdobným způsobem trh „zachycuje a odstraňuje“ neúspěšné ekonomické subjekty, které nejsou konkurenceschopné a končí ve ztrátě, což vede k jejich krachu, resp. odchodu z určitého trhu.

1995, s. 262).

V případě naplnění předpokladu o tvorbě racionálních očekávání není možná substituce produkce s inflací, neboť ekonomika za podmínek okamžitě se čistících trhů pracuje na úrovni svého potenciálu. Hospodářské cykly jsou pouze důsledkem mylného vnímání cen, které nastává pouze tehdy, pokud je měnová politika nesystematická, tj. v případě, kdy se realita rozchází s očekáváním ekonomických subjektů, která byla vytvořena na racionální bázi.<sup>36</sup> V tomto ohledu tedy neexistuje možnost cílené regulace produkce a zaměstnanosti centrální bankou, neboť subjekty tvořící racionální očekávání veškeré užití nástrojů měnové politiky dekodují a zakomponují je do svých úvah, resp. do svého reálného ekonomického rozhodování. Za těchto předpokladů je možné regulovat agregátní poptávku pouze prostřednictvím neočekávaných (resp. překvapivých) reakcí centrálních bank, které ovšem postrádají racionalitu, čímž jsou vysoce rizikové z pohledu jejich důsledků.

Z výše uvedených důvodů vzhledem k neúčinnosti systematické měnové politiky a vyloučení realizace politiky nesystematické stoupení teorie racionálních očekávání dle Sojky (2010a) prosazují takovou měnovou politiku, jež by byla predikovatelná, čitelná a konzistentní s jasnými záměry, které respektují explicitně definovaná pravidla měnověpolitických zásahů do ekonomiky. K vytvoření podmínek pro tvorbu racionálních očekávání hospodářskými subjekty, je nutné, aby centrální banky nerealizovaly diskreční politiku, nýbrž respektovaly jimi přijaté a všeobecně známé měnové pravidlo<sup>37</sup> (Sargent 1975). To je možné za předpokladu vysoké míry kredibility, resp. vysoké stupně nezávislosti centrální banky. V této souvislosti Snowdon a Vane (2005) s odkazem na H. E. Taylora<sup>38</sup> (1985) vymezují čtyři možné výstupy nekooperativní hry mezi soukromým sektorem a centrální bankou. Za předpokladu diskrečního charakteru realizace měnové politiky jako časově konzistentní považují pouze variantu vysoké inflace s plnou

---

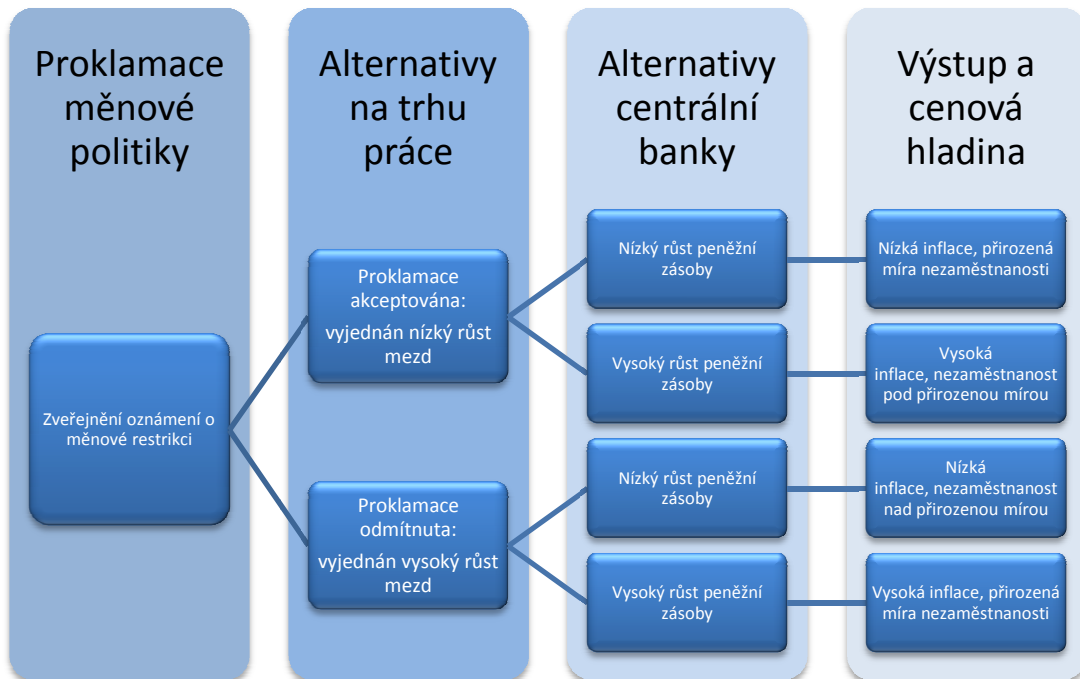
<sup>36</sup> Daný text se opírá o Lucasův (1973) výklad teorie krátkodobé agregátní nabídky „s překvapením“, která je v jeho pojetí rostoucí pouze v případě, kdy dochází k mylnému odhadu podmínek vyvolaných neočekávané hospodářské politiky. Výstup je dle této koncepce (kromě jiných veličin) funkcí odchylky skutečné a v minulosti očekávané cenové hladiny. Tato odchylka je v případě východiska o racionálních očekáváním a systematické měnové politiky nulová.

<sup>37</sup> Měnové pravidlo lze dle A. H. Meltzera, amerického představitele monetarismu, obecně definovat jako „*nic víc než systematický rozhodovací proces, který využívá informace konzistentním a předvídatelným způsobem*“ (Meltzer 1993, s. 223).

<sup>38</sup> Americký ekonom, člen National Association for Business Economics, který v současné době působí jako jeden z vicepresidentů při Federal Reserve Bank of Philadelphia. Mezi jeho hlavní předmět zájmu výzkumu patří oblast měnové politiky.

zaměstnaností, neboť uvažují tak, že centrální banka v případě nízké inflace s přirozenou mírou nezaměstnanosti podléhá pokušení zvýšit ekonomický blahobyt společnosti prostřednictvím nedodržení nízkých inflačních cílů.

**Schéma č. 2 Nekooperativní hra centrální banky a privátního sektoru**



Zdroj: Snowdon, Vane (2005, s. 255).

Z uvedeného paradoxu, kdy snaha centrální banky motivovaná snahou zvýšit sociální blahobyt expanzivní politikou vede v konečném důsledku pouze k vysoké inflaci, existuje pouze východisko stabilní a důvěryhodné měnové politiky, jak bylo postulováno výše. Snowdon a Vane k danému problému uvádějí: „*Diskreční politiky, které akcentují výběr nejlepší možné politiky v dané existující situaci, vedou ke konzistentnímu, ale suboptimálnímu řešení. Jediným způsobem, jak dosáhnout optimální varianty (tj. nízké inflace s přirozenou mírou nezaměstnanosti), je zavázat měnové autority k dodržování nezávislé měnového pravidla konzistentního s cenovou stabilitou*“ (Snowdon, Vane 2005, s. 254, 255).

Na teorii racionálních očekávání navázala druhá generace nových klasiků,

z jejichž zástupců lze uvést především E. C. Prescott<sup>39</sup>, F. E. Kydlanda<sup>40</sup> a C. I. Plossera<sup>41</sup>, kteří jsou rovněž označováni za ekonomy reálného hospodářského cyklu. Ta obohacuje Lucasův přístup právě o přesvědčivější verzi teorie hospodářského cyklu, kterou v Lucasově pojetí považuje za nedostatečnou.

V Holmanově interpretaci (Holman et al. 2005) Kydland a Prescott navazují na Lucasovu koncepci tím, že v kontextu akceptování východisek pružných cen a racionálních očekávání rovněž přijímají tezi o neutralitě peněz v dlouhém i krátkém období, ovšem cyklické kolísání reálného produktu vysvětlují alternativním způsobem. Jestliže by např. centrální banka zvýšila měnovou zásobu, ekonomické subjekty by okamžitě promítly tento nárůst do svých cen. Reálné veličiny by tedy nebyly změněny, neboť by došlo pouze ke všeobecnému zdražení bez vlivu na produkt či zaměstnanost. Lucasovo vysvětlení toho, že v ekonomice dochází k fluktuaci reálného produktu na základě neanticipovaných zásahů měnové politiky, nahrazují koncepcí reálných příčin cyklického vývoje, kdy cyklus vysvětlují skrze kolísání agregátní nabídky, neboť regulaci prostřednictvím poptávky pokládají za irelevantní. Stoupenci teorie reálných cyklů propojují teorii růstu s teorií hospodářských cyklů, kdy cyklické kolísání produktu vysvětlují fluktuací velikosti samotného potenciálního produktu zapříčiněného technologickými změnami, nikoliv odchylkami skutečného produktu od jeho potenciální úrovně. Jako transmisní mechanismus projevů technologických změn v reálné ekonomice slouží koncept intertemporální substituce práce a volného času, kdy technologický pokrok stimuluje vyšší produktivitu práce, která se promítne do vyšších mezd. Vyšší mzdy stimulují pracovníky k tomu, aby nabízeli na trhu práce více odpracovaných hodin na úkor svých volnočasových aktivit, neboť předpokládají, že v budoucnu by jim mohly být mzdy sníženy. V konečném důsledku tak obětují dnešní volný čas a volný čas v budoucnu, kdy ekonomika bude v recesi, což se projeví vyplácením nižších mezd.

---

<sup>39</sup> Americký ekonom, profesor ekonomie na Arizona State University, společně s norským ekonomem Kydlandem je laureátem Ceny Centrální Švédské banky v ekonomické vědě na památku Alfréda Nobela za rok 2004, kterou získali za přínos v oblasti formování teorie hospodářských cyklů a hospodářské politiky. Mezi jejich nejvýznamnější společné publikace lze zařadit odborné články *Rules Rather Than Discretion: The Inconsistency of Optimal Plan* (1977), *Time to Build and Aggregate Fluctuations* (1982) a *Business Cycles: Real Facts and the Monetary Myth*, který zkoumal problematiku (1990).

<sup>40</sup> Norský ekonom, společně s Prescottem sdílí Cenu Centrální Švédské banky v ekonomické vědě na památku Alfréda Nobela udělenou za rok 2004. V současné době vyučuje na University of California v Santa Barbaře.

<sup>41</sup> Americký profesor ekonomie a veřejné politiky, v současné době zastává post presidenta Federal Reserve Bank ve Philadelphii. Mezi jeho nejvýznamnější publikace *Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series: Some Evidence and Implications* (1982) a *Real Business Cycles* (1983).

Teorie reálných hospodářských cyklů rovněž implicitně definuje příčiny nákladové inflace. Slovy Kibritčioğlu: „*Teoretici reálných hospodářských cyklů se do značné míry nepokoušejí explicitně vysvětlit změnu cenové hladiny nebo inflaci; spíše se zaměřují na reálné efekty nepříznivých nabídkových šoků, jako jsou např. odchylky od trendu faktorové produktivity nebo změny relativních cen zapříčiněné ropnými cenovými šoky. Nicméně lze snadno argumentovat, že hlavní přínos ekonomů reálného cyklu je ten, že zaměřují naši pozornost na možnost významné role nabídkových šoků při vysvětlování inflace*“ (Kibritčioğlu 2002, s. 54). Pohledem na Friedmanovu verzi rovnice peněz v její relativní verzi je možné uvažovat o nákladové inflaci, a to za předpokladu, kdy je důchodová rychlost obratu peněz konstantní a zároveň peněžní nabídka se rovněž nemění:

$$\bar{m} + \bar{v} = p + g$$

kde  $\bar{m}$  představuje nulový růst peněžní nabídky,  $\bar{v}$  nulový růst důchodové rychlosti peněz,  $p$  inflaci a  $q$  růst reálného produktu. V takovém případě negativní nabídkový šok (pokles  $g$ ) nutně vyvolá narůst inflace.

Podle Plossera (1989) většina tehdejších modelů reálného cyklu obsahovala pouze reálné proměnné, čímž bylo abstrahováno od úlohy peněz v ekonomice, které byly považovány za superneutrální. Neúčinnost měnové politiky dokládají Kydland a Prescott výsledky svého výzkumu. „*Není zde žádný důkaz o tom, měnová báze a M1 předstihují cyklus, ačkoliv někteří ekonomové stále věří v tento měnový mýtus. Jak časová řada měnová báze, tak i M1 jsou obecně procyklické a měnová báze nepatrně zaostává za cyklem*“ (Kydland, Prescott 1990, s. 393). Inflaci dokonce považují za proticyklickou proměnou: „*Upozorňujeme, že jakákoliv teorie, ve které procyklické ceny figurují jako rozhodující faktor v poválečných fluktuacích (produkce v rámci) hospodářského cyklu, je odsouzena k zániku. Fakta, která předkládáme, indikují, že se cenová hladina od Korejské války<sup>42</sup> pohybuje proticyklicky*“ (Kydland, Prescott 1990, s. 396).

Problematicke integrace peněžního sektoru do modelu reálného hospodářského

---

<sup>42</sup> Válečný konflikt mezi Severokorejci a Jihokorejci vedený za aktivní válečné participace Číny, SSSR a USA na území Korejského poloostrova v letech 1950 – 1953.

cyklu se rovněž věnovali King a Plosser (1984) ve své korelační analýze, když rozlišovali peníze vnitřní (tj. vklady v bankovním sektoru), resp. vnější (jejichž množství je značně determinované měnovou politikou). Vnitřní peníze přitom považovali za endogenní veličinu, která se vyvíjí souběžně s hospodářským cyklem.

Vzhledem k tomuto jednoznačnému rozdílu zde Kydland s Prescottem, stejně jako Plosser (1989), identifikují prostor pro doplnění této teorie, neboť dosavadní pokusy o zabudování role peněz do modelů nevyšly v konsens ekonomů. *„Fakt, že transakční komponenta reálných peněžních zůstatků (M1) se mění souběžně s cyklem, zatímco mnohem větší netransakční komponenta (M2) předstihuje cyklus, svědčí o tom, že úvěry by mohly hrát významnou roli v budoucích teoriích hospodářského cyklu. Implementace peněz a úvěru do teorií růstu takovým způsobem, který vysvětluje cyklické chování peněz stejně jako reálných agregátů, je důležitým otevřeným problémem v ekonomii“* (Kydland, Prescott 1990, s. 397).

Sojka (2010a) i přes absenci komplexní peněžní teorie identifikuje hlavní úlohu měnové politiky v souladu s Lucasovými tezemi. Předpoklad neutrality peněz v dlouhém i krátkém období implikuje požadavek na rezignaci aktivistické měnové politiky. Kydland s Prescottem se přiklání k realizaci měnové politiky, která by respektovala stálé měnové pravidlo za předpokladu naplnění již zmíněných Lucasových požadavků: *„Aktivní stabilizace může být velmi dobře nebezpečná, a proto je nejlepší, aby se o ni nepokoušelo. Spoléhání se na politiky, jako neustálý růst množství peněz v oběhu a konstantní daňové sazby, představují bezpečnější průběh akcí“* (Kydland, Prescott 1977, s. 487). Zde argumentují ve prospěch praktické neúčinnosti měnové politiky na základě teorie její časové nekonzistence, kterou Koderová et al. interpretují následovně: *„V důsledku tvorby racionálních očekávání ekonomické subjekty reagují na opatření hospodářské politiky, což vede k tomu, že cílů systematické diskréční hospodářské politiky nelze dosáhnout“* (Koderová et al. 2008, s. 164). Nedosažitelnost měnově-politických cílů vyplývá z podstaty racionálních očekávání, kdy na každé měnově-politické opatření ekonomické subjekty okamžitě zareagují, neboť jej zohledňují při svém rozhodování, což vede právě k nekonzistentnosti diskréční měnové politiky, tj. ke stavu, kdy optimální varianta z období ex ante se liší od varianty ex post. Snowdon a Vane uvedenou myšlenku vysvětlují na příkladě: *„Předpokládejme, že vláda formuluje to, co považuje za optimální politiku, která je pak oznámena soukromým subjektům. Jestliže soukromé*

*subjekty této politiky uvěří, pak v následujícím období, kdy je realizována proklamovaná politika, nemůže již zůstat optimální, protože v nové situaci vláda zjistí, že má motivaci k odvolání nebo nedodržování dříve ohlášené optimální politiky“ (Snowdone, Vane 2005, s. 251).*

## 3.2 Keynesiánské teorie

Keynesiánství tvoří velmi širokou větev ekonomické teorie, která je značně heterogenní. V nejjednodušších formách kategorizace keynesiánské ekonomie se lze setkat s členěním zástupců keynesiánského myšlenkového proudu na zástupce neokeynesiánství, nového keynesiánství a postkeynesiánství (např. Sojka, 2010a). Pro účely naplnění cíle disertační práce jsou – po krátkém představení původní keynesiánské teorie v neokeynesiánské interpretaci – vymezeny základní rysy nového keynesiánství, jako teoretické opory měnověpolitického režimu cílování inflace, a jeho postkeynesiánské alternativy. Platí přitom, že ideová různorodost jednotlivých proudů neumožňuje postihnout danou problematiku do detailu, neboť jednotliví ekonomové, kteří jsou zařazováni do daných názorových skupin, mohou zastávat více či méně různá stanoviska v jednotlivých fragmentech jejich teorie. Z tohoto důvodu je kladen důraz na základní společné rysy daných ekonomických koncepcí.

### 3.2.1 Teorie J. M. Keynese v neokeynesiánské interpretaci

Keynesovo makroekonomické paradigma v neokeynesiánské interpretaci je dle ekonomů Snowdona a Vana (2005) založeno na devíti předpokladech: konceptu efektivní poptávky, diferenci mezi klasickým a keynesiánským režimem ekonomiky založeným na nevyužitých kapacitách, nedobrovolné povaze nezaměstnanosti, aktivní roli hospodářské politiky, nepružnosti mezd a cen, interpretování hospodářského cyklu jako nežádoucí odchylky od trendu plné zaměstnanosti, možnosti substituce nezaměstnanosti a inflace v krátkém období, využívání důchodové politiky za účelem dosažení stability cen a zaměstnanosti, a konečně zaměřením se na krátké období.

Z hlediska vymezení inflace a efektivní role centrální banky v rámci procesu její regulace není možné akcentovat uvedená východiska jednotlivě, neboť společně vytvářejí celistvý model ekonomiky.<sup>43</sup> Neokeynesiánská teorie obecně přisuzuje hospodářské politice velký význam, neboť jejím prostřednictvím je stimulován jak finální výstup, tak i cenová hladina.

R. J. Ball<sup>44</sup> v této souvislosti identifikuje dva hlavní teoretické přístupy k inflaci, které vycházejí z Keynesova odkazu. „*První z nich zaměřuje pozornost na nezávislé změny úrovně nominálních mezd, přičemž tento přístup asociujeme s teoriemi nákladové inflace.*“<sup>45</sup> Druhý přístup předpokládá, že ceny zboží jsou plně flexibilní a že se budou přizpůsobovat převisu poptávky. Tento přístup využívá konceptu inflační mezery a je jedním ze specifických typů poptávkové inflace“ (Ball 2008, s. 77).

Kibritčioğlu představuje keynesiánský mechanismus utváření podmínek pro permanentní cenový růst následovně: „*Neočekávaný růst agregátní poptávky [...] vede ke zvýšení cen v podmínkách plné zaměstnanosti, což vytvoří neočekávané zisky pro firmy, zatímco nominální mzdy zůstávají dočasně konstantní. Růst zisků vytvoří další převis poptávky na trhu zboží. Nicméně zpožděný pokus firem uspokojit původní převis poptávky na trhu zboží vytvoří převis poptávky na trhu práce. Konkurence mezi podnikateli o plně zaměstnané pracovníky tlačí nominální mzdy výše do okamžiku obnovy reálných mezd na jejich původní úroveň. Růst reálných mezd indukuje nový poptávkový tlak na trhu zboží. Ceny tak rostou znovu*“ (Kibritčioğlu 2002, s. 49). Popsaný mechanismus inflační spirály by pokračoval stejným způsobem dále za předpokladu, že by nebyly tlumeny následné inflační tlaky prostřednictvím sterilizace agregátní poptávky.

---

<sup>43</sup> Modelový aparát neokeynesiánské ekonomie je založen definováním rovnováhy na trhu finálních statků, resp. na finančních trzích prostřednictvím funkcí IS, resp. LM, které determinují rovnovážný produkt a rovnovážnou úrokovou sazbu v uzavřené ekonomice. Model IS-LM formuloval ve své knize *A Guide to Keynes* (1953) A. H. Hansen, americký profesor politické ekonomie na Harvardské universitě, přičemž vycházel zejména z formulace modelu IS-LL J. R. Hickse, laureáta Ceny Centrální Švédské banky v ekonomické vědě na památku Alfréda Nobela za rok 1972. Úplný neokeynesiánský model poté vytvořil F. Modigliani, držitel stejného ocenění za rok 1985, když model IS-LM doplnil o analýzu produkční funkce a trhu práce. Aspekt zahraničního obchodu a volných kapitálových toků byl do keynesiánských modelů implementován kanadským ekonomem R. A. Mundellem.

<sup>44</sup> Profesor ekonomie a ekonometrie z London Graduate School of Business Studies. Jeho výzkum je směřován do oblasti makroekonomie, kde se specializuje zejména na otázky hospodářské politiky. Za jeho nejvýznamnější publikace je možné uvést *The International Linkage of National Economic Models* (1973), jež editoval, *The Economics of Wealth Creation* (1992) a *Inflation and Theory of Money* (2007).

<sup>45</sup> Nákladovou povahu inflace vysvětlují ekonomové různými způsoby. Např. Kibritčioğlu (2002, s. 52) v této souvislosti rozlišuje keynesiánskou, postkeynesiánskou, strukturalistickou a neomarxistickou interpretaci nákladové determinace inflace, přičemž konstatuje, že dané teorie obsahují obdobné distribuční mechanismy.



Vzhledem k opakovanému procesu inflační spirály hraje rozlišení povahy příčin vzniku inflace zdánlivě nevýznamnou roli, opak je ovšem pravdou, neboť proces snižování poptávkové, resp. mzdové inflace vede k různým efektům na trhu práce. Ball k tomu uvádí: „*Jestliže primární příčinou růstu cen je převis poptávky, pak měnová restrikce může tento převis poptávky odstranit, a tím stabilizovat cenové i mzdové úrovně bez ovlivnění výše zaměstnanosti. V případě nákladové inflace mzdového typu [...] monetární restrikce (sice) zastaví růst cen i mezd, ale může způsobit růst nezaměstnanosti*“ (Ball 2008, s. 78). To ovšem platí pouze za předpokladu plné zaměstnanosti, kdy je využita všechna pracovní síla a měnová politika stlačuje makroekonomický produkt pod jeho potenciál.

Keynes dle Koderové et al. (2008) odmítá kvantitativní rovnici peněz (v jejích nejrůznějších formách) jako interpretační východisko pro měnovou politiku, přičemž přicházejí s odlišným konceptem teorie preference likvidity. Keynes zde klade důraz na funkci peněz jako uchovatele hodnoty, kdy peníze definuje jako „[...] *bezrizikové aktivum s nulovým výnosem, vysokou likviditou a nulovou elasticitou substituce a produkce*“ (Koderová et al. 2008, s. 84).

V Keynesově pojetí ekonomické subjekty chtějí disponovat penězi z příčin, které by bylo možné nazývat oběhovými, opatrnostními a spekulativními motivy. Oběhový motiv reflektuje aspekt rozdílného jednorázového okamžiku obdržení důchodů za určité časové období a permanentní potřeby realizovat výdaje nejrůznějšího charakteru. Opatrnostní motiv souvisí potřebou jistoty disponibility určité výše peněžních prostředků, které by zabezpečily ekonomickými subjekty požadovanou úroveň výdajů. Tyto dvě dílčí příčiny poptávky po penězích se označují jako transakční motivy držby peněz, přičemž výše poptávaných prostředků z těchto pohnutek pozitivně závisí na velikosti agregátního důchodu. Dle Keynesa lidé poptávají peněžní prostředky i ze spekulativních důvodů, kdy velikost této části celkové poptávky nepřímo koreluje s velikostí úrokové sazby. Keynesiánský transmisní mechanismus je v interpretaci Koderové et al. (2008) založen na J. M. Keynesem formulovaných předpokladech funkčních závislostí peněžního trhu, kdy peněžní poptávka, resp. nabídka společně determinují velikost úrokové sazby. Keynes tak (v neokeynesianské interpretaci) vymezuje úrokovou sazbu jako čistě peněžní jev primárně ovlivňovaný peněžním trhem. K jednoznačnému určení rovnovážné tržní

úrokové sazby je nutné uvažovat i o peněžní zásobě, která je dána z vůle příslušné centrální banky.

Vzhledem k tomu, že Keynes i neokynesiánci předpokládali souvislost mezi výší investic a právě velikostí úrokové sazby, uvažovali o možnosti regulovat celkový produkt právě prostřednictvím měnové politiky. Dle mínění neokeynesiánců ovšem investice nejsou příliš citlivé na úrokovou sazbu, ale jejich velikost je odvislá spíše od jiných faktorů (tzv. animal spirit<sup>46</sup>, očekávání, výše disponibilního důchodu), což účinnost měnové politiky snižuje. Význam měnové politiky z hlediska stimulace produktu navíc snižovali v období, kdy se ekonomika nacházela v recesi. V takovém případě se ekonomické subjekty při příliš nízkých úrokových sazbách rozhodují ve prospěch držby likvidity (oproti alternativním možnostem disponibility jiných aktiv, zejména cenných papírů), neboť spekulují ve prospěch následného zvýšení úrokových sazeb (tzv. liquidity trap).

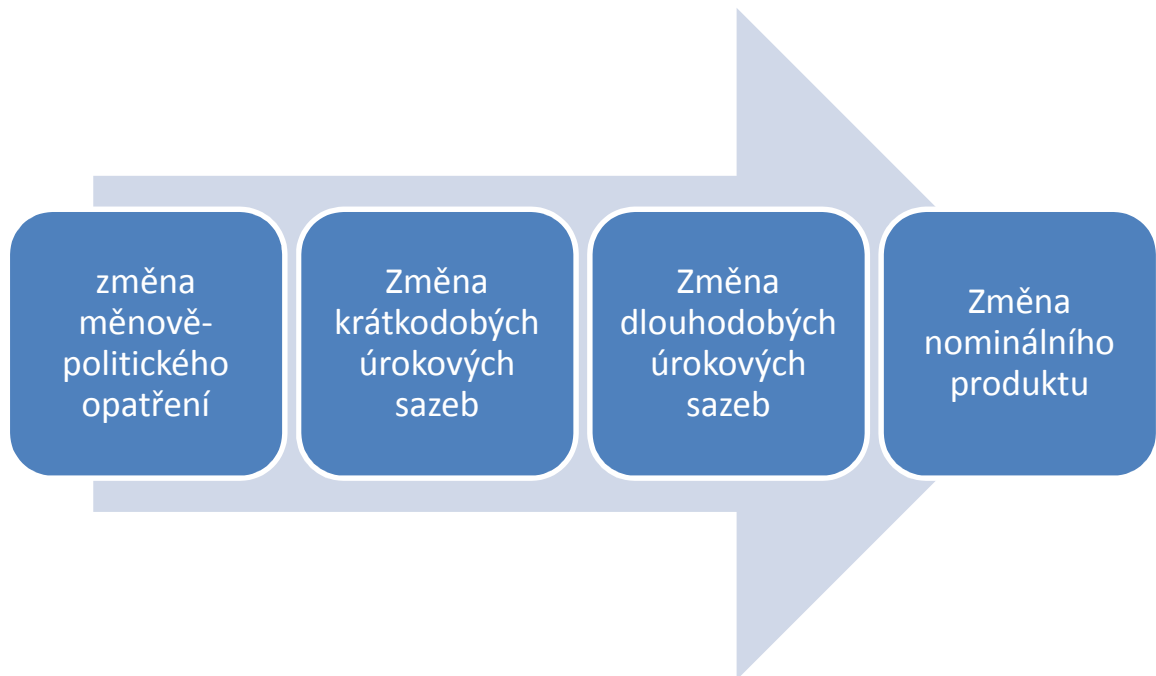
Na základě výše uvedeného dle Revendy et al. (2006) by poté úlohou měnové politiky mělo být vytvoření prostředí s nízkými stabilními úrokovými sazbami, které by umožnilo stabilizovat jednu z proměnných investičního rozhodování. Fixní úrokové sazby ovšem prakticky vyřazují měnovou politiku na okraj pole působnosti realizace komplexní hospodářské politiky, což se delším časovým horizontu ukázalo jako neudržitelné, neboť z centrální banky se stala jakási administrativní instituce povinná uzavírat obchody s ostatními finančními institucemi dle jejich uvážení, nikoliv z hlediska potřeb národního hospodářství. Nastíněný neudržitelný stav byl řešen vymezením pásma oscilace úrokových sazeb, posléze úplným odmítnutím strategie fixace sazeb.

V keynesiánském (úrokovém) transmisním mechanismu hrály úrokové sazby klíčovou roli. Keynesiánská transmise je teoreticky vymezena následující časovou posloupností událostí. Snížení (resp. zvýšení) základních úrokových sazeb centrální banky působí ve prospěch regulace operativního cíle měnové politiky, kterým je v tomto případě stimulování krátkodobých tržních úrokových sazeb. Operativní kritérium poté ovlivňuje zprostředkující kritérium, kterým je úroveň dlouhodobých tržních úrokových sazeb. Dlouhodobé úrokové sazby korelují s výší investic i spotřeby, které jsou součástí agregátního výstupu.

---

<sup>46</sup> Pojem použitý J. M. Keynesem v jeho Obecné teorii zaměstnanosti, úroku a peněz pro deskripci emotivní esence chování ekonomických subjektů.

### Schéma č. 3 Keynesiánský (úrokový) transmisní mechanismus



Zdroj: Revenda et al. (2008, s. 449).

Kritici úrokové transmise poukazují zejména na nejednoznačnost výše popsané kauzality ve skutečné ekonomice, přičemž napadají zejména omezenou platnost předpokladu, že růst peněžní nabídky vždy vyvolá pokles tržní úrokové sazby. Měnová expanze je totiž doprovázena inflačními očekáváním, která v konečném důsledku zvyšují ceny i tržní úrokové sazby (Ondrčka, 2006). Ve prospěch zvyšování úrokových sazeb v podmínkách realizace uvolněné měnové politiky argumentují i Revenda et al. (2008) tezí o zvýšení celkového produktu, který zvýší poptávku po likviditě. Bez povšimnutí nenechávají ani vazbu mezi úrokovými sazbami státních cenných papírů, resp. bankovních úvěrů. Na podporu jejich tvrzení lze argumentovat zkušenostmi získanými zejména v hospodářsky turbulentních obdobích, kdy na trzích neplatí zažité relace platné v dobách konjunktury, nýbrž oslabená důvěra mezi ekonomickými subjekty podpořená pesimistickým očekáváním může působit dokonce až iracionálně.

Revenda et al. (2008) kritizují úrokovou transmisí i v jejích dalších fázích, kdy

zpochybňuje relevantnost předpokladu významné vzájemné korelace krátkodobých a dlouhodobých tržních úrokových sazeb. Zmínění autoři k tématu argumentují následovně: „*Dlouhodobé úrokové sazby jsou totiž daleko více určeny očekávaným vývojem fundamentálních veličin (zejména očekávaným vývojem inflace), než je tomu u krátkodobých úrokových sazeb*“ (Revenda et al. 2008, s. 486). Jednoznačná není dle jejich názoru ani provázanost zprostředkujícího kritéria s hospodářskopolitickými cíli, neboť s nástupem inovativních finančních produktů (zejména derivátů) mohou být tržní úrokové sazby mimo účinnost měnové politiky. Z významných determinantů citlivosti agregátních výdajů na úrokovou sazbu uvádějí také úroveň zadluženosti podnikatelské sféry, daňovou politiku státu (zejména v souvislosti s možností odpisů úrokových plateb od daňového základu) a podíl nákupů předmětů dlouhodobé spotřeby na dluh.

### 3.2.2 Nová keynesiánská ekonomie

Nové keynesiánství dle Sojky (2010a) vznikalo v průběhu 70. let 20. století jako alternativní ekonomická koncepce vytvářející opoziční protiváhu nové klasické ekonomie, kterou lze považovat za dominantní ekonomický směr té doby. Postupem času si nové keynesiánství získalo převahu na akademické půdě teoretické ekonomie, což vedlo k tomu, že jeho modely se profilovaly do praktické sféry stabilizační politiky. Nástup nových keynesiánců<sup>47</sup> byl podmíněn zejména úspěšným argumentačním zpochybněním Lucasovy ekonomie – založené na dokonale se čistících trzích – na základě její nereálnosti. Hypotézu o dokonale elastických cenách nahradili reálnějšími teoriemi mzdových a cenových rigidit<sup>48</sup>, které však oproti neokeynesiáncům nedefinují jako věrnější obraz reality, nýbrž jako důsledek reálného stavu ekonomiky. Předpoklad racionální povahy tvorby očekávání pak mnohdy zůstává respektován.

V oblasti měnové politiky noví keynesiánci reagují na selhání monetarismu, kdy se cílování užších měnových agregátů stávalo nemožným. Na problém efektivity

---

<sup>47</sup> Za hlavní současné nové keynesiánce je možné považovat americké ekonomy J. B. Taylora, G. Mankiw, D. Romera, M. Woodforda, francouzského ekonoma O. Blancharda a španělského ekonoma J. Galího.

<sup>48</sup> Noví Keynesiánci vytvořili široké spektrum zdůvodnění toho, proč ceny, resp. mzdy jsou strnulé a k jejich změnám dochází až s jistým zpožděním. Jedná se např. o teorii nákladů na „změnu jídelníčku“, teorii explicitních a implicitních smluv, význam role odborů, tvorbu cen přírážkou, koncept efektivnostní mzdy, modely insiders-outsiders a další.

kvantitativního vymezení kritérií měnové politiky rovněž reagoval J. B. Taylor<sup>49</sup>, který neidentifikoval žádná významná negativa substituce kvantitativního peněžního kritéria za kritérium cenové. Taylor k výše uvedenému problému říká, že je výhodnější z daného hlediska upřednostnit „[...] sazby, výnosy dluhopisů, směnné kurzy atd. spíše než množství na finančních trzích, jako např. peněžní zásobu, bankovní úvěry, nabídky vládních dluhopisů, aktiv denominovaných v cizích měnách atd. Kvantity nejsou v modelech na finančních trzích o nic méně důležité než ceny – ostatně jako je tomu v nejzákladnějších modelech nabídky a poptávky na kterémkoli trhu. Byly to problémy v možnostech měření, které přinutily ekonometry přejít od množství úvěrů a deviz směrem k cenám těchto položek“ (Taylor 1995, s. 12). Taylor přitom tyto problémy také vysvětluje v obecné rovině nestabilní poptávkou po penězích (resp. poptávce po měnových agregátech M1 a M2), která se podle něj významně měnila v důsledku technologických změn a regulací ovlivňujících důchodovou rychlost obratu peněz v ekonomice. Stabilita důchodové rychlosti peněz – jeden z klíčových předpokladů funkčnosti monetaristické koncepce transmise měnové politiky – tedy není dle Taylora naplněn, což implikuje její nevyužitelnost v praxi. Oklikou se tak dostává opět k úrokovým sazbám, které mj. plní funkci ceny produktů na finančních trzích a které tvoří jádro keynesiánské transmise.

Centrální banky na sklonku druhého tisíciletí v mnoha vyspělých ekonomikách (EMU, Kanada, Švédsko, Velká Británie, Austrálie a další) z (výše uvedených) praktických důvodů opouštějí peněžní cílování a nahrazují jej inflačním cílováním.<sup>50</sup> Koncepci realizace měnové politiky založené na monetaristické teorii nahrazuje systém, který opouští kritérium založené množství peněz a nahrazuje jej komplexnější kombinací fundamentálních zprostředkujících kritérií, přičemž klíčovou determinantou vývoje cenové stability se stávají úrokové sazby centrální banky.

J. Jílek inflační cílování vymezuje jako „relativně obecnou měnovou politiku, která obsahuje ostatní režimy měnové politiky, jež jsou potom jejími speciálními případy“

---

<sup>49</sup> Americký profesor ekonomie na Stanfordské universitě, člen National Bureau of Economic Research. Hlavní oblastí jeho makroekonomického výzkumu je měnová politika. Za jeho nejcennější odborné publikace je možné považovat *Aggregate dynamics and staggered contracts* (1980), *Discretion Versus Policy Rules in Practice* (1993) a *A Historical Analysis of Monetary Policy Rules* (1999).

<sup>50</sup> V roce 1989 implementovala teorii inflačního cílování do praxe centrální banka Nového Zélandu, kde byla mohla být považována za velmi úspěšnou, neboť se osvědčila jak při stabilizování cenového růstu, tak i v reálné ekonomice. Od roku 2010 cíluje inflaci cca 25 rozvinutých a rozvíjejících se zemí (Svensson 2010).

(Jílek 2004). Informace o peněžní zásobě tak nejsou v procesu měnověpolitického rozhodování klíčovou determinantou, nýbrž jednou z mnoha proměnných, která spolurozhoduje o realizaci konkrétních opatření centrální banky. S notnou dávkou zjednodušenosti poté Jílek dodává: „V tomto smyslu je cílení peněžní zásoby limitním případem cílení inflace, kdy peněžím je přiřazena váha jedna a ostatním proměnným váha nula“ (Jílek 2004, 451).

Obecně je měnověpolitický režim inflační cílování dle Mishkina (2004) založen na pěti klíčových předpokladech:

- 1) Centrální banka vyhláší střednědobý kvantitativní inflační cíl, který je zpravidla reprezentovaný požadovanou úrovní inflace, která je stanovena prostřednictvím změny cenového indexu.
- 2) Centrální banka se zavazuje k primárnímu použití svých nástrojů k tomu, aby byl cíl naplněn. Jinými slovy všechny ostatní cíle podřizuje dosažení explicitně vyhlášeného cíle.
- 3) Nastavení nástrojů měnové politiky se v konkrétních případech přizpůsobuje všem relevantním informacím, tj. nikoliv informacím vztažených pouze k měnovým agregátům či k měnovému kurzu.
- 4) Měnová politika se opírá o vysokou kredibilitu centrální banky, která často komunikuje s finančními trhy i s veřejností s ohledem na úspěšnost naplnění jejích cílů.
- 5) Centrální banky v plné míře přebírají odpovědnost za cenovou stabilitu spravovaného území.

Komplexnost režimu cílování inflace, jež je naznačena ve třetím Mishkinově principu. Přesto podle J. Hurníka<sup>51</sup> (2004) vyzdvihuje – v odkazu na nové keynesiánství – význam dlouhodobých úrokových sazeb, které zásadním způsobem ovlivňují rozhodování ekonomických subjektů o současné a budoucí spotřebě, resp. investicích. Ku příkladu snížení úrokových sazeb centrální bankou vyvolává zvýšení ekonomického růstu, které se se zpožděním promítnou v inflaci.

Hurník se v této souvislosti pozastavuje nad faktem, že tato transmise neobsahuje žádnou přímou vazbu na peněžní zásobu. Tato skutečnost podle něj vyplývala z praxe centrálních bank, které necílovaly peněžní zásobu přímo prostřednictvím svých měnověpolitických nástrojů, nýbrž zprostředkovaně přes regulaci krátkodobé mezibankovní úrokové sazby. Tyto sazby pak měly korespondovat s požadovaným tempem růstu vybraného měnového agregátu. Tento koncept ovšem narážel dle Hurníka na dva specifické problémy: nemožnost spolehlivého odhadu poptávky po penězích, resp. problematiku vymezení peněz prostřednictvím relevantního měnového agregátu.

Hurníkovo implicitní konstatování, že teorie monetarismu je již pro současnou praxi měnové politiky nepoužitelná, tak plně odpovídá Taylorovým závěrům, přičemž se opírá o prakticky totožné argumenty. Hurník navíc dodává: „*Peněžní cílení prostřednictvím kontroly úrokových sazeb bylo striktně vzato popřením kvantitativní teorie peněz, neboť správná úroveň úrokových sazeb by měla vzejít až z interakce mezi ekonomickými subjekty požadovanou držbou peněz a skutečnou držbou peněz*“ (Hurník 2004, s. 21). Zatímco tedy podle Friedmana v souladu s kvantitativní rovnicí exogenní peněžní nabídka společně s poptávkou po penězích determinovala úrokovou sazbu, v praxi se prostřednictvím úrokových sazeb (regulovaných centrální bankou) regulovala peněžní zásoba.

Současná praxe výkonu měnové politiky v režimu cílování inflace vychází z teoretických předpokladů středního proudu dnešní makroekonomie, který je nazýván tzv. „novým konsensem“. „Nový konsensus“ klade důraz zejména na praktickou funkčnost realizovaných opatření měnové politiky. Z tohoto důvodu noví keynesiánci považují za účinnější sledování měnových kritérií nahradit regulací (krátkodobých)

---

<sup>51</sup> Výzkumný pracovník a poradce guvernéra České národní banky, který se specializuje se na problematiku makroekonomických modelů. Držitel Englišovy ceny udělované mladým ekonomům z roku 2003 za publikaci *Fiscal Consolidation in General Equilibrium Framework – the Case of the Czech Republic* (2003).

úrokových sazeb, neboť dle jejich názorů se monetaristická teorie se dlouhodobě rozcházela s praktickou aplikovatelností do podmínek současné ekonomické reality. Většina triviálních předpokladů neoklasické syntézy, především vertikální Phillipsova křivka v dlouhém období, resp. dlouhodobá inklinace k rovnovážným hodnotám přitom zůstává zachována.

Teorie nové konsensu bývá obvykle popsána (pro případ uzavřené ekonomiky) s využitím tří triviálních vztahů makroekonomických veličin, které respektují jejich klíčové závislosti.<sup>52</sup> V pojetí ekonomů W. Carlinové<sup>53</sup> a D. Soskice<sup>54</sup> (2005) je prvním vztahem úrokové měnové pravidlo, které nahrazuje křivku LM jako tradiční analytický nástroj neoklasické syntézy. Druhou relaci představuje modifikovaná Phillipsova křivka uznávající možnost krátkodobé substituce mezi produktem a inflací. Posledním třetím vztahem je inovovaná křivka IS, která je založena na závislosti produktu a reálné úrokové sazbě.

Nový konsensus v teoretickém modelu opouští křivku LM, která představuje kombinace úrokové sazby a produktu, kdy je trh peněz a ostatních finančních aktiv v rovnováze. Křivka LM vychází z koncepce exogenního určení peněžní nabídky z vůle centrální banky, která v kombinaci s poptávkou po penězích determinuje rovnovážnou úrokovou sazbu. V pojetí nového konsensu je ovšem ústředním tématem exogenita úrokových sazeb, která ovlivňuje základní makroekonomické ukazatele, přičemž peněžní zásoba tvořena endogenně, byť nový konsensus vlastní teorii tvorby peněžní nabídky postrádá.

D. Romer<sup>55</sup> (2000) ve svém příspěvku *Keynesian Macroeconomics without the*

---

<sup>52</sup> Modelový aparát teorie nového konsensu je využíván v pracích mnoha ekonomů, např. Goodfriend, King (1998), Clarida, Galí, Gertler (1999), Romer (2000).

<sup>53</sup> Britská profesorka ekonomie s australským občanstvím, aktuálně akademicky působí na University College London. Publikovala mnoho obdobných článků s poměrně pestrou makroekonomickou tematikou, je spoluautorkou dvou knih, které napsala společně s Davidem Soskicem: *Macroeconomics and the Wage Bargain: A Modern Approach to Employment, Inflation and Exchange Rates* (1990) a *Macroeconomics: Imperfections, Institutions and Policies* (2006).

<sup>54</sup> Britský profesor politické ekonomie s ruskými kořeny. V současné době působí na University of Oxford, kde se věnuje problematice kapitalistické společnosti. Je spoluautorem několika knižních publikací, např. *Varieties of Capitalism: the Institutional Foundations of Comparative Advantage* (2001), kterou publikoval společně s harvardským profesorem P. A. Hallem, a již zmíněnou *Macroeconomics: Imperfections, Institutions and Policies* (2006).

<sup>55</sup> Americký profesor ekonomie z University of California v Berkeley, člen ředitel sekce Monetary Economics program při National Bureau of Economic Research a jeden z nejvýznamnějších představitelů nové keynesiánské ekonomie. Ve svém výzkumu se věnuje otázkám monetární ekonomie, inflace a



LM Curve nahrazuje křivku LM měnovým pravidlem, neboť tato substituce poskytuje věrnější obraz reality, přičemž Romer akcentuje zejména tyto přednosti:

- 1) V praxi centrální banky využívají ve svých transmisních mechanismech úrokové sazby na místo množstevních měnových kritérií.
- 2) Zatímco křivka LM reflektovala nominální úrokové sazby, měnové pravidlo je založeno na reálných sazbách
- 3) Měnové pravidlo je jednodušší než odvození křivky LM
- 4) Agregátní poptávka představuje vztah mezi produktem a inflací, nikoliv cenovou hladinou.

Aktuálně nejužívanějším měnovým pravidlem současnosti je tzv. Taylorovo pravidlo, které jeho autor J. B. Taylor představil ve svém článku nazvaném Discretion versus Policy Rule in Practice (1993).<sup>56</sup> Pravidlo definuje předpis pro stanovení optimální úrovně úrokové sazby federálních fondů, která má za úkol stabilizovat ekonomiku v krátkém období, přičemž v původní verzi jej lze matematicky vyjádřit následujícím způsobem:

$$r = \pi + 0,5 \cdot \frac{100(Y - Y^*)}{Y^*} + 0,5 \cdot (\pi - \pi^*) - 2,$$

kde  $r$  je úroková sazba federálních prostředků,  $Y$  je reálný hrubý domácí produkt,  $Y^*$  je potenciální produkt,  $\pi$  představuje míru inflace pro předcházející čtyři čtvrtletí a  $\pi^*$  představuje inflační cíl. Hodnota „2“ na konci pravé strany rovnice představuje tzv. rovnovážnou dlouhodobou reálnou úrokovou sazbu, kterou Taylor odhadl na základě průměrného reálného růstu potenciálního produktu.

---

ekonomického růstu. Je autorem více než čtyřiceti odborných publikací a známé knihy *Advanced Macroeconomics* (1996), která vyjde v roce 2012 již ve svém čtvrtém vydání.

<sup>56</sup> Z dalších úrokových pravidel měnové politiky lze uvést např. Mankiwovo pravidlo (Mankiw 2001), kde úroková sazba federálních fondů je dána matematickým vztahem  $ir = 8,5 + 1,4(\pi_C - u)$ , kde  $ir$  je úroková sazba,  $\pi_C$  jádrová inflace a  $u$  míra nezaměstnanosti, nebo Galího pravidlo (Galí 2010), které určuje úrokovou sazbu FED vztahem  $ir = r + \pi^* + 1,5(\pi - \pi^*) - 2(u - u^*)$ , kde  $r$  je rovnovážná úroková sazba,  $\pi^*$  inflační cíl a  $u^*$  průměrná míra nezaměstnanosti za sledované období.

Uvažovaná úroková sazba centrální banky by tak měla vzrůst v takovém případě, jestliže míra inflace vzroste nad inflační cíl nebo pokud produkční mezeru bude kladná, tj. pokud dojde k přehřívání ekonomiky. Velikosti uvedených číselných parametrů přitom Taylor ponechává k diskusi odborné veřejnosti, přičemž on sám vychází z empirické analýzy chování FED.

Jednoduchá měnová pravidla samozřejmě nedokážou postihnout problematiku komplexně, a proto podléhají četné kritice opřené o přílišnou jednoduchost (detailněji např. Svensson 2003). Přesto však mohou identifikovat možná pochybení centrální banky, kdy odchylky skutečných sazeb definovaných centrální bankou od doporučení na základě měnového pravidla mohou předcházet ekonomickým recesím (např. Taylor 2009). Sám Taylor k danému vztahu uvádí, že Taylorovo pravidlo není empirickým odhadem, nýbrž pouhým doporučením, čím by se centrální banky měly řídit při svém měnověpolitickém rozhodování (Kovanda, 2010). Z toho implicitně vyplývá, že Taylorovo pravidlo není možné chápat jako striktní předpis, ovšem pouze jen jako doporučení mající poradní váhu při realizaci měnové politiky.

Druhým pilířem teorie nového konsensu je koncepce Phillipsovy křivky, která v krátkém období představuje vztah mezi produkční mezerou a inflací. Phillipsova křivka nových keynesiánců respektuje hypotézu racionálních očekávání soukromých subjektů a kolísavou cenovou tvorbu v rámci nedokonale konkurenčních trhů. Phillipsovu křivku v pojetí nových keynesiánců v její zjednodušené formě vyjadřují Carlin a Soskic (2005) následující formou:

$$\pi_t = \frac{\alpha \cdot \delta}{1 - \delta} \cdot x_t + \theta \cdot E_t \pi_{t+1}$$

kde  $\pi_t$  je míra inflace v čase  $t$ ,  $\alpha$  citlivost míry inflace na produkční mezeru,  $x_t$  produkční mezeru,  $\theta$  diskontní faktor ( $\theta < 1$ ),  $E_t \pi_{t+1}$  očekávaná míra inflace v čase  $t$  pro období  $t+1$ . Hodnota  $\delta / (1 - \delta)$  kde  $\delta > 1$  představuje faktor cenových strnulostí. Jestliže by vyšší procento firem při převisu agregátní poptávky nad potenciálem mohlo měnit ceny, Phillipsova křivka by byla pružnější. Pokud by platilo  $\delta = 1$ , všechny tržní subjekty by měnily ceny v každém období, což se v grafickém vyjádření Phillipsovy křivky

projeví tím, že její průběh bude vertikální. Hodnoty  $\delta$  jsou přitom ekonomy určovány subjektivně.

Samotní autoři přitom nejvýznamnější přínos vymezení této formy vidí v tom, že „současná inflace závisí na jednoduše na přítomnosti, tj. na současné produkční mezeře, a na budoucnosti, tj. reprezentované výrazem  $E_t\pi_{t+1}$ . Není tu žádný význam inflace minulého období, přestože ceny jsou strnulé. Velkou výhodou je, že zahrnuje racionální očekávání všech tržních subjektů“ (Carlin, Soskice 2005, s. 19).

Posledním funkčním vztahem popisujícím teorii nového konsensu je modifikovaná křivka IS. Standardní pojetí křivky IS, hojně využívaného nástroje neokeynesiánských modelů, reprezentuje takové kombinace aktuální úrokové sazby a aktuálního produktu, kdy je trh statků a služeb v rovnováze. Inovovanou verzi křivky IS vymezují Carlin a Soskice (2005, s. 15) následovně:

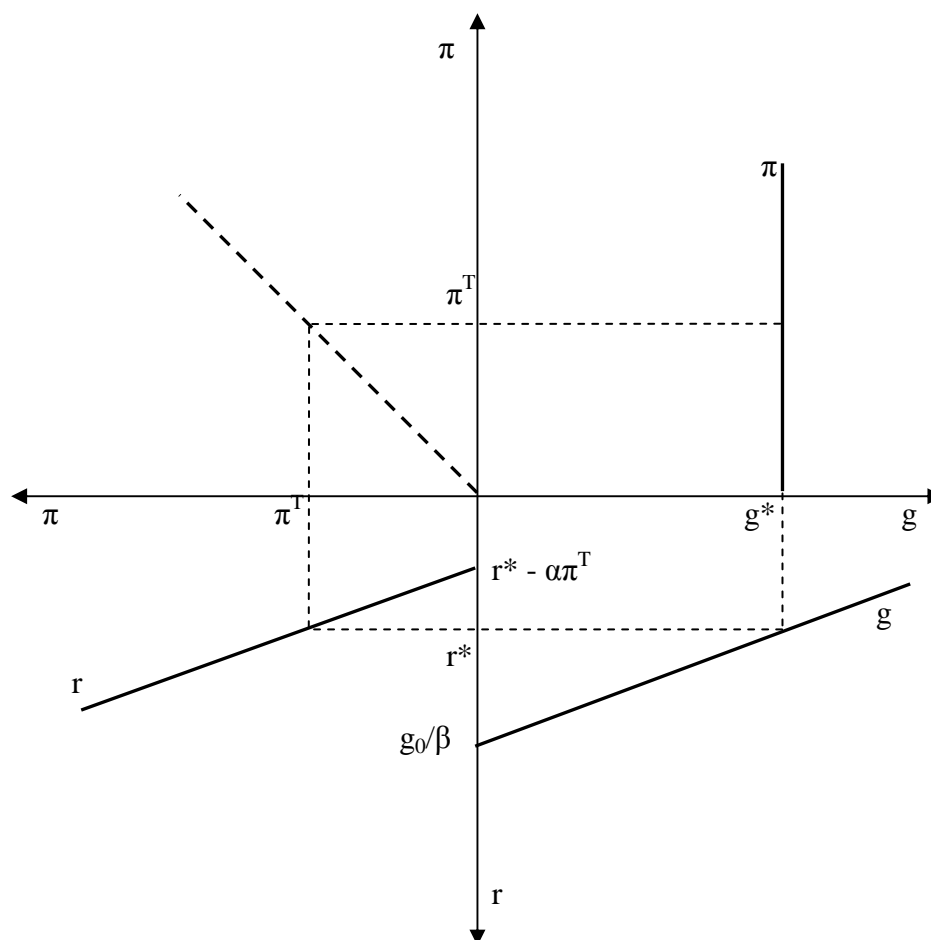
$$x_t = E_t x_{t+1} - a(r_{t-1} - r_{S,t})$$

přičemž  $x_t$  je mezeza produktu,  $E_t x_{t+1}$  očekávaná mezeza produktu v čase  $t$  pro období  $t+1$ ,  $r_{t-1}$  je reálná úroková sazba v čase  $t-1$  a  $r_{S,t}$  stabilizující úroková sazba. Stabilizující úroková sazba je přitom odvozena od vztahu  $y_{e,t} = E_{e,t} y_{e,t+1} + A_t - a r_{S,t}$ , kde  $y_{e,t}$  představuje rovnovážný produkt,  $E_{e,t} y_{e,t+1}$  očekávaný rovnovážný produkt a  $A_t$  autonomní složku domácí poptávky.

Takto formulovaná křivka IS předpokládá funkční závislost produkční mezery na očekávané produkční mezeře a na diferenci úrokové sazby minulého období se stabilizační úrokovou sazbou daného období. Do rovnice je tak zabudován předpoklad racionálního očekávání týkajícího se pohybu úrokových sazeb. Poptávkové šoky jsou v tomto modelu tlumeny, neboť ekonomické subjekty v souladu s hypotézou racionálních očekávání reflektují potenciální úpravy úrokových sazeb centrální bankou. Autoři rovnice Carlin a Soskice (2005) tuto tezi dále vysvětlují spotřebním chování za předpokladu abstrahování od investic. Pokud lze očekávat, že budoucí produkt se zvýší, rovněž se zvýší i budoucí spotřeba. Vyšší budoucí spotřeba (v souladu s teorií spotřeby životního cyklu) ovšem pozitivně ovlivňuje i současnou spotřebu a produkt. K transmisnímu

mechanismu úrokových sazeb dodávají: „Vyšší reálná úroková sazba sníží (současnou) spotřebu, protože domácnost nahradí současnou spotřebu spotřebou budoucí (předpokládá se, že substituční efekt převáží důchodový efekt vyplývající ze změn úrokové sazby)“ (Carlin a Soskice, 2005, s. 15).

**Graf č. 1 Model rovnováhy nového konsensu**



Pozn.:  $g$  odpovídá aktuálnímu růstu reálného produktu,  $g_n$  přirozenému růstu reálného produktu,  $g_0$  autonomní složce růstu reálného produktu,  $\pi$  míře inflace,  $\pi^T$  inflačnímu cíli,  $r$  reálné úrokové sazbě,  $r^*$  rovnovážné reálné úrokové sazbě.

Zdroj: Setterfield M. (2005b, s. 38)

M. Setterfield<sup>57</sup> (2005b) graficky vyjadřuje model nového konsensu ve zjednodušené formě prostřednictvím uvedeného grafu č. 1, kde souřadnice udávají růst reálného produktu, míru inflace a reálnou úrokovou sazbu, přičemž i zde platí, že ekonomický model je tvořen základními vztahy produktu a úrokové sazby, inflace a mezery produktu, a konečně měnovým pravidlem taylorovského typu.

Na daném grafu je uvedena situace, kdy se ekonomika nachází v rovnováze, tj. v situaci, kdy platí, že inflační cíl odpovídá skutečné inflaci, hospodářství pracuje na úrovni přirozeného produktu, které je dosaženo v podmínkách rovnovážné úrokové sazby. Rovnovážná úroková sazba je přitom odvozena právě od potenciálního produktu, exogenní složky skutečného produktu a citlivosti produktu na úrokovou sazbu. Rovnovážné úrovně produktu a úrokové sazby nemůže (v dlouhém období) regulovat měnová politika, ta může ovlivnit pouze rovnovážnou úroveň inflace (skrze inflační cíl). Z výše uvedeného poté Setterfield odvozuje, že „[...] rovnovážná konfigurace modelu nového konsensu odhaluje, že tento model je charakterizován nabídkově definovanou rovnovážnou úrovní růstu produktu a neutralitou peněz v dlouhém období“ (Setterfield 2005a, s. 32).

Významnou roli v novém konsensu hrají očekávání, která ovlivňují reálné veličiny. Očekávaná inflace tak zprostředkovaně reguluje zaměstnanost, neboť např. hodnoty očekávané inflace ve výši nad inflačním cílem se mnou projevit v růstu nezaměstnanosti nastalé skrze zvýšení úrokových sazeb centrální bankou. Očekávaná inflace se dle nových keynesiánců může projevit i ve změně chování tržních subjektů. Sojka tuto změnu blíže specifikuje uvedením příkladu: „Příkladem může být vývoj (kurzu) měny v reakci na zvyšující se míru inflace. V podmínkách plovoucího kurzu bude v této situaci měna depreciovat. Pokud však centrální banka formuluje svou měnovou politiku podle nějaké verze Taylorova pravidla a má explicitně stanovenou a zveřejňovanou cílovou míru inflace, budou ekonomické subjekty očekávat zvýšení krátkodobé úrokové sazby a národní měna může apretovat“ (Sojka 2010a, s. 436).

---

<sup>57</sup> Britský ekonom trvale působící na Trinity College v Hartfordu, stoupenec postkeynesiánské ekonomie, mezi jehož hlavní oblasti zájmu výzkumu patří hospodářské politiky a makrodynamika. Je autorem mnoha odborných článků (Is inflation targeting compatible with Post Keynesian economics? z roku 2006, Is There a Stabilizing Role for Fiscal Policy in the New Consensus? z roku 2007 a dalších), několika kapitol odborných knih a jedné monografie Rapid Growth and Relative Decline: Modelling Macroeconomic Dynamics with Hysteresis (1997).

Jak již bylo zmíněno, nový konsensus přejímá některé závěry monetaristů v oblasti důsledků realizace měnové politiky. Uznává neutralitu peněz v dlouhém období, respektuje účinnost měnové politiky v období krátkém. Rovněž přejímá Friedmanovu obecnou tezi o užitečnosti využívání pravidla měnové politiky, které by mělo v konečném důsledku stabilizovat ekonomiku. Friedman v interpretaci Sojky (2010a) považoval ekonomický systém za vnitřně stabilní, přičemž příčiny výkyvů ve výkonnosti ekonomik identifikoval jako exogenní faktory (např. nevhodné využití nástrojů hospodářské politiky), což byl hlavní důvod pro to, aby formuloval své měnové pravidlo spočívající v konstantním růstu peněžní zásoby.

Z tohoto důvodu se pro měnovou politiku nových keynesiánců vžilo právě označení nový konsensus, který zdánlivě propojuje společné rysy neoklasické syntézy, monetarismu a hypotézy o racionální povaze tvorby očekávání. Jde tedy prakticky o kompromis mezi striktně dodržovaným pravidlem měnové politiky a diskreční politikou typu „stop ang go“ doporučovanou keynesiánskými ekonomy.

Východiska teorie nového konsensu se ovšem od těch monetaristických významně odlišují. Předně již zmíněné měnové pravidlo je v případě nových keynesiánců formulováno jako jeden z faktorů, který by měl pomoci centrálním bankéřům v realizaci vhodné stabilizační měnové politiky. Ortodoxní monetaristé však vycházejí ze striktního dodržování měnového pravidla. Rozdíl je i v pojetí obsahové definice měnového pravidla, neboť zatímco monetaristé měnové pravidlo formulují jako předpis reflektující konstantní růst měnové zásoby v rámci režimu jejího cílování, ekonomové nového konsensu využívají funkci pro definování krátkodobé úrokové sazby. Úroková sazba se tak stává exogenní veličinou, přičemž peníze jsou implicitně považovány za endogenní proměnnou. U monetaristů (i představitelů neokeynesiánců) je tomu naopak. Nový konsensus navíc integruje do svých modelů prvky, jako jsou nominální strnulosti, racionální očekávání ekonomických subjektů a předpoklady nedokonalé konkurence, které přibližují makroekonomické modely realitě a které monetarismus nereflektuje. Rozdíl lze identifikovat i v pojetí závislosti produktu na úrokové sazbě, která je deskribována odlišným pojetím křivky IS.

### 3.2.3 Postkeynesiánská ekonomie

Postkeynesiánci<sup>58</sup> striktně odmítají jakékoliv pokusy o ideové syntézy s jakoukoliv modifikací či formou neoklasické ekonomie, neboť dle jejich mínění Keynesův odkaz není z důvodů výzkumu vycházejícího z odlišných východisek slučitelný s jinými teoriemi. Postkeynesiánská ekonomie, stejně jako teorie nového konsensu, je tvořena pracemi ekonomů se značně heterogenními názory. Odlišnosti v oblasti peněžní teorie lze identifikovat v různých názorech na charakter vzniku peněžní nabídky, měnově politický režim cílování inflace i interpretování odkazu J. M. Keynesese, jehož myšlenky postkeynesiánce inspirovaly. Postkeynesovská interpretace výkladu Keynesových teorií peněžního trhu přitom vychází především z obsahu jeho monografií *Pojednání o penězích* a *Obecná teorie zaměstnanosti, úroku a peněz*, které se zároveň staly jedním z teoretických zdrojů pro ekonomii nového konsensu.

I přes rozmanité názorové spektrum postkeynesiánských autorů lze identifikovat několik společných východisek, která postkeynesiánství umožňují vymezit jako významné ekonomické paradigma. Poměrně stručně, ovšem o to v širším slova smyslu s respektováním heterogenity tohoto ekonomického teoretického směru, vymezuje postkeynesiánství B. Ballard<sup>59</sup> (1995), který definuje jeho dvě základní obecná východiska:

- 1) Skutečný makroekonomický produkt je za jakýchkoliv podmínek determinován agregátní poptávkou, nikoliv mechanismem regulujícím výstup zpět ke svým aktuálním přirozeným úrovním.
- 2) Postkeynesiánci uznávají (částečnou či úplnou) endogenitu peněžní zásoby.

První podmínkou Ballard prakticky odmítá samoregulační tržní princip, na kterém

---

<sup>58</sup> Ze současných ekonomů lze za postkeynesiánce považovat např. Basila Moora, Paula Davidsona, M. Setterfielda, Davida Lavoie, Philipa Arestise, Thomase Palleye či Luise Philippa Rochona.

<sup>59</sup> Americký ekonom z Michigan State University. V současnosti je členem výzkumných organizací American Economic Association, the International Institute of Public Finance, the Midwest Political Science Association a the National Tax Association. Mezi jeho hlavní práce patří odborné statě *A General Equilibrium Model for Tax Policy Evaluation* (1985) a *The Relationship between Tax Rates and Government Revenue* (1985), které publikoval společně se svými bývalými kolegy D. Fullertonem, J. B. Shovenem a Johnem Whalley z National Bureau of Economic Research.

je teorie přirozených veličin založena. Tento předpoklad tak postkeynesiánské teoretiky vymezuje nejen proti neoklasické ekonomii, nýbrž i proti „volnějším“ interpretacím samotného obsahu Keynesova díla (tj. především neokeynesiánců a nových keynesiánců). Obdobné je to i s druhou podmínkou peněžní endogenity, kterou však respektují ve většině případů noví keynesiánci, a v některých případech také noví klasici.

Ekonomové Snowden a Vane (2005) uvádějí, že postkeynesiánská ekonomie vychází z tří hlavních tezí, kdy kromě tzv. konceptu historického pojetí času<sup>60</sup> uvádějí odmítnutí předpokladů o neutralitě peněz v krátkém i dlouhém období, resp. odmítnutí axiómu tzv. velké substituce.

Tezi postkeynesiánců o ne-neutralitě peněz interpretují nikoliv jako důsledek peněžní iluze, nýbrž ji považují za fakt, což dokládají Keynesovým citátem: „*Teorie, kterou postrádám, by se měla zabývat ekonomikou, ve které peníze hrají svojí vlastní roli, ovlivňují motivy a rozhodování, a jsou jedním z operativních faktorů v situaci, kdy běh událostí nemůže být předvídan v krátkém ani dlouhém období bez znalostí o chování peněz od jejich vzniku až po jejich zánik. A to je to, co jsme měli na mysli, když jsme hovořili o peněžní ekonomice*“ (Keynes 1973, s. 408, 409).

Axióm velké substituce v tomto kontextu zjednodušeně předpokládá, že vše je zaměnitelné za něco jiného. Toto tvrzení tvoří základní argument klasiků, kteří tím vysvětlují obecnou platnost Sayova zákona v podmínkách peněžní ekonomiky. Klasikové totiž tvrdí, že úspory jsou pouze jinou formou výdajů (výdajů investičního charakteru). P. Davidson<sup>61</sup> ovšem s odkazem na Keynesa tvrdí, že v podmínkách principiální nejistoty likvidní finanční aktiva (tj. i peníze) chrání ekonomické subjekty před obavami z potenciální insolvence. Likvidní finanční aktiva jsou ovšem nevyrobitelné skrze standardní produkční procesy jako klasické produkty a služby, což je důvodem proto, že substituce mezi vyrobitelnými a nevyrobitelnými aktivy je nulová či velmi nízká (Davidson, 1994).

---

<sup>60</sup> Dle Holmana et al. (2005) je postkeynesiánské pojetí času založeno v definování minulosti jako časově konzistentního období, které je ovšem jedinečné a nevratné, co vede k hypotéze, že budoucí vývoj nelze predikovat.

<sup>61</sup> Americký profesor ekonomie na Tennessee University v Knoxville, jako jeden z hlavních představitelů postkeynesiánské teorie rozpracoval její metodologii, a to s akcentováním vlastního konceptu endogenní teorie peněz a neergodicity budoucího vývoje. Mezi jeho hlavní práce lze zařadit knižní publikace *Post-Keynesian Macroeconomic Theory* (1994) a *Financial Markets, Money and the Real World* (2002).



S. W. Rousseas<sup>62</sup> ve své publikaci *Post Keynesian Monetary Economics* (1992) identifikuje sedm triviálních principů postkeynesiánské teorie:

- 1) Ekonomické subjekty se rozhodují v podmínkách nejistoty, která se nedá srovnat s odhadnutým rizikem.
- 2) Všechny ekonomické procesy respektují historické pojetí času.
- 3) Peněžní systém funguje na základě úvěrové kreace.
- 4) Postkeynesiánci uvažují cenovou tvorbu na základě přírážky.
- 5) Mzdy jsou exogenní proměnnou závisící na kolektivním vyjednávání.
- 6) Peněžní nabídka je endogenní.
- 7) Kapitalismus je vnitřně nestabilní systém.

Rousseasovy předpoklady lze volněji interpretovat následujícím způsobem: Reálné ekonomické rozhodování je zásadně odvislé od očekávání budoucího vývoje, které je spojeno s principiální nejistotou. Tato nejistota nelze žádným způsobem odhadnout na základě pravděpodobnosti, neboť každé rozhodnutí je učiněno v určitý okamžik, pro který platí již neopakovatelné charakteristiky. To souvisí s oním historickým pojetím času, kdy je přítomnost i minulost dána, přičemž budoucnost je ovlivněna současným i minulým ekonomickým rozhodováním, kdy ovšem neexistují žádné garance, že rozhodnutí v minulosti či přítomnosti bylo to správné. Proto budoucnost sama o sobě je spojena se „zabudovanou“ nejistotou pocházející z přítomnosti i minulosti. První a druhý princip přitom představuje teoretický základ pro poslední Rousseasův princip, kdy tržní hospodářský systém je vnitřně nestabilní. Nestabilita systému je totiž determinována chybnými rozhodnutími ekonomických subjektů, která jsou učiněna v důsledku nemožnosti predikce ekonomického vývoje. Vnitřní nestabilitu systému by přitom měla kompenzovat hospodářská politika.

Podmínky čtyři a pět se snaží věrněji kopírovat realitu, neboť respektují principy nedokonalé konkurence s danými tržními strnulostmi a skutečnými principy cenové

---

<sup>62</sup> Americký profesor ekonomie, působil na Vassar College, Columbia University, the University of Michigan, Yale University, Cornell University a New York University. Ve svých odborných publikacích i knihách *Capitalism and Catastrophe: A Critical Appraisal of the Limits of Capitalism* (1979) a *Post-Keynesian Monetary Economics* (1992) se významně vyhraňoval proti neoklasické ekonomii.

tvorby, jakož i nákladovou povahu inflace. Teorie úvěrové kreace je úzce spjata s endogenní povahou peněžní nabídky. M. Mach<sup>63</sup> k tomu uvádí: „*Postkeynesiánská teorie argumentuje, že peníze jsou zaváděny do ekonomiky prostřednictvím produktivní činnosti podnikatelů (ostatních subjektů), protože tyto produktivní činnosti generují důchod. V postkeynesiánském konceptu peněz tedy kauzalita vede od produkce (důchodu) k tvorbě peněz cestou úvěrové kreace (poskytování úvěrů)*“ (Mach 2002, s. 65).

Mach (2002) dále rozlišuje v rámci postkeynesiánské teorie endogenních peněz dvě odlišné koncepce, když vymezuje teorii absolutní endogenitu peněžní nabídky, resp. relativní endogenitu peněžní nabídky.

### **3.2.3.1 Teorie absolutní endogenity peněz**

Teoretické základy absolutní endogenity vycházejí z díla N. Kaldora<sup>64</sup>, který svou peněžní teorii založil na premise, že peněžní nabídka je determinována cenovou hladinou a reálným produktem, tj. nominálním produktem. Holman et al. (2005) tento výklad vysvětlují prostřednictvím kvantitativní teorie peněz: „*Kaldorova teorie endogenních peněz tedy obrací kauzalitu kvantitativní teorie (kterou zdůrazňovali monetaristé). Zatímco kvantitativní teorie pokládá změny v nabídce peněz za příčinu změn nominálního národního důchodu, podle Kaldora jsou naopak změny nominálního národního důchodu příčinou nabídky peněz*“ (Holman et al. 2005, s. 401, 402). Pro Kaldorovo pojetí je rovněž charakteristické exogenní určení úrokové míry centrální bankou, které reguluje agregátní výdaje. Agregátní poptávka poté stimuluje poptávku po penězích, která v konečném důsledku určuje množství peněz v oběhu.<sup>65</sup>

---

<sup>63</sup> Profesor v oboru obecné ekonomické teorie, v současné době působí na Katedře ekonomie a kvantitativních metod na Fakultě ekonomické Západočeské university.

<sup>64</sup> Britský ekonom maďarského původu, jeden z průkopníků postkeynesiánské makroekonomie, který působil na London School of Economics a University of Cambridge. Ekonomii obohatil o jeho teorie rozdělování a právě endogenní podstaty peněžní nabídky. Mezi jeho hlavní práce lze zařadit *Essays on Value and Distribution* (1960), *Further Essays on Applied Economics* (1978) a *The Scourge of Monetarism* (1982).

<sup>65</sup> Dle A. Leijonhufvuda, amerického ekonoma ruského původu, nositele Ceny Centrální Švédské banky v ekonomické vědě na památku Alfréda Nobela z roku 1973, bývá teorie absolutní endogenity peněz označována pojmem horizontalismus, neboť za daných předpokladů by v grafickém vyjádření modelu peněžního trhu průběh peněžní nabídky byl vodorovný.

Podle nejvýznamnějšího představitele soudobých horizontalistů, B. Moorea<sup>66</sup> (2006), obchodní banky fungují na trhu úvěrů jako příjemce množství a tvůrci cen. Obecně je možné popsat mechanismus tvorby peněžní nabídky následovně: obchodní banky posuzují žádosti o úvěr od jednotlivých subjektů individuálně na základě jimi vymezených kritérií. Banky tak po dohodě s klientem uzavřou smlouvu o úvěru a banka následně připíše klientovi objem půjčky ve formě přírůstku likvidity na bankovním účtu klienta. Peníze jsou tedy produktem úvěru, přičemž splácení půjčky množství peněz v oběhu snižuje, neboť dochází k úbytku peněžních prostředků z účtů dlužníků. Role centrální banky je přitom klíčová při stanovení úrokových sazeb poskytnutých úvěrů. Tržní úrokové sazby totiž vznikají přirážkou k základní úrokové sazbě centrální banky, přičemž je nelze vnímat jako bonus získaný za to, že se ekonomické subjekty vzdají likvidity.

Moore (2006) jde ve svých úvahách o peněžním trhu ještě dále. Peníze totiž považuje za konvenci (resp. formu dohody), přičemž neuznává jejich komoditní povahu, tj. skutečnost, že by měly být předmětem směny jako jakákoliv jiná komodita. Vymezení poptávky po penězích i peněžní zásoby shledává jako problém.

V případě určení poptávky po penězích namítá, že peníze nejsou poptávány, nýbrž pasivně akceptovány. Poptávka po vkladech je v jeho pojetí nezávislou funkcí, neboť lidé peníze ukládají na účty z toho důvodu, že drží likviditu v určitém množství, které zabezpečuje jejich ekonomické fungování. Vklady přitom představují bezpečný přístup k likviditě. Moore (2006) dále předpokládá, že firmy jsou ochotny prodat (při daných cenách) jakékoliv množství svých produktů či služeb. Při nárůstu odbytu navyšují množství peněz uložených na vkladových bankovních účtech, čímž dochází k tzv. konvenčnímu půjčování, kdy vkladatelé půjčují obchodním bankám svou likviditu. Tím však nepřichází o svůj přístup k peněžním prostředkům, tj. tato forma půjčky není spojena s odložením spotřeby.

V případě peněžní nabídky je dle Moora problematické chápat peněžní nabídku jako aktuální stav množství peněz v oběhu, přičemž Koderová et al. na tento problém nahlízejí Moorovou optikou následujícím způsobem: „[...] sama představa peněz jako

---

<sup>66</sup> Americký ekonom, v současné době působí na Stellenbosch University v Kapském Městě v Jihoafrické republice. Vytvořil vlastní koncepci postkeynesiánské teorie peněz na bázi jejich úvěrové kreaace. Mezi jeho hlavní díla patří knihy *Horizontalist and Verticalist. Macroeconomics of Credit Money* (1988) a *Shaking the Invisible Hand. Complexity, Endogenous Money and Exogenous Interest Rates* (2006).

*zásoby finančních aktiv bude brzy zastaralá. Pojem peněžní zásoba implikující existenci fyzického množství peněz v oběhu v ekonomice je podle něho (Moorea) rovněž zavádějící. Úvěrové peníze nemohou existovat jako daná zásoba, protože se jejich nabídka neustále v čase mění v závislosti na změnách poptávky po úvěrech a úrokových měr v rámci hospodářského cyklu“ (Koderová et al. 2008, s. 183).*

### **3.2.3.2 Teorie relativní endogenity peněz**

Teorie relativní endogenity vznikla dle Sojky (2010a) jako postkeynesiánská alternativa k horizontalismu, s cílem odstranit jeho nedostatečné mikroekonomické základy. Úvěrová kreace totiž v reálných podmínkách nastává v prostředí vzájemné interakce podniků, domácností, obchodních bank a centrální banky. Ústředním motivem tohoto konceptu je segmentace poptávajících po úvěru a oceňování rizika.

Zatímco Moore zastával názor o nevyužitých úvěrových kapacitách, které způsobují horizontální nabídku úvěrů obchodních bank, představitelé teorie relativní endogenity peněžní nabídky<sup>67</sup> ve svých publikacích akcentují individuální přístup bank ke každému potenciálnímu zájemci o půjčku. Ve výsledku to znamená, že peníze nevznikají pouze na základě aktuálního stavu poptávky po úvěrech (jako v případě horizontalistů), nýbrž i rozhodováním obchodních bank, které selektují klienty na úvěruschopné a ty ostatní, přičemž úvěruschopný segment trhu dále kategorizují a spojují jej s různými smluvními podmínkami ve smlouvách o úvěru. Tato tržní segmentace způsobuje to, že průběh nabídky úvěru je horizontální pouze do určité části, přičemž od určitého množství úvěrů roste úroková sazba.

Významný vliv na peněžní kreaci má dle S. C. Dowové<sup>68</sup> (1996) i (horizontalisty opomíjená) pozice ekonomiky v hospodářském cyklu. V období konjunktury jsou obchodní banky ochotny poskytovat úvěry na trhu při daných úrokových sazbách ve větším množství. Naopak v podmínkách hospodářské recese je přístup k úvěrům

---

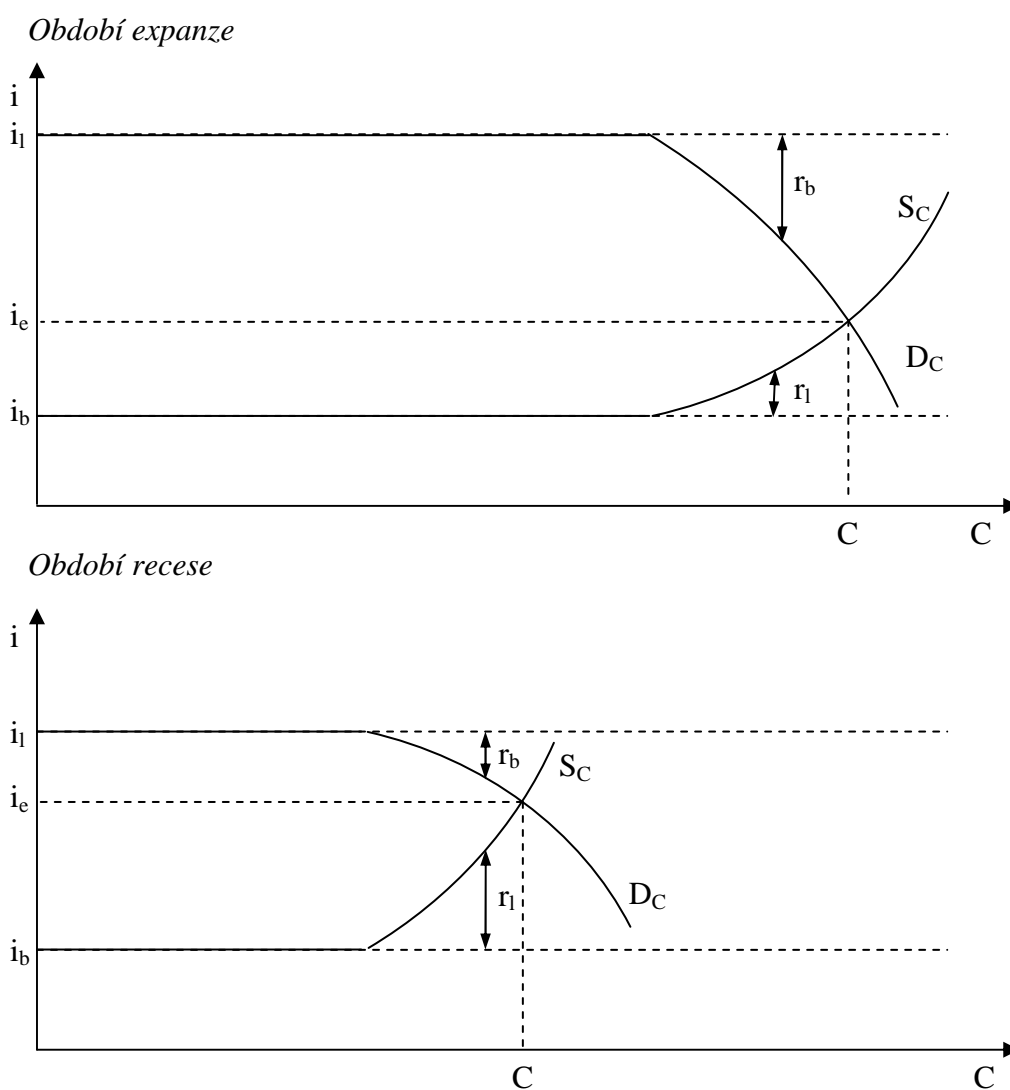
<sup>67</sup> Např. P. Davidson, S. C. Dow, T. Palley, P. Arestis, L. R. Wrey.

<sup>68</sup> Emeritní profesorka ekonomie působící na University of Stirling ve Velké Británii. Publikuje v oblastech metodologie, historie ekonomického myšlení, peněz a bankovníctví. Mezi její nejvýznamnější díla patří *Money Matters: A Keynesian Approach to Monetary Economics* (1982), kterou napsala společně s P. E. Earlem, *Horizontalism: a Critique* (1996) a *The Methodology of Macroeconomic Thought: A Conceptual Analysis of Schools of Thought in Economics*. (1996).

složitější. Tyto charakteristiky tak v konečném důsledku působí procyklicky, neboť v období ekonomického boomu na úvěr dosáhnou i rizikovější projekty, které poté stahují ekonomický výkon do recese.

Uvedené skutečnosti lze interpretovat prostřednictvím grafického vyjádření. Úroková sazba  $i_b$  představuje sazbu účtovanou centrální bankou za poskytnutí úvěru, jež je stanovena jako přírůžkou k úrokové sazbě centrální banky.

**Graf č. 2 Úvěrový trh v období hospodářské expanze a recese**



Zdroj: Dow (1996, s. 501).

Sazba  $i_1$  vyjadřuje očekávaný výnos z plánovaných investic. Nabídka úvěrů je determinována úrokovou sazbou obchodních bank navýšenou o rizikovou přírážku věřitele  $r_1$ , která se s rostoucím počtem poskytnutých úvěrů od určitého množství zvyšuje. Poptávka po úvěrech je odvozena od míry  $i_1$  a rizika dlužníka  $r_b$ . Rovnovážná úroková sazba  $i_e$  je následně určena průsečíkem nabídky úvěrů a poptávkou po úvěrech.

V období expanze je horizontální úsek nabídky i poptávky představující množství úvěrů, kdy jsou půjčky nabízeny a poptávány při naplnění podmínek dokonalé elasticity delší, v období recese je kratší. Rovněž očekávaný výnos z plánovaných investic je vyšší v období ekonomického boomu, nižší je naopak riziková přírážka. Slabinou tohoto modelu je však to, že nepředpokládá reakci centrální banky.

Klíčovým výstupem zastánců teorie relativní peněžní endogenity je omezená exogenita úrokové sazby. Ta totiž vzniká na základě permanentně se měnících vzájemných vztahů centrální banky, obchodní banky a žadatelů o úvěr, což umožňuje centrální bance regulovat peněžní nabídku pouze částečně. Sojka přitom v této souvislosti vymezuje obecné determinanty účinnosti měnové politiky. *„Nakolik je centrální banka schopna svou monetární politikou a tzv. administrativními nástroji ovlivnit likviditu v ekonomice, závisí zejména na citlivosti poptávky po úvěrech, na změnách úrokových měr a na stupni rozvoje bankovní soustavy, který rozhoduje o tom, zda mohou nástroje centrální banky omezit expanzi bankovních úvěrů, a na reakci bank a žadatelů o úvěr na změny v podmínkách poskytování úvěrů“* (Sojka 2011, s. 335).

### **3.2.3.3 Postkeynesiánská kritika nového konsensu**

Výše uvedené principy lze jednoznačně chápat jako kritiku „mainstreamové“ ekonomie nového konsensu, neboť odlišnosti jsou z uvedeného výčtu na první pohled patrné. Vůči novému konsensu se představitelé postkeynesiánské ekonomie vymezují většinou kriticky, byť cílování inflace založené na konceptu nového konsensu v makroekonomické teorii podmiňuje realizaci měnové politiky, jež vychází z exogenního vymezení úrokových sazeb, které definuje peníze jako endogenní veličinu.

Právě tyto dva základní předpoklady – exogenita úrokových sazeb a endogenita peněz – zdánlivě přibližují nový konsensus postkeynesiánské teorii, neboť většina

současných postkeynesiánců uznávají (v zejména odkazu na Kaldora) generování peněz uvnitř systému. Zatímco však endogenita peněz v pojetí nového konsensu je určena tím, že peníze nejsou v modelech explicitně uvažovány, postkeynesiánské modely pracují s vlastními vysvětleními skutečnosti, že peníze je nutné považovat za endogenní veličinu. Nový konsensus přitom nepřebírá postkeynesiánské argumenty, ovšem v souladu s tvrzením Hurníka (2004) pouze reaguje na potřeby vynucené realitou.

Obdobný pohled na danou problematiku má i Setterfield (2005b), který se vůči novému konsensu vymezuje prostřednictvím formulace triviálního postkeynesiánského modelu, který definuje následujícími třemi rovnicemi:

$$g = g_0 - \beta r$$

$$\pi = \varphi \pi_{-1} + \gamma g + Z$$

$$r = r_{-1} + \alpha(\pi - \pi^T)$$

kde  $g$  odpovídá růstu reálného produktu,  $g_0$  představuje autonomní složku reálného produktu,  $\varphi$  ( $0 < \varphi < 1$ ) koeficient popisující změny cen a  $Z$  vektor institucionálních proměnných, které ovlivňují agregátní mzdy.<sup>69</sup>

Setterfield (2005b) tvrdí, že první rovnice vyjadřující závislost reálného produktu na reálné úrokové sazbě i poslední rovnice vyjadřující měnové pravidlo je obsažena i v modelech nového konsensu. Ovšem měnové pravidlo je součástí postkeynesiánských modelů z toho důvodu, že centrální banka nemůže kontrolovat množství peněz v oběhu z principiálního hlediska, avšak nikoliv proto, že je to v praxi nemožné. Setterfield vyzdvihuje (v implicitním odkazu na H. Miskyho<sup>70</sup>) roli finančních inovací v soukromém sektoru, které s omezenou působností centrální banky determinují endogenní povahu peněžní nabídky. Centrální banka tak může realizovat měnovou politiku pouze prostřednictvím cen bankovních rezerv (úrokových sazeb), které autonomně stanovuje.

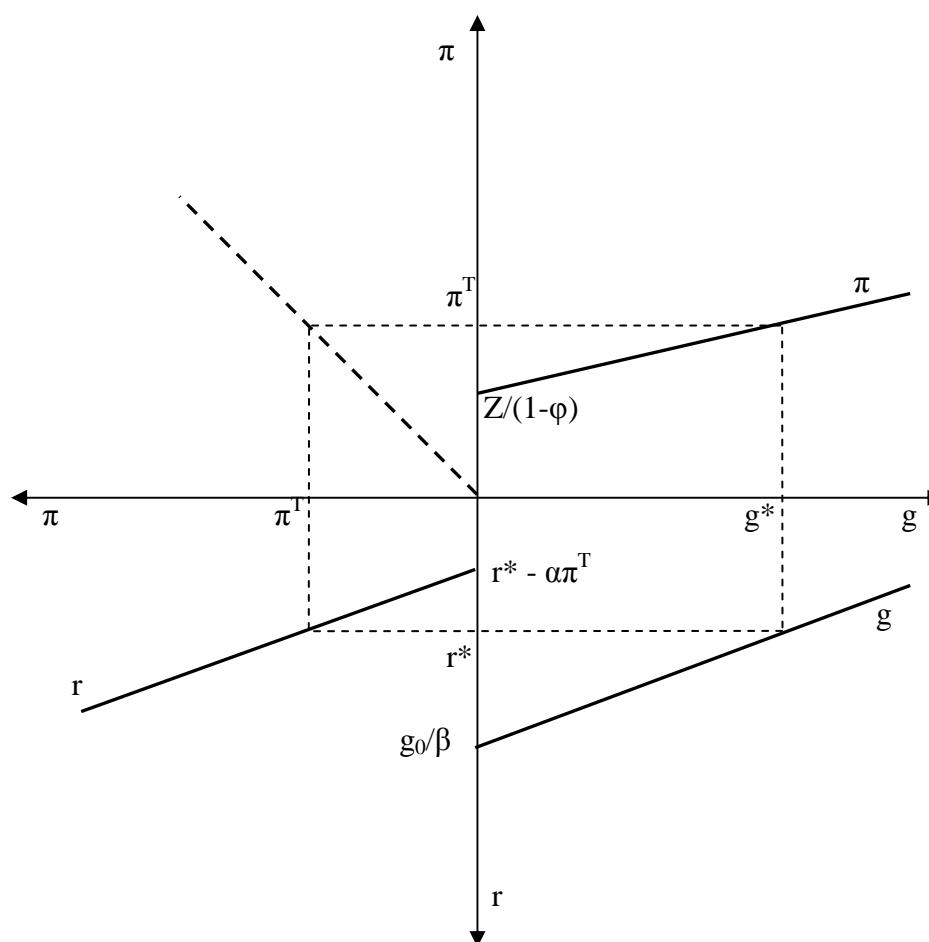
---

<sup>69</sup> Zbylé proměnné již byly definovány v předcházejícím textu v rámci subkapitoly věnující se teorii nového konsensu.

<sup>70</sup> Americký profesor ekonom, který převážnou část své akademické dráhy strávil Washington University v St. Louis. Proslavil se svou teorií nestability kapitalistického systému, kterou vyvozoval z financování investic v podmínkách nejistoty. Mezi jeho hlavní díla patří knihy John Maynard Keynes (1975), Can „It“ Happend Again? (1982) a Stabilising an Unstable Economy (1986).

Druhá rovnice určující úroveň inflace odlišuje postkeynesiánskou ekonomii od nového konsensu nikoliv v pouze teoretickém smyslu, a to zejména tím, že opouští koncept přirozených veličin, který se objevuje u monetaristů i nových keynesiánců. To lze interpretovat tím, že postkeynesiánci uznávají kladnou závislost produktu a inflace, tj. pružnou Phillipsovu křivku (i v dlouhém období). Zahnutí koeficientu  $\phi$  do rovnice zohledňuje nákladovou (mzdovou) povahu inflace s respektem k danému podílu tržních subjektů, které mění své ceny.

**Graf č. 3 Jednoduchý postkeynesiánský model ekonomiky**



Pozn.: Pozn.:  $g$  odpovídá aktuálnímu růstu reálného produktu,  $g_n$  přirozenému růstu reálného produktu,  $g_0$  autonomní složce růstu reálného produktu,  $\pi$  míře inflace,  $\pi^T$  inflačnímu cíli,  $r$  reálné úrokové sazbě,  $r^*$  rovnovážné reálné úrokové sazbě  $y_n$ .

Zdroj: Setterfield (2005b, s. 42).



Uvedený graf č. 3 znázorňuje rovnováhu ve výše vymezeném jednoduchém postkeynesiánském modelu, kdy lze identifikovat rovnovážné veličiny v podmínkách stabilní inflace (tj. při splnění podmínky  $\pi = \pi_{-1}$ ). Zde, na rozdíl od jednoduchého modelu nového konsensu je měnová politika účinná, a to z toho důvodu, že umožňuje stimulovat agregátní poptávku. Centrální banka v tomto pojetí nejenže determinuje – prostřednictvím naplnění vlastních inflačních cílů – inflaci, nýbrž i úroveň rovnovážného produktu. Rovnovážná úroková sazba je v tomto pojetí rovněž determinována inflačním cílem.

Rochon (2006) identifikuje neslučitelnost ekonomie nového konsensu s postkeynesiánskou teorií ve třech oblastech současného bankovníctví, kdy jako jeden z nejvýznamnějších postkeynesiánců současnosti jasně odmítá neutralitu peněz v dlouhém období, snižuje významnost poptávkové inflace a neztotožňuje se s aktuálním primárním cílem měnové politiky, tj. zabezpečovat cenovou stabilitu.

Modelový aparát zkonstruovaný za účelem definování teoretické opory cílování inflace M. Lavoie<sup>71</sup> (2004) popisuje ve zjednodušené formě (pro uzavřenou ekonomiku) třemi základními funkcemi: funkcí agregátní poptávky, modifikací krátkodobé Phillipsovy křivky (resp. krátkodobé agregátní nabídky) a měnovým pravidlem. Agregátní poptávka je přitom určena pomocí aktuální mezery výstupu, která je determinována minulou a očekávanou mezerou produktu a reálnou úrokovou mírou. Druhá funkční závislost reflektuje vymezení inflace prostřednictvím aktuální mezery produktu, současné inflace a budoucí inflace. Poslední funkční vztah určuje nominální úrokovou míru (jako primární exogenní veličinu) v závislosti na současné produkční mezeře, očekávané inflaci, diferenci mezi reálnou a cílovanou mírou inflace a reálné úrokové míře. Postkeynesiánci podrobují kritice zejména funkční vymezení krátkodobé agregátní nabídky, neboť nereflektuje vazbu poptávkové strany na potenciální produkt. Ten je v modelech „nového konsensu“ determinován pouze nabídkovou stranou. Postkeynesiánci naopak hovoří o vazbě současné agregátní poptávky na budoucí možnosti ekonomiky. Pokud přijmeme tuto tezi s předpokladem, že měnová politika v krátkém období dokáže ovlivnit reálné veličiny, pak musíme dospět k závěru, že

---

<sup>71</sup> Kanadský profesor ekonomie působící na University of Ottawa, představitel postkeynesiánské ekonomie. Mezi jeho hlavní práce patří knihy *Foundations of Post-Keynesian Economic Analysis* (1992), *Introduction to Post-Keynesian Economics* (2006) a *Monetary Economics: An Integrated Approach to Money, Income, Production and Wealth* (2007).

neutralita peněz neexistuje ani v dlouhém období. Změny úrokových sazeb totiž ovlivňují agregátní poptávku v krátkém období, která může (např. prostřednictvím dodatečné kapitálové tvorby) stimulovat potenciální produkt. Na druhé straně podle postkeynesiánců významnost této relace tlumí relativně nízká citlivost úrokových sazeb na výdaje.

Pro praxi měnové politiky je rovněž zásadním problémem neshoda postkeynesiánců s novými keynesiánci na jejím cíli. Noví keynesiánci měnovou politiku považují za jeden z nástrojů tvořících komplex hospodářské politiky, který by měl primárně zabezpečovat finanční (nikoliv cenovou) stabilitu. K zabezpečení cenové stability navrhují využívat jiné stabilizační nástroje, neboť její dosahování prostřednictvím měnové politiky považují za společensky neefektivní.

Neefektivnost boje centrální banky s inflací je rovněž spjata s problematickým příčinným vymezením inflace, neboť ekonomové nového konsensu ve svých modelech zpravidla uvažují pouze o regulaci poptávkové inflace. Postkeynesiánci naopak do svých úvah zahrnují i nabídkovou inflaci. Sojka na jejich obhajobu dodává: „*Vzhledem k tomu, že po druhé světové válce vyspělé kapitalistické ekonomiky čelí převážně nákladové inflaci, má tato politika velmi problematické dopady*“ (Sojka 2002, s. 16).

Neschopnost měnové politiky efektivně regulovat inflaci v kombinaci s předpokladem její nákladové podstaty vede k závěru, že efektivním nástrojem pro boj s výkyvy cenové politiky je fiskální, resp. důchodová politika.

Názory na v současnosti aplikovaný měnověpolitický režim cílování inflace, resp. na měnovou teorii nového konsensu jako institucionálního rámce měnové politiky se liší. Lavoie charakterizuje nový konsensus následovně: „*Paradoxně 'nový konsensus' je jednoduše varianta monetarismu, ovšem bez příčinné role peněz. 'Nový konsensus' je monetarismus bez peněz!*“ (Lavoie 2004, s. 23). Sojka k uvedenému poznamenává, že model cílování inflace má naopak blíže ke keynesiánství, ovšem je třeba jej „*interpretovat spíše jako kompromisní řešení obdobného druhu, jako byla velká neoklasická syntéza*“ (Sojka 2010, s. 11). Jakákoliv syntéza tohoto typu je ovšem pro postkeynesiánce neakceptovatelná. To ovšem neznamená, že by režim cílování inflace odmítali a priori. Podle Sojky (2010) s odkazem na publikace některých z postkeynesiánců jsou ochotni jej adaptovat do svých modelů, ovšem požadují jeho

významné změny (zejména návaznost stanovení inflačních cílů na stimulovalání zaměstnanosti). Např. T. I. Palley<sup>72</sup> (2006) v kontextu výše uvedeného doporučuje realizaci takové měnové politiky, která by byla orientována na minimalizaci produkční mezery za podmínek přijatelné míry inflace. Tato teze vychází z předpokladu, že mezera výstupu v konečném důsledku vede k horším konsekvencím než ekonomika charakteristická vyšší inflací. Cílem měnové politiky by tak mělo být dosahování určité míry inflace vztažené k minimální úrovni nezaměstnanosti.

Problém ovšem spočívá i v samotné realizaci měnové politiky, neboť postkeynesiánci respektovaný předpoklad endogenní povahy peněz neumožňuje efektivně využívat klasické měnověpolitické nástroje (tj. především regulaci úrokové sazby), nýbrž vymezuje měnovou politiku jako účelné využívání nástrojů za účelem vytvoření podmínek stability finančních trhů, která napomáhá vyhlazení hospodářského cyklu. Stabilita na finančních trzích je přitom dosahována především prostřednictvím administrativní regulace tržních subjektů.

---

<sup>72</sup> Bývalý hlavní ekonom Americko-čínské ekonomické a bezpečnostní revizní komise, v současné době pracuje na projektu Economics for Democratic & Open Societies. Je autorem mnoha publikací v odborných periodikách a dvou monografií, ve kterých se profiluje jako stoupenec postkeynesiánství. Mezi jeho hlavní díla je možné zařadit knihu Post Keynesian Economics: Debt, Distribution, and the Macro Economy (1996) a odborné články Bank Lending, Discount Windows Borrowing, and the Endogenous Money Supply: a Therotical Framework (1988) a A Post-Keynesian Framework for Monetary Policy: Why Interes Rate Operating Procedures are not Enough (2006).

## 4. Transmisní kanály měnové politiky

Východiska pro teoretickou deskripci fungování přenosu působení měnověpolitických nástrojů na konečné cíle měnové politiky jsou obsahem proslulého Mishkinova článku *The Channels of Monetary Transmission: Lessons for Monetary Policy* (1996). Mishkin v tomto příspěvku i ve svých nejnovějších publikacích (např. Mishkin, 2009) rozděluje kanály měnové politiky do tří skupin: tradiční kanály úrokových sazeb, kanály cen aktiv a úvěrové kanály.

Tato kategorizace je s minimálními inovacemi využívána i v současné makroekonomii (např. Šmídková 2002, Ireland 2005, Boivin et al. 2010).<sup>73</sup> V Mishkinově členění vycházejí všechny transmisní kanály z měnověpolitického režimu cílování peněžní zásoby, neboť na počátku transmise vždy první místo zaujímá změna měnového agregátu. V současné době v kontextu většinového přijímání teorie endogenity peněžní nabídky, resp. stále čtenějšího praktického (explicitního či implicitního) využívání režimu inflačního cílování je regulace peněžní zásoby v ekonomických modelech nahrazena ovlivňováním velikosti tržní krátkodobé nominální (obvykle mezibankovní) úrokové sazby.

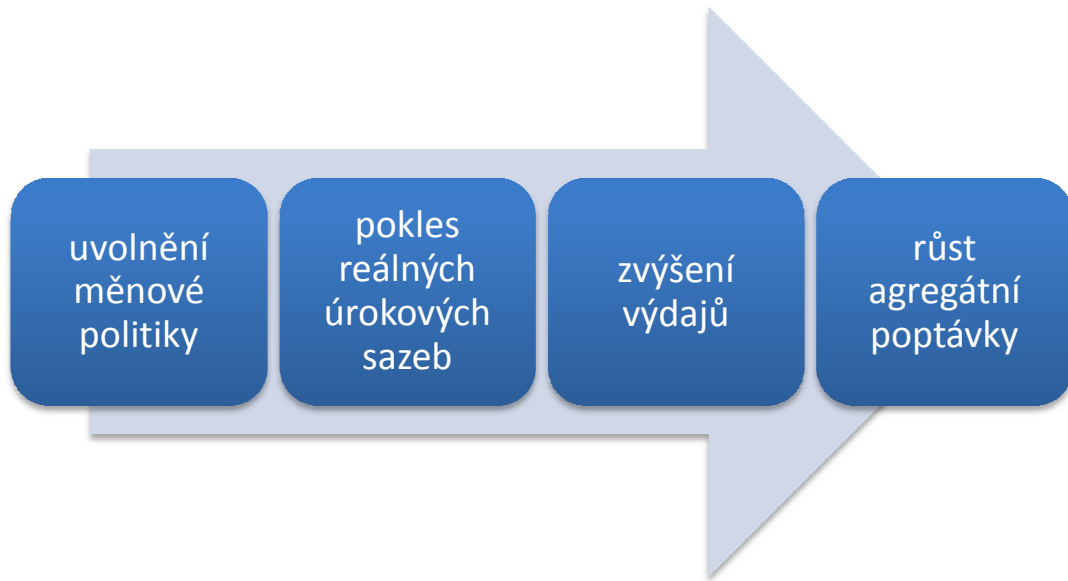
### 4.1 Tradiční transmisní kanál úrokových sazeb

První (tzv. tradiční) úrokový kanál v Mishkinově pojetí z roku 1996 reflektuje kauzální posloupnost mezi realizací měnověpolitického opatření, které následně ovlivňuje reálné úrokové sazby. Změněné sazby se poté promítají do investičního rozhodování, které v konečném důsledku ovlivní agregátní poptávku, tj. produkt, resp. cenovou hladinu.

---

<sup>73</sup> Uvedené kategorizace transmisních kanálů vybraných autorů jsou uvedeny v příloze disertační práce ve formě přehledných schémat.

#### Schéma č. 4 Tradiční transmisní kanál úrokových sazeb



Zdroj: Mishkin (1996, s. 2), vlastní tvorba.

Boivin et al. (2010) popisují tradiční kanál úrokových sazeb podrobněji prostřednictvím detailnějšího definování nákladů na kapitál. Náklady na kapitál přitom vymezují následující formulí:

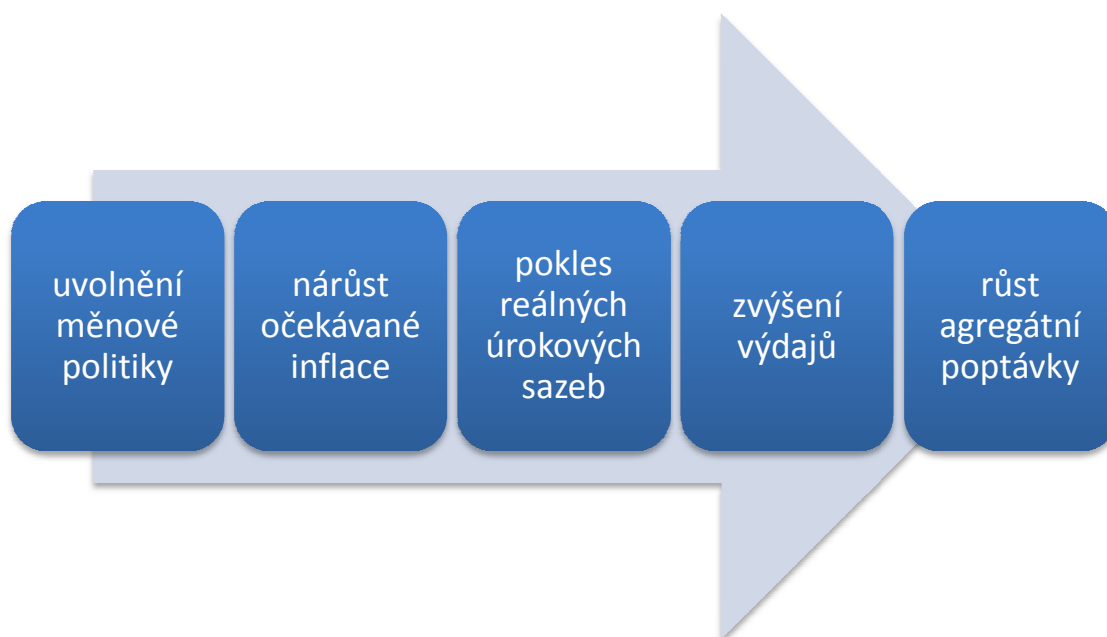
kde  $u_c$  jsou náklady na kapitál,  $p_c$  je relativní cena nového kapitálu,  $\tau$  mezní míra zdanění,  $i$  nominální úroková sazba,  $\pi^e$  očekávaná míra inflace a  $\pi_c^e$  očekávaná míra zhodnocení kapitálových aktiv.

Pokud jsou měnovou politikou navýšeny krátkodobé úrokové sazby, dlouhodobé úrokové sazby mají tendenci růst, neboť jsou vázány na budoucí hodnoty krátkodobých sazeb. Následně tržním subjektům vzrostou náklady na kapitál, čímž se redukuje poptávka po investičním majetku. Tento pokles poptávky se promítne do poklesu agregátní poptávky, jejíž je poptávka po statcích a službách investičního charakteru součástí.

Mishkin (1996) přitom akcentuje roli reálných dlouhodobých úrokových sazeb,

kteře ovlivňují reálnou ekonomiku (spotřebu a investice) ve větší míře než nominální úrokové sazby. Přenos změny měnověpolitického opatření ve prospěch změny reálných dlouhodobých tržních úrokových sazeb vysvětluje prostřednictvím teze o cenových strnulostech, a to i s respektováním předpokladu racionální povahy očekávání. Snížení (krátkodobých) úrokových sazeb centrální banky při fixních cenách vyvolá změnu reálných tržních (krátkodobých) úrokových sazeb. Dlouhodobé reálné sazby jsou pak v dané transmisi odvozeny od průměru očekávaných budoucích krátkodobých reálných sazeb na peněžním trhu. Ve třetí fázi dochází k přenosu změny reálných úrokových sazeb do reálné ekonomiky, kdy změnu investic je možné substituovat změnou spotřebitelských výdajů.

#### Schéma č. 5 Úrokový transmissní kanál s využitím teorie inflačního očekávání



Zdroj: Mishkin (2007, s. 617), vlastní tvorba.

Mishkin rovněž v daném příspěvku rovněž teoreticky zpochybňuje Keynesovu teorii pasti na likviditu, kdy při nízkých úrokových sazbách jsou reálné úrokové sazby regulovány skrze inflační očekávání. Uvolněná měnová politika totiž zvyšuje očekávanou inflaci, což ovlivňuje reálné úrokové sazby stanovené ex ante. Pokles reálných úrokových sazeb se následně promítá do změny reálných výdajů, které jsou součástí agregátní

poptávky.

Podle Holmana (2005) významnost reálných úrokových sazeb sehrála klíčovou roli i při tradičním sporu Friedmana a Keynesa, kteří diskutovali o příčinách Velké deprese. Zatímco Friedman vysvětloval Velkou hospodářskou krizi neadekvátní restriktivní měnovou politikou Federálního rezervního systému, Keynes viděl příčiny krize v neúčinnosti měnové politiky.

Šmídková (2002) problematiku vztahu reálných a nominálních úrokových sazeb řeší rozlišením mezi kanály reálných úrokových sazeb a nominálních reálných úrokových sazeb. Zatímco funkčnost kanálu reálných sazeb definuje obdobně jako Mishkin, u nominálních úrokových sazeb vymezuje dva efekty determinující účinnost tohoto kanálu: efekt hotovostních toků, resp. příjmový efekt. Efekt hotovostních toků v případě nárůstu nominálních úrokových sazeb redukuje (v důsledku zvýšení odvodů hotovosti ve prospěch navýšené dluhové služby) likviditu, přičemž omezené množství likvidity se projeví v poklesu ochoty investovat či navyšovat produkci. To však platí pouze pro ekonomické subjekty s čistým dluhem. Naopak subjekty, které jsou vlastníky čistých finančních aktiv (tj. věřitelé), v případě navýšení nominálních úrokových sazeb realizují navýšení nominálních příjmů. Dopady na agregátní ukazatele tak nejsou jednoznačné, neboť oba efekty působí proti sobě, přičemž závisí na struktuře ekonomiky, zda se změna nominálních úrokových sazeb projeví zvýšením, resp. snížením celkového produktu.

Komplementární teorii vysvětlující proces tradičního kanálu úrokových sazeb uvádějí Boivin et al. (2010), kteří odkazují na hypotézu o mezičasové substituci, kdy změny v úrokové sazbě ovlivňují sklon k současné spotřebě. Podle tohoto předpokladu při nízkých úrokových sazbách lidé upřednostňují současnou spotřebu před budoucí spotřebou, při vyšších sazbách je atraktivnější budoucí spotřeba.

## 4.2 Transmisní kanály cen aktiv

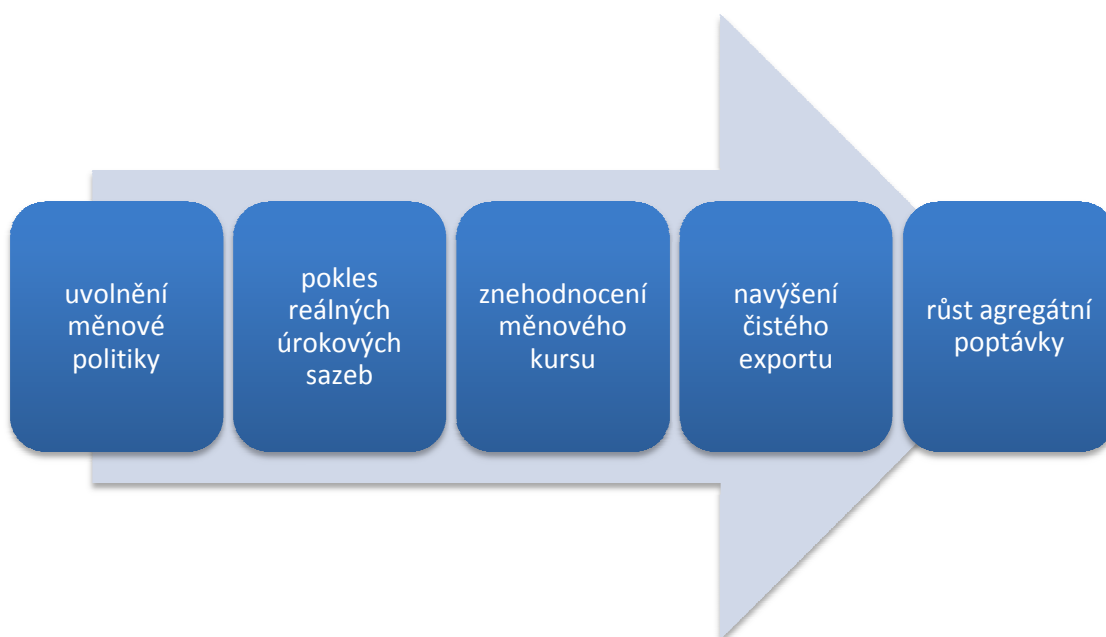
V rámci této skupiny transmisních kanálů měnové politiky Mishkin (2007) vymezuje kurzový kanál, kanál založený na teorii Tobinova  $q$  a kanál bohatství, přičemž posledním projevem měnověpolitického opatření jsou jednotlivé složky agregátní

poptávky: čistý export, investiční výdaje, resp. spotřeba domácností.

#### 4.2.1 Kursový transmisní kanál

Triviální princip transmise měnové politiky prostřednictvím měnového kurzu je vymezen jako časová posloupnost několika fází, kdy na počátku transmise stojí přenos dopadů realizace měnověpolitického opatření na velikost reálné úrokové míry, která již byla vysvětlena v předcházejícím textu. Změna velikosti reálné úrokové sazby poté determinuje (v režimu volně plovoucího kurzu) velikost měnového kurzu. Tomu se děje tak proto, že např. při uvažování o situaci, kdy klesá reálná úroková sazba, klesá rovněž zájem o aktiva denominovaná v dané domácí měně, protože návratnost aktiv v domácí měně je v porovnání s hodnotou aktiv vyjádřených v zahraničních měnách nižší. To se projeví depreciačí domácí měny vůči měně zahraniční. Depreciace poté pozitivně stimuluje velikost čistého exportu, neboť produkty a služby vyrobené v dané ekonomice se stávají relativně levnějšími, a proto atraktivnějšími na zahraničních trzích. Vzhledem k tomu, že čistý export je součástí agregátní poptávky, dochází k ovlivnění velikosti celkového produktu, potažmo cenové hladiny.

Schéma č. 6 Kursový transmisní kanál



Zdroj: Mishkin (2007, s. 618), vlastní tvorba.



Šmídková (2002) k působení kursové transmise eviduje tři důležité formy projevů. V prvním případě znehodnocení měnového kursu nejprve reguluje dovozní ceny, což s jistým zpožděním promítá do cen spotřebních.<sup>74</sup> Druhý projev je vázán na vazbu konkurenceschopnosti dané ekonomiky s kurzovými změnami, která byla představena v předcházejícím odstavci. Posledním projevem souvisí se strukturou držení aktiv denominovaných v domácí, resp. v zahraniční měně. Jestliže domácí měna znehodnotí, vlastníci čistých zahraničních pasiv ztrácejí, naopak držitelům čistých domácích pasiv oslabením měny se jejich finanční bilance vylepšuje. Tento efekt změny finanční bilance ekonomických subjektů tak za jistých okolností (jestliže je země zadlužena v zahraniční měně) může kompenzovat nárůst agregátní poptávky nastalý v důsledku znehodnocení měny, neboť znehodnocení měny může snížit čisté jmění dané ekonomiky, což agregátní poptávku omezuje.

Boivin et al. (2009) k praktickému významu kursového transmisního kanálu uvádí, že jeho významnost je odvislá od velikosti citlivosti měnového kursu na reálnou úrokovou sazbu. Větší významnost daného kanálu je rovněž charakteristická pro malé otevřené ekonomiky, což implikuje jeho využití pro podmínky české ekonomiky.

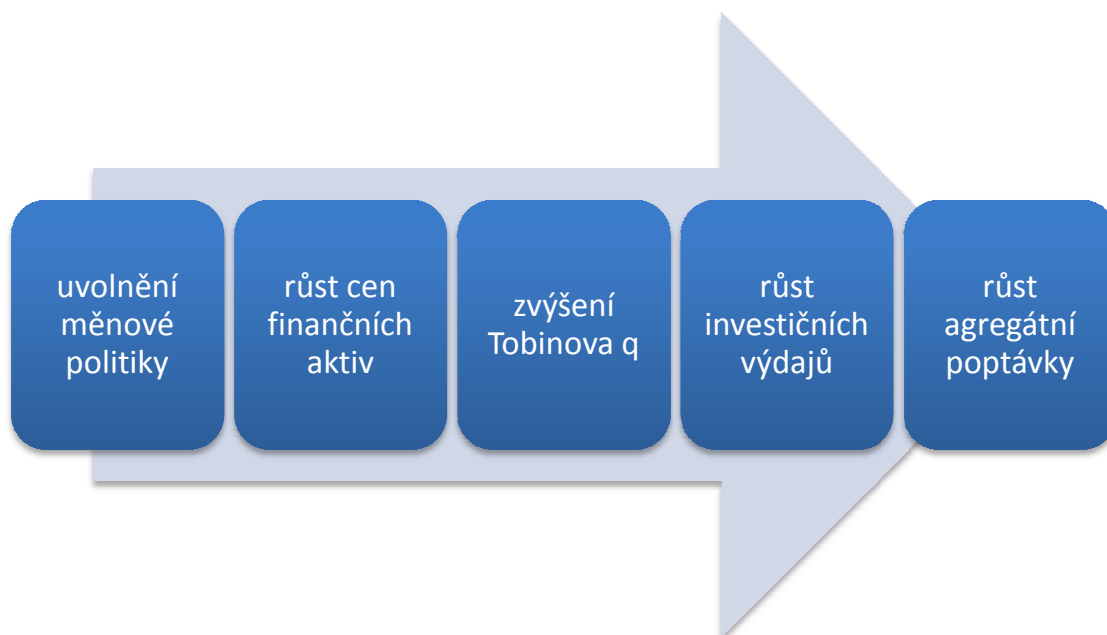
#### **4.2.2 Teorie Tobinova $q$**

Teorie Tobinova  $q$  je založena na definování hodnoty  $q$ , která odpovídá poměru tržní hodnoty firmy a nákladů na kapitál, které by musely být vynaloženy na to, aby byla od základů vytvořena firma s totožnými ekonomickými charakteristikami (Tobin, 1969). Platí přitom, že čím je hodnota  $q$  vyšší, tím vyšší je relativní cena firem oproti dodatečnému kapitálu, který je naopak relativně levnější. Za podmínek levnějšího kapitálu tak firmy mohou navyšovat kapitálové investice. Naopak nižší Tobinovo  $q$  lze interpretovat tak, že nový kapitál je vůči tržní hodnotě firmy relativně dražší. V tomto případě firmy raději budou pořizovat podnikové akvizice, než aby nově investovaly. Obdobnou interpretací je možné Tobinovu teorii  $q$  aplikovat i na investiční rozhodování domácností.

---

<sup>74</sup> V této souvislosti je nutné rozlišovat mezi obchodovatelným, resp. neobchodovatelným zbožím, neboť cenové změny se projeví nejdříve u obchodovatelných statků.

### Schéma č. 7 Transmisní kanál založený na teorii Tobinova $q$



Zdroj: Mishkin (2007, s. 618), vlastní tvorba.

Samotný transmisní mechanismus založený na teorii Tobinova  $q$  respektuje souvislost mezi realizací měnové politiky a cen finančních aktiv, zejména akcií. Uvolněná měnová politika se promítá do vyšších cen akcií, neboť měnová expanze představuje více peněz v ekonomice, což se obecně projevuje vyššími výdaji, přičemž jednou z významných složek výdajů jsou nákupy akcií (Mishkin, 2007). Vyšší ceny akcií poté predeterminují situaci, kdy nákup stávajících firem oproti nově pořízenému kapitálu je relativně dražší, což se projeví růstu nových investic na úkor pořízení firemních akvizic.

V prostředí ČR se však lze důvodně domnívat, že tento transmisní kanál bude spojen s nižší významností, neboť kapitálový trh v tuzemsku není plně rozvinut jako v nejvyspělejších ekonomikách světa, kde naopak tento kanál hraje v měnové transmisi důležitou roli.

### 4.2.3 Transmisní kanál efektu bohatství

Transmisní kanál efektu bohatství je založen na Modiglianiho (1963) teorii životního cyklu spotřeby, kdy spotřeba domácností se v průběhu života významně nemění. Konstantní úroveň spotřeby je charakteristická tím, že v mládí se lidé zadlužují ve vidině relativně vyšších příjmů v budoucnosti, ve středním věku je spotřeba menší než důchod, neboť lidé splácejí své dluhy, resp. šetří na staří, a konečně ve stáří lidé čerpají naspořené prostředky.

Schéma č. 8 Transmisní kanál efektu bohatství



Zdroj: Mishkin (2007, s. 618), vlastní tvorba.

Zachování obdobné úrovně spotřeby po celý život není tedy závislé pouze na aktuálním příjmu, nýbrž především na bohatství, které se v průběhu životního cyklu mění. Důležitou složkou determinující spotřebu je přitom finanční bohatství, přičemž nejběžnějším finančním aktivem v portfoliu domácností jsou akcie (Mishkin, 2007). Transmisní kanál poté funguje následovně: uvolněná měnová politika zvyšuje ceny finančních aktiv v držbě domácností, čímž roste jejich finanční bohatství. Bohatší domácnosti poté utrácejí ve větších objemech, tj. roste spotřeba domácností. Opět je však nutné v této souvislosti uvést skutečnost, kdy kapitalizace české ekonomiky je

v porovnání nejrozvinutějšími ekonomikami minimální, což umožňuje formulovat předpoklad o relativní nevýznamnosti tohoto transmisního kanálu.

Pro české prostředí by se tak významnějším transmisním kanálem mohl stát modifikovaný kanál efektu bohatství (Mishkin, 1996), kdy změnou cenu finančních aktiv v důsledku realizace měnové politiky nahrazují ceny nemovitostí, neboť nemovitosti ve vlastnictví domácností jsou rovněž podstatnou složkou jejich bohatství. Další fáze transmise poté zůstávají shodné s teorií transmisního kanálu efektu bohatství.

### 4.3 Úvěrové transmisní kanály

Úvěrové transmisní kanály vycházejí z aplikace teorií problémů asymetrických informací, resp. morálního hazardu, na úvěrový trh. Zpřísnění měnové politiky tak v souladu s danými teoriemi zvyšuje problém negativního výběru (spojeného s problémem asymetrických informací) a morálního hazardu, neboť v této situaci roste podíl podniků, které nejsou schopni splácet své úvěry. Tradiční kanály zaměřené na poptávku po úvěrech tak doplňuje pohled z nabídkové strany, kdy zvýšení sazeb nejenže snižuje poptávku po úvěrech, ale i redukuje jejich nabídku (Šmídková, 2002).

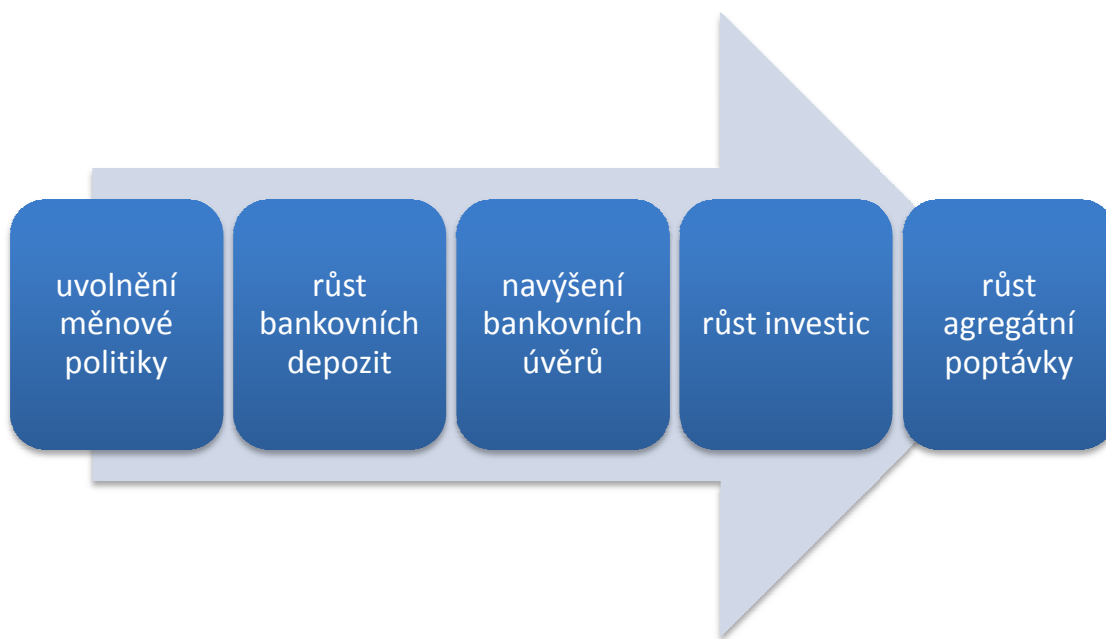
Mishkin (2007) důležitost úvěrových kanálů měnověpolitické transmise vysvětluje třemi důvody. Prvním z nich je skutečnost, že ekonomický výzkum potvrzuje předpoklad, že nedokonalosti trhu vycházející z teorie asymetrie informací mají vliv na rozhodování a chování podniků. Druhým důvodem je fakt, že menší firmy jsou měnovou restrikcí postiženy více než firmy velké, jejichž možnosti financování investičních aktivit jsou pestřejší, tj. nejsou tolik závislé na úvěrování. Posledním argumentem ve prospěch významnosti úvěrových transmisních kanálů je možnost četného využití teorie vycházející z asymetrických informací, která umožňuje teoretická zdůvodnění mnoha ekonomických jevů typických pro praxi, jako je např. provázanost finančního sektoru s reálnou ekonomikou.

Mishkin (2007) v rámci své kategorizace rozlišuje mezi čtyřmi úvěrovými transmisními kanály měnové politiky: kanál bankovních úvěrů, kanál efektu rozvahových změn, cash-flow kanál a kanál neočekávaného růstu cenové hladiny.

### 4.3.1 Transmisní kanál bankovních úvěrů

Ireland (2005) vymezuje transmisní kanál bankovních úvěrů jako kauzální vztah mezi realizací měnověpolitických opatření, bankovních rezerv a vkladů, bankovních úvěrů a investičních výdajů. Operace na volném trhu ve prospěch uvolnění měnové politiky zvyšují bankovní rezervy a vklady, což determinuje fakt, že obchodní banky disponují větším objemem zdrojů, které mohou použít k úvěrování. Vzhledem k tomu, že úvěry jsou jedním ze zdrojů pokrytí nákladů na investice, větší dostupnost úvěrů se promítne do větších objemů investic, které jsou jednou ze složek agregátní poptávky, jež v tomto případě vzroste.

**Schéma č. 9 Transmisní kanál bankovních půjček**



Zdroj: Mishkin (2007, s. 621), vlastní tvorba.

Mishkin (2007) k definici tohoto kanálu uvádí, že daleko významněji se tato transmise projevuje u menších firem, neboť pro menší firmy jsou bankovní půjčky jediným způsobem, jak financovat investiční záměry. V USA dle Mishkina významnost tohoto kanálu s časem klesá, což vysvětluje existencí faktorů ovlivňujících nabídku úvěrů ve větší míře než standardní opatření měnové politiky (např. administrativní restrikce),

potažmo všeobecným poklesem aktivit bankovní sféry v tradiční oblasti poskytování úvěrů. Boivin et al. (2010) k uvedenému kanálu uvádějí, že jeho významnost v makroekonomické sféře není v současnosti vysoká, přičemž jistý význam lze identifikovat pro určité podniky či banky. V podmínkách ČR je však druhý faktor snižující účinnost úvěrového kanálu, vzhledem k vývoji úvěrového agregátu v posledních letech, minimálně sporný.

### 4.3.2 Transmisní kanál rozvahy

Mishkin (2007) definoval transmisní kanál rozvahy s ohledem na východisko, kdy při zvýšení úrokových sazeb náklady na úvěr s plovoucími sazbami rostou, což se projevuje tím, že dlužníci mají méně prostředků na zajištění svých dluhů, které mají u svých věřitelů (obchodních bank). V tomto případě roste riziko projevů nepříznivého výběru, kdy pokles čistého jmění podniků determinuje pokles skutečně poskytnutých úvěrů. Pokles čistého jmění navíc zvyšuje riziko morálního hazardu, kdy s rostoucí zadlužeností management podniků má omezené pravomoci ve prospěch svých věřitelů.

Schéma č. 10 Transmisní kanál spojený s efekty změn rozvahy



Zdroj: Mishkin (2007, s. 622), vlastní tvorba.

Uvedený transmisní kanál je předmětem předcházejícího schématu, kdy je proces transmise reflektuje uvolnění měnové politiky. Měnová expanze způsobuje růst cen akcií, což se projeví růstem čistého jmění podniků. Vyšší čisté jmění snižuje negativní efekty spojené s asymetrickými informacemi a morálním hazardem. To implikuje vyšší úvěrovou nabídku obchodních bank, přičemž větší objemy poskytnutých úvěrů se promítají do vyšších investic.

### 4.3.3 Transmisní kanál cash-flow

Transmisní kanál cash-flow se od předcházející transmise liší ve svém počátku, kdy snížení nominální úrokové sazby zlepšuje cash-flow, což znamená, že firma je likvidnější, což zmenšuje riziko nepříznivého výběru a morálního hazardu.

Schéma č. 11 Transmisní kanál peněžních toků



Zdroj: Mishkin (2007, s. 623), vlastní tvorba.

Tato fáze přenosu je vyjádřitelná skrze vyhodnocovací proces zájemců o úvěr, kdy problémy s přidělováním úvěru mají vysoce rizikové investiční projekty charakteristické vyšší úrokovou sazbou. U vysoce rizikových investic je poté

pravděpodobnost jejich nenávratnosti vyšší, což způsobuje za jistých okolností insolvenční dlužníků. Banky jsou proto s poskytováním úvěru při vysokých úrokových sazbách opatrnější. Následující průběh transmise poté zůstává obdobný jako v případě transmise prostřednictvím rozvahových změn.

V této souvislosti Mishkin (2007) upozorňuje na zdánlivou podobnost s tradičním kanálem úrokových sazeb, na jehož počátku je rovněž změna nominální úrokové sazby. V tomto ohledu jsou však v rámci teoretických předpokladů kanálu cash-flow v centru pozornosti krátkodobé nominální sazby oproti reálným dlouhodobým sazbám, neboť právě krátkodobé sazby mají největší vliv na peněžní toky.

#### 4.3.4 Transmisní kanál neočekávané změny cenové hladiny

Posledním úvěrovým transmisním kanálem vychází z důsledků neočekávaného změny cenové hladiny, která je determinována neočekávanou realizací měnověpolitického opatření.

**Schéma č. 12 Transmisní kanál neočekávaného růstu cenové hladiny**



Zdroj: Mishkin (2007, s. 623), vlastní tvorba.



Vyšší neočekávaná cenová hladina<sup>75</sup> zvýhodňuje dlužníky, kteří reálně splácejí menší hodnotu dluhu. Za předpokladu, že cenová hladina nesnižuje hodnotu aktiv podniků, tak neočekávaný růst cen zvyšuje reálné čisté jmění firmy, což vyústí v pokles rizika nepříznivého výběru a morálního hazardu (Mishkin 2007).

---

<sup>75</sup> Očekávaný růst cenové hladiny je v podmínkách smluv o poskytnutí úvěru obvykle implicitně zahrnut.

## 5. Analýza kauzality vztahů v transmisních kanálech měnové politiky

Opatření měnové politiky působí na ekonomické prostředí různými kanály, které byly předmětem předcházející kapitoly. Teoreticky vymezené transmise však nemusejí odpovídat reálným podmínkám v daných ekonomikách, přičemž v případě této disertační práce je daná problematika řešena v rámci podmínek české ekonomiky. Platnost teoreticky definovaných kanálů je ověřena prostřednictvím Grangerova pojetí kauzality, jejíž principy byly představeny ve druhé kapitole. Jednotlivé „uzly“ transmise jsou reprezentovány makroekonomickými proměnnými, resp. jejich kvartálními časovými řadami v období od prvního čtvrtletí 2001 do posledního kvartálu 2011 (celkem 44 pozorování).

Přehled hospodářských ukazatelů České republiky, jež byly použity pro účely určení významnosti kauzálních vazeb, je uveden v následující tabulce se zkratkami, které budou v dalším textu využívány:

**Tabulka č. 1 Deklarace veličin použitých v analýze kauzality**

Použitá zkratka	Makroekonomická veličina	Jednotky	Zdroj
<i>C_HOUS</i>	Spotřeba domácností	Mld. CZK	ČSÚ
<i>CENY</i>	Index cen zpracovatelského průmyslu	Procenta	ČSÚ
<i>CREDITS</i>	Úvěrový agregát zpracovatelského průmyslu	Mld. CZK	ČNB
<i>DEPOSITS</i>	Vkladový agregát	Mld. Kč	ČNB
<i>EXP_INF</i>	Očekávaná inflace	Procenta	ČNB
<i>EXPORT</i>	Vývoz	Mld. CZK	ČSÚ
<i>IMPORT</i>	Dovoz	Mld. CZK	ČSÚ
<i>LR_RIR</i>	Dlouhodobé tržní reálné úrokové sazby	Procenta	Patria, ČNB
<i>MB</i>	Měnová báze	Mld. CZK	ČNB
<i>MS</i>	Měnový agregát M2	Mld. CZK	ČNB
<i>N_ER</i>	Nominální měnový kurs	CZK/EUR	ČNB
<i>PRIBOR</i>	Nominální tříměsíční úroková sazba PRIBOR	Procenta	ČNB
<i>PRODUCT</i>	Index produkce zpracovatelského průmyslu	Procenta	ČSÚ
<i>PX</i>	Burzovní index PX	Body	ČNB
<i>R_PRIBOR</i>	Reálná jednorozhodná úroková sazba PRIBOR	Procenta	ČNB
<i>THK</i>	Tvorba hrubého kapitálu	Mld. Kč	ČSÚ

Zdroj: vlastní tvorba.

Pro potřeby zkoumání kauzálních vztahů založených na Grangerově metodice je nutné časové řady upravit do takové formy, aby bylo předejito problémům spojeným se zkrácením výstupů statistických a ekonometrických analýz. První úpravou dat získaných z databází centrálních institucí tohoto typu je testování významnosti sezónních složek časových řad, resp. její odstranění v případě, že je identifikována jako významná. Pro testování přítomnosti sezónní složky byl použit F-test, jehož výsledky jsou uvedeny v příloze č. 1.

Na tomto místě bude uveden pouze přehled o přítomnosti (na hladině významnosti 0,1) statisticky významné sezónnosti u jednotlivých časových řad.

**Tabulka č. 2: Přehled výsledků testování sezónnosti**

časová řada	statisticky významná sezónnost	časová řada	statisticky významná sezónnost
C_HOUSE	ano	N_ER	ne
CENY	ano	PRIBOR	ano
CREDITS	ne	R_PRIBOR	ne
DEPOSITS	ano	THK	ano
EXP_INF	ano	PX	ne
EXPORT	ano	MB	ne
IPP	ano	MS	ano
IMPORT	ano	LR_IR_R	ne

Zdroj: vlastní tvorba.

U těch časových řad, kde byla shledána statisticky významná sezónnost, bylo přistoupeno k jejich sezónnímu očištění s využitím metody ARIMA X12. V následujících analýzách jsou tedy využívána sezónně očištěná data, resp. původní data časových řad v tom případě, kdy jejich sezónní složka byla shledána statisticky nevýznamná. Tyto časové řady poté byly zlogaritmovány z důvodu prevence proti případné nežádoucí heteroskedasticitě (zlogaritmované sezónně očištěné časové řady jsou uvedeny v příloze č. 3).

## 5.1 Testy přítomnosti jednotkového kořene

V následujícím kroku je testována stacionarita relevantních časových řad, neboť pouze odhadované parametry rovnic modelu ze stacionárních časových řad umožňují interpretovat model bez tzv. zdánlivé regrese (Hušek, 2009). V případě nesplnění podmínek tzv. slabé stacionarity dané časové řady jsou testovány první diference vybraných veličin. K posouzení stacionarity je využit Augmented Dickey-Fuller test na prokázání přítomnosti jednotkového kořene ve svých třech základních formách (s konstantou, bez konstanty a s konstantou a lineárním trendem). Preferovaná forma modelu byla vždy vybrána na základě statistických významností jednotlivých parametrů (na hladině významnosti 0,05), resp. nejnižší hodnoty Akaikeho informačního kritéria.

Z důvodů vyšší přehlednosti má následující text pevně danou strukturu, kdy je tučně zvýrazněno jméno časové řady, je proveden test na přítomnost jednotkového kořene původních nediferencovaných hodnot časových řad. V případech, kdy je daná časová řada charakteristická přítomností jednotkového kořene, jsou testovány její diference až do momentu, kdy je identifikována stacionarita. Následující text obsahuje komentáře k hlavním výstupům testů s tím, že detailní výstupy testů jsou předmětem přílohy č. 8, resp. přílohy č. 9. Danou podkapitolu posléze uzavírá přehledná tabulka, kde jsou základní výstupy testů přehledným způsobem shrnuty.

První časovou řadou testovanou na přítomnost jednotkového kořene je **spotřeba domácností**. Vzhledem k tomu, že vypočtená t-statistika -2,48 je větší než kritická hodnota testu -2,93 pro hladinu významnosti 0,05, nezamítáme nulovou hypotézu, tudíž lze konstatovat, že časová řada obsahuje jednotkový kořen, tj. je nestacionární. Proto je následně třeba pro určení řádu integrace otestovat první diference dané časové řady.

V tomto případě lze konstatovat, že první diference časové řady spotřeby domácností jsou stacionární, neboť hodnota -5,16 je nižší než kritická hodnota i na 1%ní hladině významnosti. Časová řada spotřeby domácností je tedy integrována řádu jedna, tj. I(1).

Vypočtená t-statistika pro časovou řadu **indexu cen zpracovatelského průmyslu** v modelu s konstantou a trendem se dvěma zpožděnými, který byl na základě nejnižší hodnoty AIC kritéria vyhodnocen jako nejvhodnější, je větší než kritická hodnota -3,52 pro hladinu významnosti 5%, která je pro potřeby vyhodnocení testu zvolena jako mezní.

Na této hladině významnosti tedy je prokázána existence jednotkového kořene, což znamená, že danou časovou řadu nelze považovat za stacionární. Následně jsou testovány první diference.

Časová řada prvních diferencí indexu cen zpracovatelského průmyslu neobsahuje jednotkový kořen, neboť nízká p-hodnota na úrovni 0,0002 implikuje právě tento závěr, který právě umožňuje zamítnout hypotézu o existenci jednotkového kořene. Dané diference neobsahují jednotkový kořen, což umožňuje vyvodit závěr, že první diference řady indexu cen zpracovatelského průmyslu jsou stacionární. Časová řada indexu cen zpracovatelského průmyslu je tedy integrována řádem jedna.

Jako optimální model pro testování přítomnosti jednotkového kořene v časové řadě **úvěrového agregátu** pro zpracovatelský průmysl byl vybrán model s konstantou a lineárním trendem. Vypočtená t-statistika na úrovni -2,57 je vyšší než všechny tři uvažované kritické hodnoty pro hladiny významnosti 0,1, 0,05 a 0,01. Z tohoto důvodu není možné zamítnout nulovou hypotézu o přítomnosti jednotkového kořene, což umožňuje odvodit závěr o nestacionaritě dané časové řady.

Dále jsou testovány její první diference, které je možno považovat za stacionární, neboť p-hodnota 0,0003 umožňuje na této hladině významnosti zamítnout nulovou hypotézu o přítomnosti jednotkového kořene. Časovou řadu úvěrového agregátu je možné považovat za řadu typu I(1).

Pro potřeby testování přítomnosti jednotkového kořene v časové řadě **depositního agregátu** je vybrán – na základě statistické významnosti jednotlivých parametrů modelů a nejnižšího Akaikeho kritéria (-6,76) – pro potřeby ADF testu vybrán model bez konstanty a bez trendu. Kladná hodnota 6,26 neumožňuje zamítnout nulovou hypotézu ve znění, že časová řada vkladového agregátu obsahuje jednotkový kořen. Lze tedy konstatovat, že daná časová řada je nestacionární. Proto je třeba dále otestovat pomocí ADF testu její první diference.

Model s konstantou a bez trendu umožňuje zamítnout nulovou hypotézu o přítomnosti jednotkového kořenu v dané řadě diferencí i n hladině významnosti 0,01, neboť vypočtená testovací statistika -5,44 je nižší než -3,60 (po zaokrouhlení). První diference časové řady vkladového agregátu lze tedy považovat za stacionární.

Jako nejvhodnější model pro testování časové řady **očekávané inflace** je vybrán model se signifikantní konstantou a signifikantním trendem se třemi zpožděními. Časová řada očekávané inflace je vyhodnocena jako stacionární, neboť p-hodnota umožňující na příslušné hodnotě zamítnout nulovou hypotézu byla na úrovni 0,0081. Očekávaná inflace je tak časovou řadou typu  $I(0)$ .

Nejvhodnější formou modelu pro realizaci ADF testu u časové řady **exportu** je model bez konstanty a trendu s nulovým zpožděním. Kladná t-statistika umožňuje bezpečně potvrdit nezamítnutí nulové hypotézy nestacionaritě, přičemž na základě tohoto tvrzení je možné časovou řadu exportu považovat za nestacionární.

Při testování prvních diferencí je vyhodnocen jako optimální model s konstantou a nulovým zpožděním. Test jednotkového kořene implikuje závěr, kdy, vzhledem k tomu že příslušná t-statistika -5,70 je nižší než kritická hodnota -3,60, je možné u časové řady diferencí exportu zamítnout nulovou hypotézu o existenci jednotkového kořene. První diference exportu je tak možné bezpečně považovat za stacionární, a proto export je časovou řadou integrovanou řádem jedna.

ADF test pro časovou řadu **importu** je proveden na modelu s konstantou a trendem bez zpožděných diferencí proměnných. Vypočtená t-statistika činí -1,99, což odpovídá hladině významnosti na úrovni 0,59. Testování tak prokázalo existenci jednotkového kořene v testované časové řadě. Následně jsou testovány její první diference.

Model s konstantou a jednou zpožděnou diferencí generuje t-statistiku ve výši -6,16. Kritická hodnota pro hladinu významnosti 0,01 je přitom ve výši -3,60. Testová statistika je tedy menší než příslušná kritická hodnota, a proto je možné zamítnout nulovou hypotézu ve znění, že posuzovaná časová řada obsahuje jednotkový kořen. Import je tedy časovou řadou typu  $I(1)$ .

ADF test provedený za účelem testování přítomnosti jednotkového kořene u časové řady **dlouhodobých reálných úrokových sazeb** je aplikován na model s konstantou a lineárním trendem, kdy je zohledněno pět zpoždění. Výstupem testování je t-statistika o velikosti -3,15, což je hodnota vyšší než kritická hodnota vztažená k hladině významnosti 10%, která činí -3,20. Z tohoto důvodu není možné zamítnout nulovou hypotézu o tom, že daná časová řada má vlastní jednotkový kořen. Proto lze časovou řadu

dlouhodobých reálných úrokových sazeb považovat za nestacionární, přičemž je vhodné otestovat obdobným způsobem první diference dané časové řady.

Testová statistika pro model s prvními diferencemi odpovídá hodnotě -3,90, která je nižší než všechny tři uvedené kritické hodnoty testu. Příslušná p-hodnota činí nízkých 0,0046. Nulová hypotéza tak může být na této hladině významnosti zamítnuta, tj. je možné operovat s faktem, že časová řada dlouhodobých reálných úrokových sazeb je stacionární ve svých prvních diferencích.

Pro časovou řadu **měnové báze** je vybrán jako optimální model pro provedení ADF testu model s konstantou a trendem a s jedním zpožděním. Vzhledem k faktu, že t-statistika pro daný model je větší než všechny kritické hodnoty testu, není možné zamítnout nulovou hypotézu o přítomnosti jednotkového kořenu v časové řadě měnové báze. Daná časová řada je tedy považována ve svých absolutních hodnotách za nestacionární, což implikuje nutnost testovat její první diference.

První diference časové řady měnové báze jsou testované modelem s konstantou bez zpoždění. Bezpečně nízká hodnota t-statistiky ve výši -10,92 vede k závěru, že lze (na jednoprocenní hladině významnosti) zamítnout nulovou hypotézu, která zní: časová řada prvních diferencí měnové báze obsahuje jednotkový kořen. První diference tedy jednotkový kořen neobsahují, měnová báze je tedy stacionární ve svých prvních diferencích.

Pro ADF test časové řady **měnového agregátu M2** je vybrána na základě nejnižší hodnoty Akaikeho kritéria nejjednodušší forma daného testu, tj. bez konstanty, trendu a s nulovým zpožděním. Vysoká kladná hodnota t-statistiky 8,54 převyšuje kritické hodnoty testu, což vede k nezamítnutí nulové hypotézy o přítomnosti jednotkového kořene. Časová řada měnového agregátu M2 je tedy ve svých nediferencovaných hodnotách nestacionární.

První diference jsou testovány na přítomnost jednotkového kořene v rámci modelu s konstantou s nulovým zpožděním. Minimální p-hodnota blížící se nule umožňuje zamítnout nulovou hypotézu ve znění přítomnosti jednotkového kořene v časové řadě daných prvních diferencí. Zlogaritmovaná časová řada měnového agregátu M2 je tak integrována řádem jedna, tj. je stacionární ve svých prvních diferencích.

Další testovanou časovou řadou je vývoj **nominálního měnového kursu** české koruny vůči euru. Nejnižší hodnota Akaikeho kritéria -6,05 je určena pro model s lineárním trendem a se dvěma zpožděními.<sup>76</sup> Posuzovaná t-statistika -3,43 převyšuje kritickou hodnotu pro pětiprocentní hladinu významnosti -3,52. Z tohoto důvodu není možné zamítnout na příslušné hladině významnosti hypotézu o přítomnosti jednotkového kořene, což vede k nutnosti otestovat první diference v dalším kroku.

Vypočtená t-statistika pro nejjednodušší model ADF-testu aplikovaný právě na první diference dané časové řady, který je zvolen jako nejlepší možný z uvažovaných variant na základě nejnižší hodnoty Akaikeho kritéria, je ve výši -5,13, což vzhledem k velikosti kritických hodnot testu umožňuje zamítnout nulovou hypotézu o přítomnosti jednotkového kořene. Zkoumaná řada prvních diferencí tedy neobsahuje jednotkový kořen, tj. lze ji považovat za stacionární časovou řadu.

Jako optimální model pro testování či vyvrácení přítomnosti jednotkového kořene v časové řadě **tříměsíční nominální úrokové sazby PRIBOR** je vybrán model s konstantou bez trendu se dvěma zpožděními. Výsledky testování neumožňují zamítnout nulovou hypotézu na uspokojivé hladině významnosti, neboť p-hodnota činí 0,1454. Danou řadu je tak možné považovat za nestacionární ve své nediferencované formě. Je tedy třeba přikročit k testování jejích prvních diferencí.

V rámci testování přítomnosti jednotkového kořene u prvních diferencí časové řady nominálních úrokových sazeb PRIBOR vykazuje nejnižší hodnotu Akaikeho kritéria (-3,33) model bez zpoždění, konstanty a trendu. V tomto případě je vypočtena t-statistika ve výši -3,51, což umožňuje zamítnout nulovou hypotézu o přítomnosti jednotkového kořene. Časová řada nominálních sazeb PRIBOR je tak integrována řádem jedna.

Pro otestování časové řady **produkčního indexu zpracovatelského průmyslu** byl vybrán model s konstantou a trendem s jednou zpožděnou proměnnou, přičemž výsledek testování umožňuje nezamítnout nulovou hypotézu o existenci jednotkového kořene, neboť vypočtená hodnota t-statistiky (-2,09) je oproti kritickým hodnotám testu větší. Vývoj sezónně očištěného a zlogaritmovaného indexu v jeho nediferencovaných

---

<sup>76</sup> Diference se zpožděním dvou čtvrtletí je statisticky nevýznamnou. Proto byl testován i model, který tuto proměnnou nezahrnoval. P-hodnota tohoto posměnného modelu činila 0,15, což představuje stav, kdy nelze zamítnout na této hladině významnosti nulovou hypotézu o existenci jednotkového kořene. Výstup posměnného modelu tak umožňuje vyvodit obdobné závěry o nestacionaritě zkoumané časové řady.



hodnotách tak lze považovat za nestacionární. Dále jsou testovány první diference dané řady indexu produkce.

U testování prvních diferencí je vybrán jako optimální nejjednodušší model (bez konstanty a trendu, s nulovým zpožděním). Výstupy ADF testu jsou následující: testová t-statistika je vygenerována na úrovni -4,96, což implikuje soud o zamítnutí nulové hypotézy o existenci jednotkového kořene. Výsledkem je závěr, že časovou řadu indexu produkce zpracovatelského průmyslu je možné považovat za stacionární ve svých prvních diferencích.

Minimální hodnota Akaikeho kritéria umožňuje identifikovat model se čtyřmi proměnnými bez konstanty a trendu jako nevhodnější pro testování jednotkového kořene u časové řady **reálné jednoroční mezibankovní úrokové sazby**. Testovací statistika pro ADF test činí -0,78, kritická hodnota pro hladinu významnosti 0,10 činí -1,61. Z tohoto důvodu nelze zamítnout nulovou hypotézu, což umožňuje formulovat závěr o nestacionárnosti dané časové řady.

Následně jsou testovány její první diference. Nejnižší hodnota Akaikeho kritéria umožňuje vybrat nejlepší možný model použitý za účelem zjištění řádu dané časové řady. V případě prvních diferencí řady reálné sazby jednoročního PRIBORu je vybrán model bez konstanty a trendu se třemi zpožděními. Příslušná t-statistika je nižší než všechny evidované hladiny významnosti, což vede k zamítnutí nulové hypotézy o přítomnosti jednotkového kořene. V tomto případě tak je možné považovat původní časovou řadu za integrovanou řadu jedna.

Pro testování časové řady **indexu PX** je použit model s jedním zpožděním bez konstanty a trendu. V tomto případě testovací statistika je vyšší než všechny kritické hodnoty testu, přičemž p-hodnota činí 0,1295. Na základě výše uvedeného je poté nutné nezamítnout nulovou hypotézu ADF testu, tudíž je předpokládána existence jednotkového kořenu v testované řadě. V dalším kroku je tedy přistoupeno k testování vlastních prvních diferencí.

První diference časové řady indexu PX je možné považovat za stacionární, neboť hodnota t-statistiky je nižší než kritická hodnota ADF testu na všech sledovaných hladinách významnosti. Je tedy zamítnuta nulová hypotéza o přítomnosti jednotkového kořene. Řadu indexu PX je tak možné považovat za typ I(1).

Poslední testovanou časovou řadou je **tvorba hrubého kapitálu**. Nejnižší hodnota Akaikeho kritéria -5,07 je vypočtena pro model s konstantou a dvěma zpožděními. Kritická hodnota testu -2,61 je nižší než testovací t-statistika (-2,03). Není tedy možné zamítnout nulovou hypotézu o přítomnosti jednotkového kořene, tudíž je přijata hypotéza alternativní poukazující na fakt, že v dané časové řadě je jednotkový kořen přítomen. Z tohoto důvodu je daná časová řada považována za nestacionární s tím, že je třeba dále testovat její řád integrace.

Pro testování prvních diferencí byl použit DF test (bez zpoždění) ve své nejjednodušší formě, tj. bez konstanty, resp. bez trendu. První diference dané časové řady je možné považovat za stacionární, neboť nebyla prokázána přítomnost jednotkového kořene v testované diferencované řadě. Testovací t-statistika -5,31 byla nižší než kritická hodnota na úrovni 0,01.

**Tabulka č. 3 Výsledky ADF testů časových řad**

	<i>absolutní hodnoty logaritmů</i>			<i>první diference logaritmů</i>			<i>I(0)/I(1)</i>
	t-statistika	krit. hodn.	p-hodn.	t-statistika	krit. hodn.	p-hodn.	X
<b>C_HOUS</b>	-2.484222	-2.933158	0.1264	-5.167489	-3.520787	0.0007	<b>I(1)</b>
<b>CENY</b>	-3.295471	-3.523623	0.0813	-3.957111	-1.948886	0.0002	<b>I(1)</b>
<b>CREDITS</b>	-2.567046	-3.529758	0.2965	-3.872539	-1.948886	0.0003	<b>I(1)</b>
<b>DEPOSITS</b>	6.260766	-1.948686	1.0000	-5.439864	-2.933158	0.0000	<b>I(1)</b>
<b>EXP_INF</b>	-4.287575	-3.526609	0.0081	X	X	X	<b>I(0)</b>
<b>EXPORT</b>	2.808135	-1.948686	0.9984	-5.699897	-2.933158	0.0000	<b>I(1)</b>
<b>IMPORT</b>	-1.993446	-3.518090	0.5883	-6.160839	-2.933158	0.0000	<b>I(1)</b>
<b>LR_RIR</b>	-3.151612	-3.533083	0.1095	-3.904437	-2.938987	0.0046	<b>I(1)</b>
<b>MB</b>	-2.350499	-3.520787	0.3989	-10.92340	-2.933158	0.0000	<b>I(1)</b>
<b>MS</b>	8.535855	-1.948686	1.0000	-6.370029	-2.933158	0.0000	<b>I(1)</b>
<b>N_ER</b>	-3.433118	-3.523623	0.0609	-5.132132	-1.948886	0.0000	<b>I(1)</b>
<b>PRIBOR</b>	-2.409663	-2.935001	0.1454	-3.505424	-1.948886	0.0008	<b>I(1)</b>
<b>PRODUCT</b>	-2.089339	-3.520787	0.5365	-4.955175	-1.948886	0.0000	<b>I(1)</b>
<b>PX</b>	-1.474181	-1.948886	0.1295	-4.502223	-1.948886	0.0000	<b>I(1)</b>
<b>R_PRIBOR</b>	-0.776818	-1.949609	0.3732	-3.602185	-1.949609	0.0007	<b>I(1)</b>
<b>THK</b>	-2.025690	-2.935001	0.2751	-5.305172	-1.948886	0.0000	<b>I(1)</b>

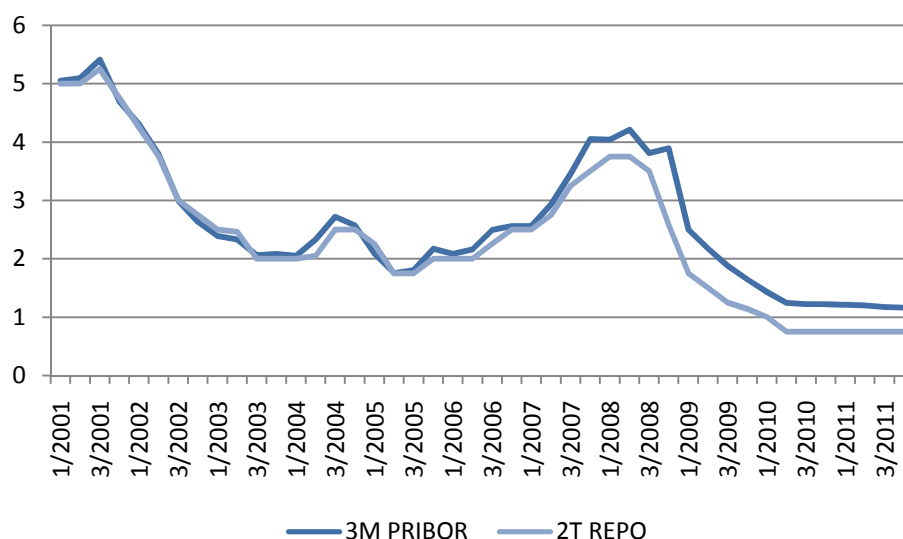
Zdroj: Výstupy z EViews.

Předcházející tabulka č. 3 sumarizuje výsledky ADF testů modelů s nejnižší hodnotou Akaikeho kritéria pro každou časovou řadu zvlášť. Z uvedených údajů vyplývá, že všechny uvedené zlogaritmované časové řady nejsou stacionární ve svých absolutních hodnotách s jednou jedinou výjimkou. Pouze pro časovou řadu zlogaritmované očekávané inflace je zamítnuta nulová hypotéza o přítomnosti jednotkového kořene ve prospěch hypotézy alternativní, což lze interpretovat tím způsobem, že danou časovou řadu je možné považovat za stacionární ve svých absolutních (zlogaritmovaných) hodnotách. Pro ostatní testované časové řady není nulová hypotéza o přítomnosti jednotkového kořene vyvrácena. Z tohoto důvodu nejsou testovány první diference zlogaritmovaných časových řad, kdy bez výjimky je vyvrácena na minimálních hladinách významnosti uvedených v tabulce přítomnost jednotkového kořene, což je interpretováno tak, že dané časové řady jsou stacionární ve svých prvních diferencích, tj. jsou integrovány řádem jedna.

## 5.2 Testy kauzality v transmisích měnové politiky

Počátkem měnověpolitické transmise je – bez ohledu na ekonomickou teorii – realizace měnověpolitického opatření. Pro potřeby disertační práce je toto opatření reprezentováno úpravou dvoutýdenní reposazby ČNB, která se prakticky okamžitě promítá do velikosti tříměsíční nominální úrokové sazby PRIBOR.<sup>77</sup> Uvedený poznatek je možné ověřit i prostým grafickým znázorněním průběhu obou řešených časových řad daných úrokových sazeb, kde je naprosto zřejmé, že jejich vývoj je pozitivně zkorelovaný. Nominální úrokovou sazbu PRIBOR je tedy v kontextu výše uvedeného možno chápat jako počátek všech uvažovaných transmisních mechanismů či kanálů.

**Graf č. 4 Vývoj vybraných úrokových sazeb v období 2001 - 2011**



Zdroj: Česká národní banka.

Rovněž konečné dopady měnové politiky se neliší ve vztahu k ekonomické teorii, neboť jsou ve všech případech vyjádřitelné změnami reálného produktu, resp. cenové hladiny. Účinnost měnové politiky (bez ohledu na charakter vnitřních vztahů uvažovaných transmisí) na odvětví zpracovatelského průmyslu je tak možné vyjádřit

<sup>77</sup> Za tímto účelem byla provedena korelační analýza, která identifikovala vysoce významný korelační koeficient (+0,84) s nulovým zpožděním mezi časovými řadami diferencí logaritmu časových řad dvoutýdenní reposazby ČNB a tříměsíční sazby PRIBOR.

kauzálními relacemi mezi časovými řadami tříměsíční úrokové sazby PRIBOR a indexu cen zpracovatelského průmyslu, resp. dané mezibankovní sazby a indexu produkce zpracovatelského průmyslu.

Prvotním zkoumaným vztahem v měnověpolitické transmisi je vazba prvotního dopadu měnověpolitického opatření vyjádřeného vývojem mezibankovní sazby a finálních cílů centrální banky (stabilního vývoje cenové hladiny, resp. stabilního hospodářského růstu). Předmětem zkoumání párové kauzality je nejprve vazba časové řady tříměsíční sazby PRIBOR s řadou indexu cen zpracovatelského průmyslu, jež umožňuje vyjádřit pohyby příslušné cenové hladiny. Druhým testovaným vztahem bude relace řady PRIBOR s vývojem indexu produkce zpracovatelského průmyslu.<sup>78</sup>

Před tím, než budou testovány kauzální vztahy v rámci jednotlivých transmisních mechanismů, resp. kanálů, je vhodné testovat případnou kointegraci časových řad. Kointegraci je možné testovat pouze mezi časovými řadami, které jsou integrované stejného řádu.<sup>79</sup>

Pro testování kointegračních vztahů je využit přístup Engle-Grangera (1987), kdy jsou testována odhadnutá rezidua z kointegrační regrese na přítomnost jednotkového kořene. Pro vztah mezi nominální tříměsíční mezibankovní úrokovou sazbou a indexem cen zpracovatelského průmyslu cen je vybrán model kointegrační regrese s konstantou a trendem, a to na základě nejnižší hodnoty Akaikeho kritéria, které činilo -280,8908.<sup>80</sup>

	<b>Coefficient</b>	<b>Std. Error</b>	<b>t-Statistic</b>	<b>Prob.</b>
<b>C</b>	1.93842	0.00670229	289.2	1.74e-069 ***
<b>PRIBOR</b>	0.0444267	0.0100043	4.441	6.63e-05 ***
<b>Time</b>	0.00200394	0.000204598	9.795	2.69e-012 ***
<b>Adjusted R Square</b>	0.834601		<b>Akaike Crit.</b>	-280.8908
<b>ADF Test for <math>\hat{u}</math></b>	<b>Dependent</b>	<b>tau-statistic</b>	<b>Prob.</b>	
3 lags, C @TREND	<b>CENY</b>	<b>-3.196825</b>	<b>0.2284</b>	

<sup>78</sup> V podkapitole 5.2 u tabulkových výstupů reflektujících výsledky provedených testů nejsou uváděny zdroje, neboť ve všech případech jde o propočty softwaru Eviews.

<sup>79</sup> Vzhledem k tomu, že všechny zkoumané časové řady jsou stacionární ve svých prvních diferencích, vyjma časové řady očekávané inflace, která je řadou typu  $I(0)$ , je kointegrace testována u drtivé většiny vztahů mezi danými uzly v rešerši vymezených transmisi.

<sup>80</sup> V rámci odhadů kointegrační regrese byly odhadnuty vždy všechny tři uvažované varianty (v tomto případě modely bez konstanty a trendu, s konstantou a bez trendu, model s konstantou a trendem), z nichž byl upřednostněn model s minimální hodnotou Akaikeho kritéria.

V souladu s Engle-Grangerovou (1987) metodikou jsou v dalším kroku testovány náhodné složky z daného modelu na přítomnost jednotkového kořene prostřednictvím ADF-testu. Optimální zpoždění je poté v tomto případě voleno na základě t-statistiky. Vypočtená  $\tau$ -statistika ve výši -3,20 je významná na hladině 0,2284, což neumožňuje zamítnout nulovou hypotézu o existenci jednotkového kořene na zvolené hladině významnosti 0,05. V tomto případě je tedy možné dojít k závěru, že kointegrace daných časových řad není prokázána.

V dalším kroku je možné testovat Grangerovu kauzalitu, ovšem pouze v případě, že uvedené časové řady jsou transformovány na své první diference, neboť provedená regrese u nestacionárních časových řad by poskytovala zkreslené výstupy neumožňující formulovat validní závěry. Pro tyto účely jsou testovány první diference logaritmů původních hodnot časových řad.

**Tabulka č. 4 Výstupy Grangerových testů kauzality – CENY, PRIBOR**

Nulová hypotéza:	Lag (Obs.)	F-Statistic	Prob.
PRIBOR kauzálně nepůsobí na CENY	1 (42)	3.46548	0.0702
<b>CENY kauzálně nepůsobí na PRIBOR</b>	<b>1 (42)</b>	<b>19.0496</b>	<b>9.E-05</b>
PRIBOR kauzálně nepůsobí na CENY	2 (41)	2.36390	0.1085
<b>CENY kauzálně nepůsobí na PRIBOR</b>	<b>2 (41)</b>	<b>14.6860</b>	<b>2.E-05</b>
PRIBOR kauzálně nepůsobí na CENY	3 (40)	2.36350	0.0890
<b>CENY kauzálně nepůsobí na PRIBOR</b>	<b>3 (40)</b>	<b>8.44714</b>	<b>0.0003</b>
PRIBOR kauzálně nepůsobí na CENY	4 (39)	2.22816	0.0896
<b>CENY kauzálně nepůsobí na PRIBOR</b>	<b>4 (39)</b>	<b>6.63085</b>	<b>0.0006</b>
PRIBOR kauzálně nepůsobí na CENY	5 (38)	2.24472	0.0787
<b>CENY kauzálně nepůsobí na PRIBOR</b>	<b>5 (38)</b>	<b>5.61875</b>	<b>0.0011</b>
PRIBOR kauzálně nepůsobí na CENY	6 (37)	2.45219	0.0542
<b>CENY kauzálně nepůsobí na PRIBOR</b>	<b>6 (37)</b>	<b>4.09520</b>	<b>0.0057</b>
<b>PRIBOR kauzálně nepůsobí na CENY</b>	<b>7 (36)</b>	<b>2.56832</b>	<b>0.0444</b>
<b>CENY kauzálně nepůsobí na PRIBOR</b>	<b>7 (36)</b>	<b>3.27492</b>	<b>0.0163</b>
PRIBOR kauzálně nepůsobí na CENY	8 (35)	2.39510	0.0590
CENY kauzálně nepůsobí na PRIBOR	8 (35)	2.41714	0.0572

V tabulce č. 4 jsou uvedeny základní výstupy párových Grangerových testů kauzality, ve kterých v prvním sloupci jsou uvedeny nulové hypotézy, ve druhém sloupci použitá zpoždění, resp. počet pozorování, třetí sloupec eviduje příslušné F-statistiky

provedených testů a konečně poslední sloupec obsahuje příslušné p-hodnoty. Tučně zvýrazněné řádky poté označují nulové hypotézy, jež jsou zamítnuty na hladině významnosti 0,05. Vzhledem k tomu, že nulová hypotéza je v případě testování Grangerovy kauzality obecně formulována následovně: „proměnná X kauzálně neovlivňuje proměnnou Y“, zamítnutí nulové hypotézy poté znamená, že je uvažováno v tom smyslu, že: „proměnná X kauzálně ovlivňuje proměnnou Y“.

Výsledky testování párové kauzality mezi řadami tříměsíční sazby PRIBOR a indexu cen zpracovatelského průmyslu umožňují formulovat zajímavé závěry. Podle testů cenová hladina zpracovatelského průmyslu (v Grangerově významu) kauzálně ovlivňuje měnověpolitická opatření (mezibankovní PRIBOR), přičemž existence opačného příčinného vztahu byla prokázána pouze v jednom z případů, a to pro zpoždění sedmi čtvrtletí. V české ekonomice tedy ČNB implicitně ctí princip úrokového měnového pravidla, kdy úrokové sazby centrální banky reagují se zpožděním na vývoj cenové hladiny. Uvedené prokázané kauzální vztahy jsou získány testováním modelů se zpožděním jednoho až sedmi čtvrtletí, přičemž nejvyšší F-statistika je evidována pro model s jedním zpožděním. K vysvětlení velikosti úrokové sazby PRIBOR tedy cenový index přispívá v nejvyšší míře se zahrnutím zpožděných proměnných o jedno čtvrtletí.

Primárním cílem ČNB deklarovaným v ústavě ČR je péče o cenovou stabilitu, přičemž pokud tím není tento cíl nijak dotčen, měla by centrální banka vytvářet podmínky pro uspokojivý hospodářský růst. To je v praxi možné chápat tím způsobem, že pokud je vývoj cenové hladiny a jeho výhled uspokojivý, může centrální banka podpořit makroekonomickou výkonnost. Z tohoto úhlu pohledu je účelné charakterizovat vztahy mezi měnovou politikou (pro účely analýzy vyjádřenou vývojem 3M PRIBOR) a reálnou produkcí (indexem produkce zpracovatelského průmyslu).

Ještě před tím, než budou analyzovány kauzální vztahy mezi uvedenými proměnnými, je třeba provést testy kointegrovanosti daných časových řad, neboť obě zkoumané časové řady jsou integrované řádem jedna. Pro tyto účely byl na základě minimální hodnoty Akaikeho kritéria zvolen model kointegrační regrese s konstantou a trendem. ADF test pro rezidua byl proveden s využitím sedmi zpoždění. Odpovídající p-hodnota určená na základě MacKinnonových kritických hodnot činí 0,82, což

neumožňuje zamítnout nulovou hypotézu o nekointegrovanosti obou řešených časových řad.

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
<b>C</b>	1.84753	0.0226755	81.48	5.61e-047 ***
<b>PRIBOR</b>	0.0945237	0.033847	2.793	0.0079 ***
<b>Time</b>	0.00558071	0.000508555	10.97	8.95e-014 ***
<b>Adjusted R Square</b>	0.778403		<b>Akaike Crit.</b>	-173.6332

<b>ADF Test for <math>\hat{u}</math></b>	<b>Dependent</b>	<b>tau-statistic</b>	<b>Prob.</b>
0 lags, C @TREND	<b>PRODUCT</b>	<b>-1.900466</b>	<b>0.8215</b>

Kauzální vztahy je tak nutné řešit s využitím Grangerovy metodiky vymezení kauzality v rámci konstrukce jednoduchých VAR modelů, pro které je nutné využívat stacionární časové řady. Z tohoto důvodu jsou opět diferencovány zlogaritmované sezónně očištěné čtvrtletní časové řady 3M PRIBOR a produkčního indexu zpracovatelského průmyslu, neboť obě časové řady jsou stacionární ve svých prvních diferencích. Celkem bylo uvažováno o zpoždění dvou let (osmi čtvrtletí).

**Tabulka č. 5 Výstupy Grangerových testů kauzality – PRODUCT, PRIBOR**

Nulová hypotéza:	Lag (Obs.)	F-Statistic	Prob.
PRIBOR kauzálně nepůsobí na PRODUCT	1 (42)	0.00017	0.9896
<b>PRODUCT kauzálně nepůsobí na PRIBOR</b>	<b>1 (42)</b>	<b>7.84219</b>	<b>0.0079</b>
PRIBOR kauzálně nepůsobí na PRODUCT	2 (41)	0.40719	0.6685
<b>PRODUCT kauzálně nepůsobí na PRIBOR</b>	<b>2 (41)</b>	<b>6.23602</b>	<b>0.0047</b>
PRIBOR kauzálně nepůsobí na PRODUCT	3 (40)	0.49586	0.6877
<b>PRODUCT kauzálně nepůsobí na PRIBOR</b>	<b>3 (40)</b>	<b>3.18141</b>	<b>0.0366</b>
PRIBOR kauzálně nepůsobí na PRODUCT	4 (39)	0.60436	0.6625
PRODUCT kauzálně nepůsobí na PRIBOR	4 (39)	2.18349	0.0949
PRIBOR kauzálně nepůsobí na PRODUCT	5 (38)	0.63225	0.6768
PRODUCT kauzálně nepůsobí na PRIBOR	5 (38)	2.08406	0.0985
PRIBOR kauzálně nepůsobí na PRODUCT	6 (37)	1.49572	0.2220
PRODUCT kauzálně nepůsobí na PRIBOR	6 (37)	1.90665	0.1209
PRIBOR kauzálně nepůsobí na PRODUCT	7 (36)	1.78187	0.1442
<b>PRODUCT kauzálně nepůsobí na PRIBOR</b>	<b>7 (36)</b>	<b>2.63552</b>	<b>0.0403</b>
PRIBOR kauzálně nepůsobí na PRODUCT	8 (35)	0.84642	0.5757
PRODUCT kauzálně nepůsobí na PRIBOR	8 (35)	1.95592	0.1131



Jediné kauzální vztahy jsou prokázány na hladině významnosti 0,05 pro zpoždění jednoho, dvou, tří a sedmi čtvrtletí, kdy produkce zpracovatelského průmyslu kauzálně ovlivňuje tříměsíční mezibankovní úrokovou sazbu. Opačný směr párového příčinného vztahu nebyl prokázán. V tomto ohledu tak víceméně aktuální hospodářská výkonnost reguluje měnovou politiku takovým způsobem, kdy na kolísání produktu reaguje ČNB s mírným zpožděním úpravou svých měnově politických sazeb. Naopak neexistence kauzality ve směru krátkodobá nominální úroková sazba (měnověpolitické opatření) a hospodářská výkonnost (produkce) zpracovatelského průmyslu vytváří dílčí argument ve prospěch obhajoby teze o neúčinnosti měnové politiky založené na regulaci úrokové sazby.

### 5.2.1 Monetaristická transmise

První zkoumanou transmisí je monetaristická transmise, jejíž počátek je identifikován v přenosu měnověpolitického opatření na velikost měnové báze. Měnová báze poté dle daných předpokladů reguluje peněžní nabídku, která se v konečné fázi transmise promítá do velikosti nominálního produktu, tj. do cenové hladiny, resp. reálného produktu.

Při zkoumání dané transmise ve své první fázi jsou časové řady nominální úrokové sazby a měnové báze testovány Engle-Grangerovým testem kointegrace. Evidovaná  $\tau$ -statistika vztažená k odhadu kointegrační regrese činí -4,63, což umožňuje na hladině významnosti 0,0119 zamítnout nulovou hypotézu o nekointegrovanosti daných časových řad. V tomto případě je tedy přijata hypotéza alternativní, tj. pro časové řady je identifikován významný kointegrační vektor.

	<b>Coefficient</b>	<b>Std. Error</b>	<b>t-Statistic</b>	<b>Prob.</b>
<b>C</b>	2.31764	0.0118272	196.0	1.47e-062 ***
<b>PRIBOR</b>	0.0449401	0.0176541	2.546	0.0148 **
<b>Time</b>	0.00819807	0.000265255	30.91	4.98e-030 ***
<b>Adjusted R Square</b>	0.971881		<b>Akaike Crit.</b>	-230.9109
<b>ADF Test for <math>\hat{u}</math></b>	<b>Dependent</b>	<b>tau-statistic</b>	<b>Prob.</b>	
0 lags, C @TREND	<b>MB</b>	<b>-4.635593</b>	<b>0.0119</b>	

V rámci řešení kauzálních vztahů mezi kointegrovanými veličinami je možné konstruovat VEC model, který reflektuje jedno zpoždění v modelu, neboť v tomto případě je hodnota Akaikeho kritéria minimální. Uvedený VEC model zahrnuje kointegrační vektor, který je pro dané časové řady odhadnut v následující formě:

$$\begin{aligned} \mathbf{MB}(-1) &= 2,975057 - 1,192463 \mathbf{PRIBOR}(-1) \\ &\quad (0,49887) \\ &\quad [2,39032] \end{aligned}$$

Předmětem testování kauzality je pouze jedna rovnice z dvourovnicového VEC modelu, jejíž součástí je právě odhadnutý kointegrační vektor. Tuto rovnici lze vyjádřit takto:

$$\begin{aligned} \mathbf{D}(\mathbf{MB}) &= \mathbf{C}(1) * (\mathbf{MB}(-1) + 1,19 * \mathbf{PRIBOR}(-1) - 2,98) \\ &\quad + \mathbf{C}(2) * \mathbf{D}(\mathbf{MB}(-1)) + \mathbf{C}(3) * \mathbf{D}(\mathbf{PRIBOR}(-1)) + \mathbf{C}(4) \end{aligned}$$

Autokorelace reziduí nebyla Ljungovy-Boxovy testy autokorelace prokázána. Rezidua však nejsou dle Jarque-Bera testu normality rozdělení normálně rozdělena, což snižuje kvalitu modelu. ARCH test nepotvrdil v řadě reziduí přítomnost nežádoucí heteroskedasticity. Pro větší názornost je vhodné přepsat odhadnuté parametry do následujícího tvaru:

$$\begin{aligned} \mathbf{D}(\mathbf{MB}) &= 0,001949 * (\mathbf{MB}(-1) + 1,19 * \mathbf{PRIBOR}(-1) - 2,98) \\ &\quad (0,015425) \\ &\quad [0,126340] \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} & -0,501186 * \mathbf{D}(\mathbf{MB}(-1)) + 0,007974 * \mathbf{D}(\mathbf{PRIBOR}(-1)) + 0,011260 \\ & (0,142905) \quad (0,056548) \quad (0,003145) \\ & [-3,507122] \quad [0,141010] \quad [3,579860] \end{aligned}$$

Vzhledem ke statistické nevýznamnosti kointegračního vektoru je možné odmítnout tezi o signifikantní dlouhodobé kauzalitě mezi měnovou bází v roli závisle proměnné a krátkodobou úrokovou sazbou v pozici nezávisle proměnné. Nelze předpokládat ani kauzalitu krátkodobou, neboť odhadnutý koeficient C(3) ve výši 0,007974 je rovněž charakteristický vysokou p-hodnotou (0,8886), což implikuje jeho statistickou nevýznamnost. V uvedeném modelu jsou (na hladině významnosti 0,01) statisticky významnými parametry C(2) a C(4), tj. parametr vztažený ke zpožděné měnové bázi a konstanta.

Uvedené výstupy o absenci kauzality jsou následně ověřeny Grangerovými testy pro první diference použitých časových řad, kdy ani v jednom případě nebyla vyvrácena nulová hypotéza o neexistenci kauzálního vztahu mezi zkoumanými řadami.

**Tabulka č. 6 Výstupy Grangerových testů kauzality – MB, PRIBOR**

Nulová hypotéza:	Lag (Obs.)	F-Statistic	Prob.
PRIBOR kauzálně nepůsobí na MB	1 (42)	0.02743	0.8693
MB kauzálně nepůsobí na PRIBOR	1 (42)	0.77289	0.3847
PRIBOR kauzálně nepůsobí na MB	2 (41)	0.55015	0.5816
MB kauzálně nepůsobí na PRIBOR	2 (41)	0.21870	0.8046
PRIBOR kauzálně nepůsobí na MB	3 (40)	0.42205	0.7384
MB kauzálně nepůsobí na PRIBOR	3 (40)	0.28348	0.8369
PRIBOR kauzálně nepůsobí na MB	4 (39)	0.36692	0.8302
MB kauzálně nepůsobí na PRIBOR	4 (39)	0.53958	0.7078

Druhou testovanou fází monetaristické transmise je vazba měnové báze a měnového agregátu M2. Pro tyto účely je na základě nejnižšího Akaikeho kritéria jako nejvhodnější model vybrán model s konstantou a trendem.

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
<b>C</b>	2.44706	0.197098	15676.0	1.78e-015 ***
<b>MB</b>	0.302393	0.0840523	3.598	0.0009 ***
<b>Time</b>	0.00513725	0.000662541	7.754	1.45e-09 ***
<b>Adjusted R Square</b>	0.989671		<b>Akaike Crit.</b>	-278.9731
<b>ADF Test for <math>\hat{u}</math></b>	<b>Dependent</b>	<b>tau-statistic</b>	<b>Prob.</b>	
9 lags, C @TREND	<b>MS</b>	<b>-2.771475</b>	<b>0.4142</b>	

Zlogaritmané řady měnové báze a měnové agregátu M2 (peněžní zásoby) kointegrované nejsou, neboť nulovou hypotézu o nekointegrovanosti časových řad lze zamítnout na hladině 0,4142 (při  $\tau$ -statistice -2,77). V následujícím kroku je tak nutné řešit kauzalitu s využitím konstrukce VAR modelů obsahujících první diference zlogaritmané měnové báze a peněžní zásoby.<sup>81</sup>

**Tabulka č. 7 Výstupy Grangerových testů kauzality – MS, MB**

Nulová hypotéza:	Lag (Obs.)	F-Statistic	Prob.
MB kauzálně nepůsobí na MS	1 (42)	0.00927	0.9238
<b>MS kauzálně nepůsobí na MB</b>	<b>1 (42)</b>	<b>4.13305</b>	<b>0.0489</b>
MB kauzálně nepůsobí na MS	2 (41)	0.96511	0.3906
<b>MS kauzálně nepůsobí na MB</b>	<b>2 (41)</b>	<b>4.33455</b>	<b>0.0206</b>
MB kauzálně nepůsobí na MS	3 (40)	0.97189	0.4177
MS kauzálně nepůsobí na MB	3 (40)	2.63991	0.0657
MB kauzálně nepůsobí na MS	4 (39)	1.89882	0.1365
MS kauzálně nepůsobí na MB	4 (39)	1.95860	0.1265

Na základě výstupů Grangerových testů byly identifikovány dva modely (s jedním, resp. dvěma zpožděními), které generovaly vysoké F-statistiky umožňující zamítnout nulové hypotézy o absenci kauzálních vztahů. Testováním byla prokázána existence obrácené kauzality oproti zažitým předpokladům ekonomie, kdy měnová báze kauzálně (v Grangerově interpretaci) neovlivňuje peněžní zásobu, nýbrž peněžní zásoba reguluje měnovou zásobu.

Ze dvou zmíněných modelů je v práci představen model, který zahrnuje pouze jedno zpoždění, neboť je charakteristický nižší hodnotou Akaikeho kritéria než model zahrnující dvě zpoždění. Z daného modelu je předmětem zájmu rovnice v obecném tvaru.

$$D(\text{MB}) = C(1) + C(2) * D(\text{MB}(-1)) + C(3) * D(\text{MS}(-1))$$

<sup>81</sup> Maximální délka zpoždění jednoho kalendářního roku je zvolena na základě elementární logiky, kdy bylo prokázáno, že prvotní dopady uskutečněného měnověpolitického opatření (změnou sazeb nominální sazby PRIBOR) a změnou cenové hladiny trvají právě jeden kalendářní rok (např. Revenda, 2008). „Vnitřní“ fáze transmise tedy nemůže přesahovat období čtyř čtvrtletí.

Parametry uvedené rovnice, která popisuje vliv zpožděné peněžní nabídky a zpožděné měnové báze o jedno čtvrtletí na měnovou bázi samotnou, jsou odhadnuty takto:

$$D(MB) = 0,004312 + -0,554933 * D(MB(-1)) + 1,009592 * D(MS(-1))$$

(0,004350)	(0,135038)	(0,496604)
[0,991170]	[-4,109465]	[2,032991]

Ještě před tím, než budou uvedené výsledky interpretovány, je nutné uvést, že ekonomická interpretace odhadnutých parametrů postrádá vzhledem k podstatě párových testů kauzality význam z hlediska postižení kvantifikovaných dopadů určité ekonomické veličiny na druhou. To z toho důvodu, že podstata Grangerových testů kauzality spočívá v ověření hypotézy, zda daná ekonomická veličina přispívá ke zvýšení věrohodnosti odhadu veličiny druhé. Samotné kvantitativní odhady parametrů je proto vhodné posuzovat především z hlediska jejich statistické významnosti a toho, zda se jedná o odhady kladné, resp. záporné. Ekonomická interpretace velikostí kvantitativních odhadů je samozřejmě možná, ovšem (vzhledem k triviální povaze rovnic) nikterak užitečná.

Rezidua odhadu z dané rovnice nejsou normálně rozdělena, což prokázal Jarque-Bera test, přičemž tato skutečnost snižuje kvalitu uvedeného modelu. Ljungovy-Boxovy testy autokorelace neprokazují přítomnost autokorelace. Nežádoucí heteroskedasticita u reziduí rovněž nebyla potvrzena.

V rámci interpretace výsledků odhadnutých parametrů je možné konstatovat, že konstanta (s p-hodnotou 0,33) není statisticky významným parametrem, naopak odhadnuté parametry u proměnných diferencí měnové báze, resp. měnového agregátu jsou významné na hladině významnosti 0,05. Z hlediska postižení kauzality je důležitým odhadnutým koeficientem, který je vázán k časové řadě měnového agregátu M2. Kladné znaménko u tohoto parametru ve výši 1,009592 určuje kladný vztah obou sledovaných veličin, což je v souladu s ekonomickou teorií. Vzhledem ke skutečnosti, že vstupní data jsou zlogaritmovaná, je možné parametry interpretovat jako koeficienty pružnosti.

Poslední fází monetaristického transmisního mechanismu je promítnutí změny peněžní zásoby ve velikosti cenové hladiny, která je v tomto případě vyjádřena

prostřednictvím indexu spotřebitelských cen. Jako nejvhodnější model byl vybrán model (s konstantou bez trendu a bez zahrnutých zpožděných proměnných) s nejnižší hodnotou Akaikeho kritéria -339,2617.

	<b>Coefficient</b>	<b>Std. Error</b>	<b>t-Statistic</b>	<b>Prob.</b>
<b>C</b>	1.28672	0.0597738	21.53	2.62e-024 ***
<b>MS</b>	0.214984	0.0179726	35370,000	4.11e-015 ***
<b>Adjusted R Square</b>	0.767672		<b>Akaike Crit.</b>	-266.8798

<b>ADF Test for <math>\hat{u}</math></b>	<b>Dependent</b>	<b>tau-statistic</b>	<b>Prob.</b>
1 lag, C	<b>CENY</b>	<b>-2.862610</b>	<b>0.1680</b>

Kointegrace mezi indexem cen zpracovatelského průmyslu a peněžní zásobou nebyla prokázána, neboť  $\tau$ -statistika -2,86 neumožňuje na relevantní hladině významnosti 0,05 zamítnout nulovou hypotézu o nekointegrovanosti posuzovaných časových řad (p-hodnota v tomto případě činí 0,1680). Je tedy nutné Grangerovu kauzalitu testovat prostřednictvím dvourovnicových VAR modelů.

**Tabulka č. 8 Výstupy Grangerových testů kauzality – CENY, MS**

<b>Nulová hypotéza:</b>	<b>Lag (Obs.)</b>	<b>F-Statistic</b>	<b>Prob.</b>
MS kauzálně nepůsobí na CENY	1 (42)	0.76554	0.3870
CENY kauzálně nepůsobí na MS	1 (42)	0.22380	0.6388
MS kauzálně nepůsobí na CENY	2 (41)	0.24982	0.7803
CENY kauzálně nepůsobí na MS	2 (41)	1.23796	0.3020
MS kauzálně nepůsobí na CENY	3 (40)	0.68022	0.5704
CENY kauzálně nepůsobí na MS	3 (40)	0.99460	0.4075
MS kauzálně nepůsobí na CENY	4 (39)	0.91344	0.4688
CENY kauzálně nepůsobí na MS	4 (39)	1.07906	0.3843

Mezi peněžní zásobou vyjádřenou měnovým agregátem M2 a cenovou hladinou zpracovatelského průmyslu nebyl prokázán ani jeden statisticky významný kauzální vztah v Grangerově významu. Změny peněžní nabídky tedy nedeterminují úroveň cenové

hladiny ve zpracovatelském průmyslu. Monetaristická transmise aplikovaná na odvětví zpracovatelského průmyslu tak nebyla prokázána ani ve své poslední fázi.<sup>82</sup>

Poslední fázi monetaristické transmise je možné vyjádřit rovněž ve formě dopadu změny měnového agregátu na produkci zpracovatelského průmyslu, neboť dle předpokladů monetaristické teorie peněžní nabídka ovlivňuje reálný výstup. Vzhledem k faktu, že obě zkoumané časové řady jsou integrovány řádem jedna, je vhodné nejprve otestovat případnou kointegraci řad. Za tímto účelem byl vybrán model s hodnotou Akaikeho kritéria -170,5896. Test na přítomnost jednotkového kořene uvažuje model bez konstanty a trendu s jedním zpožděním.

	<b>Coefficient</b>	<b>Std. Error</b>	<b>t-Statistic</b>	<b>Prob.</b>
<b>MS</b>	0.604376	0.00156088	387.2	8.29e-078 ***
<b>Adjusted R Square</b>	0.999713		<b>Akaike Crit.</b>	-170.5896
<b>ADF Test for <math>\hat{u}</math></b>	<b>Dependent</b>	<b>tau-statistic</b>	<b>Prob.</b>	
1 lag	<b>PRODUCT</b>	<b>-2.255854</b>	<b>0.1570</b>	

Výsledky Engle-Grangerova testu kointegrace umožňují formulovat závěr, že časové řady měnového agregátu a indexu produkce zpracovatelského průmyslu nejsou kointegrované, neboť vypočtená  $\tau$ -statistika -2,2559 je v porovnání s MacKinnonovými kritickými hodnotami vyšší. Není tedy možné zamítnout nulovou hypotézu o nekointegrovanosti řešených časových řad. V dalším kroku je tedy nutné testovat kauzalitu s využitím VAR modelů, jejichž vstupními daty jsou první diference zlogaritmovaných časových řad měnového agregátu M2 a indexu produkce zpracovatelského průmyslu, které byly otestovány na přítomnost jednotkového kořene, přičemž v interpretaci výsledků testů lze dané diference považovat za stacionární, tudíž použitelné pro regresní odhady v rámci Grangerovy metodiky určení párových příčinných vztahů.

<sup>82</sup> V kontextu výše uvedeného je nutné poukázat na fakt, že transmisní vazba mezi měnovým agregátem M2 a cenovou hladinou vyjádřenou indexem spotřebitelských cen je plně v souladu s monetaristickou teorií, neboť pro všechny čtyři testy kauzality (čtyři testy pro různá zpoždění) umožňují prokázat kauzální vazbu ve směru peněžní zásoba jako regulující proměnná, jež ovlivňuje regulovanou proměnnou cenová hladina, resp. index spotřebitelských cen. Daná kauzalita přitom byla prokázána při vysokých hodnotách F-statistiky, tj. na velmi nízkých hladinách významnosti.

**Tabulka č. 9 Výstupy Grangerových testů kauzality – PRODUCT, MS**

Nulová hypotéza:	Lag (Obs.)	F-Statistic	Prob.
MS kauzálně nepůsobí na PRODUCT	1 (42)	0.27150	0.6053
PRODUCT kauzálně nepůsobí na MS	1 (42)	0.64468	0.4269
MS kauzálně nepůsobí na PRODUCT	2 (41)	0.27150	0.6053
PRODUCT kauzálně nepůsobí na MS	2 (41)	0.64468	0.4269
MS kauzálně nepůsobí na PRODUCT	3 (40)	0.84436	0.4795
PRODUCT kauzálně nepůsobí na MS	3 (40)	1.06841	0.3758
MS kauzálně nepůsobí na PRODUCT	4 (39)	1.04681	0.3997
PRODUCT kauzálně nepůsobí na MS	4 (39)	0.82256	0.5211

Grangerovy testy párové kauzality poskytují výstupy, které jsou uvedeny v předcházející tabulce. Ani v tomto případě nebyla identifikována ani jedna prokázaná kauzální vazba v jakémkoliv směru. Výsledky Grangerových testů tak v rámci zkoumání odvětví zpracovatelského průmyslu podporují tezi o neutralitě peněz, resp. o neúčinnosti měnové politiky na výkonnost zpracovatelského průmyslu. Dané výsledky zároveň nekorespondují s platností teze o endogenitě peněz, která zjednodušeně řečeno definuje peníze jako funkci produkce. Změny produkce zpracovatelského průmyslu tak dle výstupů párového testování Grangerovy kauzality nejsou příčinou změn množství peněz v ekonomice a naopak. Jinými slovy existují alternativní determinanty řešených veličin.<sup>83</sup>

### 5.2.2 Neokeynesiánská úroková transmise

Neokeynesiánská transmise v pojetí Revendy (2007) je založena na předpokladu přenosu dopadů měnověpolitického opatření na krátkodobou úrokovou sazbu, která v další fázi ovlivňuje sazby na konci výnosové křivky. Dlouhodobé úrokové sazby poté ovlivňují velikost nominálního produktu.

<sup>83</sup> Pokud časovou řadu diferencí logaritmů indexů produkce zpracovatelského průmyslu v Grangerových testech nahradíme diferencemi zlogaritmované časové řady reálného hrubého domácího produktu, aplikováním stejného postupu je možné dospět k následujícím výsledkům. Jediným prokázaným kauzálním vztahem na hladině významnosti 0,05 je příčinná relace ve směru peněžní zásoba – hrubý domácí produkt pro VAR model s jedním zpožděním. Výsledky jsou na úrovni hladiny významnosti 0,10 potvrzeny i pro zpoždění dvou, resp. tří čtvrtletí. Ostatní nulové hypotézy na příslušné hladině významnosti nebyly zamítnuty, tj. příčinné vztahy nebyly prokázány.



První fáze neokeynesiánské transmise předpokládá kauzální vztah mezi měnověpolitickým nástrojem a krátkodobou reálnou úrokovou sazbou. Pro potřeby analýzy je reálná úroková sazba určena metodou ex ante, kdy od nominální roční úrokové sazby PRIBOR je odečtena hodnota předpokládané inflace. Aby bylo možné časové řady zlogaritmovat, jsou určeny logaritmy nominální úrokové sazby a inflačního očekávání, přičemž difference těchto logaritmů je chápána právě jako reálná roční úroková sazba PRIBOR. Vzhledem k tomu, že konstrukce hodnot reálných sazeb je odvozena přímo od nominálních úrokových sazeb, je možné předpokládat explicitní vztah velikostí nominálních sazeb s reálnými úrokovými sazbami. Tato teze byla rovněž ověřena korelační analýzou.

Druhá fáze neokeynesiánské transmise je založena na relaci krátkodobé reálné úrokové sazby s dlouhodobou reálnou úrokovou sazbou. Dlouhodobá reálná sazba je přitom definována analogicky jako krátkodobá reálná sazba, tj. jako difference nominální sazby (resp. její zlogaritmované hodnoty) a očekávané inflace (resp. opět její zlogaritmované hodnoty). Časové řady zlogaritmované krátkodobé i dlouhodobé úrokové reálné úrokové sazby jsou stacionární ve svých prvních diferencích, což implikuje potřebu provést párový kointegrační test. Pro potřeby odhadu kointegrační regrese byl, v souladu se zjištěním nejnižší hodnoty Akaikeho kritéria kointegrační regrese, vybrán model s konstantou a trendem.

	<b>Coefficient</b>	<b>Std. Error</b>	<b>t-Statistic</b>	<b>Prob.</b>
<b>C</b>	0.450943	0.0340663	13.24	2.15e-016 ***
<b>R_PRIBOR</b>	0.523464	0.127153	4.117	0.0002 ***
<b>Time</b>	-0.00288836	0.00147135	-1.963	0.0564 *
<b>Adjusted R Square</b>	0.445638		<b>Akaike Crit.</b>	-67.06346

<b>ADF Test for <math>\hat{u}</math></b>	<b>Dependent</b>	<b>tau-statistic</b>	<b>Prob.</b>
0 lags, C @TREND	<b>LR_IR_R</b>	<b>-2.577629</b>	<b>0.5039</b>

V souladu s metodikou Engle-Grangerova testu kointegrace byla rezidua získaná z kointegrační regrese testována na přítomnost jednotkového kořene. Za tímto účelem byl vybrán model bez zpoždění, jehož  $\tau$ -statistika -2,58 neumožňuje vyvrátit nulovou hypotézu. Rezidua z kointegrační regrese tak není možné považovat za stacionární, což

implikuje závěr o nekointegrovanosti časových řad řešených úrokových sazeb. V dalším kroku analýzy kauzálních vztahů je tak nutné operovat s prvními diferencemi.

**Tabulka č. 10 Výstupy Grangerových testů kauzality – LR\_IR\_R, R\_PRIBOR**

Nulová hypotéza:	Lag (Obs.)	F-Statistic	Prob.
R_PRIBOR kauzálně nepůsobí na LR_IR_R	1 (42)	0.47998	0.4925
LR_IR_R kauzálně nepůsobí na R_PRIBOR	1 (42)	0.64760	0.4258
R_PRIBOR kauzálně nepůsobí na LR_IR_R	2 (41)	0.59483	0.5570
LR_IR_R kauzálně nepůsobí na R_PRIBOR	2 (41)	0.46524	0.6317
R_PRIBOR kauzálně nepůsobí na LR_IR_R	3 (40)	1.90001	0.1488
LR_IR_R kauzálně nepůsobí na R_PRIBOR	3 (40)	0.27447	0.8434
R_PRIBOR kauzálně nepůsobí na LR_IR_R	4 (39)	2.00300	0.1195
LR_IR_R kauzálně nepůsobí na R_PRIBOR	4 (39)	2.23827	0.0885

Grangerovy testy kauzality neidentifikují ani jeden kauzální vztah, který by byl statisticky významný na hladině významnosti 0,05, což může vést k závěru, že neokeynesiánská měnověpolitická transmise je tedy v této fázi přerušena a přestává v realitě české ekonomiky fungovat.

Poslední fáze transmisního mechanismu v neokeynesiánské teorii je vymezena relací dlouhodobých úrokových sazeb a cenové hladiny. Vzhledem k faktu, že obě časové řady jsou typu I(1), je záhodno testovat kointegraci časových řad. Kointegrační regrese je odhadnuta v modelu s konstantou a trendem, neboť odhad této formy modelu vygeneroval nejnižší hodnotu Akaikeho kritéria (-266,7592).

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
<b>C</b>	1.97642	0.00733527	269.4	3.17e-068 ***
<b>LR_IR_R</b>	-0.0236817	0.0135816	-1.744	0.0887 *
<b>Time</b>	0.00147633	0.000155177	9.514	6.21e-012 ***
<b>Adjusted R Square</b>	0.771957		<b>Akaike Crit.</b>	-266.7592
<b>ADF Test for <math>\hat{u}</math></b>	<b>Dependent</b>	<b>tau-statistic</b>	<b>Prob.</b>	
2 lags, C @TREND	CENY	-3.717533	0.0919	

Následně byla testována rezidua ADF testem, který potvrdil přítomnost jednotkového kořenu v řadě odhadnutých reziduí, což umožňuje považovat řady reálné dlouhodobé úrokové sazby a indexu cen zpracovatelského průmyslu cen za párově nekointegrované. Z tohoto důvodu je nutné využívat diferencované časové řady, které je možné s odkazem na testy jednotkového kořene za stacionární.

Nulové hypotézy o neexistenci kauzálních vztahů byly vyvráceny ve dvou případech. Podle výsledků Grangerových testů reálné dlouhodobé úrokové sazby se zpožděním tří, resp. čtyř čtvrtletí determinují velikost indexu cen zpracovatelského průmyslu. Uvedený závěr lze vysvětlit s respektováním teze, kdy platí, že ceny v odvětví zpracovatelského průmyslu jsou určovány s ohledem na očekávání ohledně budoucího vývoje, přičemž právě dlouhodobé reálné úroky respektují budoucí vývoj ve velké míře.

**Tabulka č. 11 Výstupy Grangerových testů kauzality – CENY, LR\_IR\_R**

Nulová hypotéza:	Lag (Obs.)	F-Statistic	Prob.
LR_IR_R kauzálně nepůsobí na CENY	1 (42)	0.39875	0.5314
CENY kauzálně nepůsobí na LR_IR_R	1 (42)	1.39980	0.2439
LR_IR_R kauzálně nepůsobí na CENY	2 (41)	1.16543	0.3233
CENY kauzálně nepůsobí na LR_IR_R	2 (41)	0.93610	0.4015
<b>LR_IR_R kauzálně nepůsobí na CENY</b>	<b>3 (40)</b>	<b>6.61543</b>	<b>0.0013</b>
CENY kauzálně nepůsobí na LR_IR_R	3 (40)	0.91631	0.4437
<b>LR_IR_R kauzálně nepůsobí na CENY</b>	<b>4 (39)</b>	<b>8.45461</b>	<b>0.0001</b>
CENY kauzálně nepůsobí na LR_IR_R	4 (39)	1.28905	0.2964

Vzhledem k nejnižší hodnotě Akaikeho kritéria je následně analyzován regresní odhad rovnice reflektující zpoždění čtyř čtvrtletí, přičemž obecný zápis rovnice je možné vyjádřit takto:

$$\begin{aligned}
 D(\text{CENY}) = & C(1) + C(2) * D(\text{CENY}(-1)) + C(3) * D(\text{CENY}(-2)) + C(4) * D(\text{CENY}(-3)) \\
 & + C(5) * D(\text{CENY}(-4)) + C(6) * D(\text{LR\_IR\_R}(-1)) + C(7) * D(\text{LR\_IR\_R}(-2)) \\
 & + C(8) * D(\text{LR\_IR\_R}(-3)) + C(9) * D(\text{LR\_IR\_R}(-4))
 \end{aligned}$$

Uvedená rovnice vyjadřuje závislost změn cenové hladiny zpracovatelského průmyslu na vlastních zpožděných hodnotách a na zpožděných hodnotách změn reálných dlouhodobých úrokových sazeb. Kvantitativní odhady parametrů C(1) až C(9) v uvedené rovnici jsou přitom následující:

$$D(\text{CENY}) = 0,001605 - 0,116326 * D(\text{CENY}(-1)) + 0,158698 * D(\text{CENY}(-2))$$

(0,000725)	(0,153471)	(0,127326)
[2,214045]	[-0,757964]	[1,246388]

$$+ 0,079997 * D(\text{CENY}(-3)) - 0,152336 * D(\text{CENY}(-4)) + 0,003547 * D(\text{LR\_IR\_R}(-1))$$

(0,129089)	(0,128234)	(0,008857)
[0,619703]	[-1,187956]	[0,400440]

$$- 0,017148 * D(\text{LR\_IR\_R}(-2)) - 0,036303 * D(\text{LR\_IR\_R}(-3)) - 0,031733 * D(\text{LR\_IR\_R}(-4))$$

(0,008470)	(0,007392)	(0,009274)
[-2,024481]	[-4,911108]	[-3,421710]

Normalita rozdělení reziduí z řešené rovnice byla potvrzena výsledky Jarque-Bera testu. Přítomnost nežádoucí autokorelace nebyla Ljungovým-Boxovým testem potvrzena. ARCH efekt rovněž nebyl přítomen.

Interpretaci výsledků regresního odhadu je opět třeba zaměřit na statistickou významnost parametrů a jejich znaménka. Statisticky významné parametry jsou odhadnuty pro konstantu a dvě proměnné dlouhodobých úrokových sazeb se zpožděním o tři, resp. čtyři čtvrtletí. Záporná znaménka u těchto dvou významných parametrů dlouhodobých sazeb vyjadřují, že se zvyšující se dlouhodobou reálnou úrokovou sazbou cenová hladina v odvětví zpracovatelského průmyslu klesá.

V této souvislosti je možné předpokládat, že tato kauzální relace odráží spojitost s teorií racionálně očekávané inflace, která je základem pro definování reálných sazeb ex ante, a skutečného vývoje cenové hladiny. Tato teze bude testována později v rámci subkapitoly zabývající se přímo vazbou inflačního očekávání a skutečné cenové hladiny.

Následně jsou zkoumány příčinné vztahy mezi reálnými dlouhodobými úrokovými sazbami a produkcí zpracovatelského průmyslu. Opět je nejprve proveden Engle-Grangerův test kointegrace, který vychází z odhadu kointegrační regrese ve formě s konstantou a trendem. Tato forma byla vybrána na základě nejnižšího Akaikeho kritéria -176,955.

	<b>Coefficient</b>	<b>Std. Error</b>	<b>t-Statistic</b>	<b>Prob.</b>
<b>C</b>	1.96555	0.0203524	96.58	5.46e-050 ***
<b>LR_IR_R</b>	-0.128487	0.0376832	-3.41	0.0015 ***
<b>Time</b>	0.00391923	0.000430553	9.103	2.15e-011 ***
<b>Adjusted R Square</b>	0.794517		<b>Akaike Crit.</b>	-176.955
<b>ADF Test for <math>\hat{u}</math></b>				
<b>Dependent</b>	<b>tau-statistic</b>	<b>Prob.</b>		
0 lags, C @TREND	PRODUCT	-2.481114	0.5539	

Relativně nízká hodnota  $\tau$ -statistiky (-2,48) sloužící pro vyhodnocení ADF testu neumožňuje zamítnout nulovou hypotézu o nekointegrovanosti časových řad na hladině významnosti 0,05. Zkoumané časové řady je tedy nutné za účelem provedení Grangerových testů kauzality diferencovat.

**Tabulka č. 12 Výstupy Grangerových testů kauzality – PRODUCT, LR\_IR\_R**

<b>Nulová hypotéza:</b>	<b>Lag (Obs.)</b>	<b>F-Statistic</b>	<b>Prob.</b>
<b>LR_IR_R kauzálně nepůsobí na PRODUCT</b>	<b>1 (42)</b>	<b>6.09962</b>	<b>0.0180</b>
PRODUCT kauzálně nepůsobí na LR_IR_R	1 (42)	0.53256	0.4699
<b>LR_IR_R kauzálně nepůsobí na PRODUCT</b>	<b>2 (41)</b>	<b>4.22681</b>	<b>0.0224</b>
PRODUCT kauzálně nepůsobí na LR_IR_R	2 (41)	1.61603	0.2128
<b>LR_IR_R kauzálně nepůsobí na PRODUCT</b>	<b>3 (40)</b>	<b>5.09542</b>	<b>0.0052</b>
PRODUCT kauzálně nepůsobí na LR_IR_R	3 (40)	1.13545	0.3491
<b>LR_IR_R kauzálně nepůsobí na PRODUCT</b>	<b>4 (39)</b>	<b>4.02872</b>	<b>0.0099</b>
PRODUCT kauzálně nepůsobí na LR_IR_R	4 (39)	1.42686	0.2492

Interpretováním výsledků testů párové kauzality je zjištěno, že není Grangerovými testy kauzality prokázána ani jedna příčinná vazba, kdy index produkce zpracovatelského průmyslu podmiňuje dlouhodobé reálné úrokové sazby. Naopak

kauzální vztah mezi dlouhodobou reálnou sazbou jako determinantou a produkcí zpracovatelského průmyslu jako ovlivňovanou proměnnou je prokázán v modelech ve všech uvažovaných případech, která zahrnují zpoždění jednoho až čtyř případů.

Pro podrobnější analýzu výsledků je vybrán VAR model zahrnující čtyři zpožděné proměnné, neboť tento model vykazuje nejnižší hodnotu Akaikeho informačního kritéria.

$$\begin{aligned} D(\text{PRODUCT}) = & C(1) + C(2) * D(\text{PRODUCT}(-1)) + C(3) * D(\text{PRODUCT}(-2)) \\ & + C(4) * D(\text{PRODUCT}(-3)) + C(5) * D(\text{PRODUCT}(-4)) + C(6) * D(\text{LR\_IR\_R}(-1)) \\ & + C(7) * D(\text{LR\_IR\_R}(-2)) + C(8) * D(\text{LR\_IR\_R}(-3)) + C(9) * D(\text{LR\_IR\_R}(-4)) \end{aligned}$$

Z hlediska postižení významnosti závislosti mezi dlouhodobými reálnými úroky a produkcí zpracovatelského průmyslu jsou odhadnuty parametry právě předcházející rovnice, kde produkce vystupuje jako vysvětlovaná proměnná ve formě vlastních diferencí zlogaritmovaných hodnot indexu cen zpracovatelského průmyslu. Regresní odhad uvedené rovnice vypadá takto:

$$\begin{aligned} D(\text{PRODUCT}) = & 0,004377 - 0,005492 * D(\text{PRODUCT}(-1)) - 0,151938 * D(\text{PRODUCT}(-2)) \\ & (0,003005) \quad (0,179261) \quad (0,175198) \\ & [1,456301] \quad [-0,030639] \quad [-0,030639] \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} & + 0,065928 * D(\text{PRODUCT}(-3)) - 0,162611 * D(\text{PRODUCT}(-4)) - 0,076829 * D(\text{LR\_IR\_R}(-1)) \\ & (0,169080) \quad (0,155490) \quad (0,036574) \\ & [0,389920] \quad [-1,045803] \quad [-2,100659] \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} & - 0,073091 * D(\text{LR\_IR\_R}(-2)) - 0,064037 * D(\text{LR\_IR\_R}(-3)) - 0,032543 * D(\text{LR\_IR\_R}(-4)) \\ & (0,038915) \quad (0,032243) \quad (0,035632) \\ & [-1,878217] \quad [-1,986104] \quad [-0,913316] \end{aligned}$$

Ljungovy-Boxovy testy autokorelace neprokázaly přítomnost autokorelace u reziduí odhadu. Jarque-Bera test prokázal normalitu rozdělení daných reziduí. Přítomnost nežádoucí heteroskedasticity rovněž není ARCH testem potvrzena.

Jediným statisticky významným parametrem na hladině významnosti 0,05 je parametr C(6) ve výši -0,08 s p-hodnotou 0,0442, který představuje vzhledem ke zlogaritmované formě vstupních dat pružnost změny indexu produkce zpracovatelského průmyslu v důsledku změny dlouhodobých úrokových sazeb zpožděných o jedno čtvrtletí. Další statisticky významné parametry jsou odhadnuty pro zpožděné proměnné úrokových sazeb C(7) a C(8), ovšem pouze na hladině významnosti 0,1. Oba tyto parametry mají rovněž záporné znaménko, které představuje negativní povahu závislosti produkce na úrokových sazbách, jež odpovídá elementární logice ekonomické teorie, kdy ceteris paribus zvýšení úroků neprospívá produkci. Statisticky prokázaná kauzalita je tedy v souladu s teorií neokeynesiánské transmise vymezené v teoretické části práce.

### 5.2.3 Tradiční úrokový kanál

Tradiční úrokový kanál představuje elementární pojetí měnověpolitické transmise, kdy centrální bankou regulovaná velikost úrokových sazeb přímo působí na velikost agregátních výdajů, především výdajů investičního charakteru. Investiční výdaje poté navyšují agregátní poptávku, což dle předpokladů působí na růst cenové hladiny, resp. růst reálného produktu.

Silná vazba mezi reálnou sazbou PRIBOR a nominální tříměsíční sazbou PRIBOR již byla prokázána v předcházejícím textu, proto je jako první testován až následující vztah mezi reálnou úrokovou sazbou a tvorbou hrubého kapitálu. Obě časové řady jsou integrovány řádem jedna, což vede k nutnosti ověřit hypotézu, zda jsou časové řady kointegrované či nikoliv. Pro tento pár byl vybrán model s konstantou a trendem s hodnotou Akaikeho kritéria -158,052.

	<b>Coefficient</b>	<b>Std. Error</b>	<b>t-Statistic</b>	<b>Prob.</b>
<b>C</b>	5.26068	0.0121138	434.3	1.01e-076 ***
<b>R_PRIBOR</b>	0.151808	0.0452152	3.357	0.0017 ***
<b>Time</b>	0.00363601	0.000523205	6.949	1.94e-08 ***
<b>Adjusted R Square</b>	0.518495		<b>Akaike Crit.</b>	-158.052
<b>ADF Test for <math>\hat{u}</math></b>	<b>Dependent</b>	<b>tau-statistic</b>	<b>Prob.</b>	
3 lags, C @TREND	<b>THK</b>	<b>-2.832696</b>	<b>0.3793</b>	

Nulová hypotéza o nekointegrovanosti testovaných časových řad byla testována ADF testem, který byl aplikován na rezidua odhadnuté kointegrační regrese. Vypočtená  $\tau$ -statistika ve výši -2,83 umožňuje zamítnout nulovou hypotézu až na hladině významnosti 0,3793, proto lze vyvodit závěr, že rezidua obsahují jednotkový kořen, tudíž nejsou stacionární. Zkoumané časové řady tak spolu nejsou kointegrované, proto je třeba pokračovat v ověřování kauzálních vztahů s využitím prvních diferencí zlogaritmovaných řad.

**Tabulka č. 13 Výstupy Grangerových testů kauzality – THK, R\_PRIBOR**

Nulová hypotéza:	Lag (Obs.)	F-Statistic	Prob.
R_PRIBOR kauzálně nepůsobí na THK	1 (42)	0.39659	0.5325
THK kauzálně nepůsobí na R_PRIBOR	1 (42)	2.66884	0.1104
R_PRIBOR kauzálně nepůsobí na THK	2 (41)	0.37052	0.6930
THK kauzálně nepůsobí na R_PRIBOR	2 (41)	2.11534	0.1353
R_PRIBOR kauzálně nepůsobí na THK	3 (40)	1.41334	0.2563
THK kauzálně nepůsobí na R_PRIBOR	3 (40)	1.95084	0.1406
R_PRIBOR kauzálně nepůsobí na THK	4 (39)	0.78930	0.5413
THK kauzálně nepůsobí na R_PRIBOR	4 (39)	1.49659	0.2282

Grangerovy testy kauzality neprokázaly žádný příčinný vztah mezi reálnou úrokovou sazbou a tvorbou hrubého kapitálu ani v jednom případě, z čehož lze usuzovat, že investice (resp. tvorba hrubého fixního kapitálu) jsou determinovány významnějšími faktory než reálnou úrokovou sazbou, přičemž úroková sazba na investice nemá významný vliv.

V poslední fázi tradiční úrokové transmise působí investiční výdaje na nominální produkt, tj. na velikost cenové hladiny, resp. na reálnou produkci. Z toho důvodu, že tvorba hrubého domácího produktu je jednou ze složek celkových agregátních výdajů (hrubého domácího produktu, potažmo agregované produkce zpracovatelského průmyslu), čímž přímo přispívá ke zvýšení agregovaných produkčních ukazatelů, je uvažováno v tom smyslu, že není třeba testovat kauzální vztahy, neboť vazba mezi tvorbou hrubého kapitálu a indexem produkce zpracovatelského průmyslu vyplývá z logiky věci. Dále tedy bude analyzován pouze vztah mezi tvorbou hrubého kapitálu a cenovou hladinou zpracovatelského průmyslu vyjádřenou indexem cen daného odvětví.



Pro účely kointegrační analýzy je vybrán model s konstantou a trendem s příslušnou hodnotou Akaikeho kritéria -288,9293. Odhad kointegrační regrese vygeneroval rezidua, která jsou v souladu s Engle-Grangerovou metodikou testována na přítomnost jednotkového kořene ADF testem.

	<b>Coefficient</b>	<b>Std. Error</b>	<b>t-Statistic</b>	<b>Prob.</b>
<b>C</b>	1.03524	0.164688	6.286	1.70e-07 ***
<b>THK</b>	0.176522	0.0312581	5.647	1.37e-06 ***
<b>Time</b>	0.00111686	0.000136268	8.196	3.57e-010 ***
<b>Adjusted R Square</b>	0.862218		<b>Akaike Crit.</b>	-288.9293

<b>ADF Test for <math>\hat{u}</math></b>	<b>Dependent</b>	<b>tau-statistic</b>	<b>Prob.</b>
7 lags, C @TREND	<b>CENY</b>	<b>-4.029503</b>	<b>0.0526</b>

Za tímto účelem byl selektován optimální model s konstantou a trendem se sedmi zpožděními. Vypočtené  $\tau$ -statistice -4,03 odpovídá s využitím MacKinnonových kritických hodnot p-hodnota 0,0526. Není tedy možné bezpečně na nízké hladině významnosti 0,05 zamítnout nulovou hypotézu o nekointegrovanosti časových řad, což opět vede k nutnosti využít pro potřeby Grangerových testů kauzality první diference.

Následující tabulka uvádí výsledky testů kauzality s využitím Grangerovy metodiky.

**Tabulka č. 14 Výstupy Grangerových testů kauzality – CENY, THK**

<b>Nulová hypotéza:</b>	<b>Lag (Obs.)</b>	<b>F-Statistic</b>	<b>Prob.</b>
<b>THK kauzálně nepůsobí na CENY</b>	<b>1 (42)</b>	<b>4.37630</b>	<b>0.0430</b>
CENY kauzálně nepůsobí na THK	1 (42)	3.09418	0.0864
THK kauzálně nepůsobí na CENY	2 (41)	1.89800	0.1646
CENY kauzálně nepůsobí na THK	2 (41)	2.12055	0.1347
THK kauzálně nepůsobí na CENY	3 (40)	1.53488	0.2238
CENY kauzálně nepůsobí na THK	3 (40)	2.83965	0.0529
THK kauzálně nepůsobí na CENY	4 (39)	1.30662	0.2900
<b>CENY kauzálně nepůsobí na THK</b>	<b>4 (39)</b>	<b>2.69950</b>	<b>0.0494</b>

Mezi zkoumanými časovými řadami jsou prokázány dva příčinné vztahy. První z nich v případě jednoho zpoždění vymezuje index cen zpracovatelského průmyslu jako proměnnou determinovanou právě tvorbou hrubého kapitálu (resp. investicemi). Druhá příčinná relace byla Grangerovými testy prokázána v opačném směru působení, a to pro test s využitím modelu se zahrnutím čtyř zpožděných.

Předmětem podrobnější analýzy Grangerových testů kauzality je jednoduchý dvourovňový VAR model, který je z uvedených testovaných modelů charakteristický minimální hodnotou Akaikeho informačního kritéria. Z hlediska teoretického vymezení poslední fáze řešeného transmisního kanálu je řešena pouze jedna rovnice VAR modelu, kterou je možné vyjádřit takto:

$$D(\text{CENY}) = C(1) + C(2) * D(\text{CENY}(-1)) + C(3) * D(\text{THK}(-1))$$

Diference indexu cen zpracovatelského průmyslu jsou vysvětlovány prostřednictvím o jedno čtvrtletí zpožděných vlastních diferencí a o jedno čtvrtletí zpožděných diferencí tvorby hrubého kapitálu. Charakteristiky odhadu jsou uvedeny níže.

$$D(\text{CENY}) = 0,000957 + 0,330991 * D(\text{CENY}(-1)) + 0,090466 * D(\text{THK}(-1))$$

(0,000836)	(0,143378)	(0,043245)
[1,145438]	[2,308515]	[2,091960]

Nežádoucí autokorelace, resp. heteroskedasticita není u reziduí prokázána Ljungovy-Boxovy testem, resp. ARCH testem. Kvalitu modelu však snižuje fakt, že výsledky Jarque-Bera testu zamítají nulovou hypotézu o normalitě rozdělení daných reziduí.

Z uvedeného odhadu rovnice jsou na hladině významnosti 0,05 významné parametry C(2) a C(3), tj. parametry ve výši 0,33 u proměnné D(CENY(-1)), resp. ve výši 0,09 u proměnné D(THK(-1)). Z hlediska ověření ekonomicko-logické interpretace Grangerových testů kauzality je kladné znaménko u koeficientu C(3) v souladu s předpoklady, neboť růst investic (tvorby hrubého kapitálu) navyšuje agregátní poptávku, což se projeví růstem cenové hladiny.

V konečném zhodnocení však nejednoznačná prokazatelnost funkčnosti tradičního úrokového kanálu způsobená absencí statisticky významných kauzálních vazeb, které jsou v souladu s tradiční ekonomickou teorií, vedla k formulaci alternativního pojetí kanálu inflačního očekávání, kdy v první fázi realizace měnověpolitického opatření formuje inflační očekávání. Inflační očekávání poté regulují reálné úroky ex ante, přičemž závěrečné vazby v transmisi již korespondují s předpoklady tradičního úrokového kanálu. Vzhledem k nevýznamnosti tradičního úrokového kanálu ovšem bude posuzována přímá vazba inflačního očekávání na skutečnou cenovou hladinu.

S respektováním výsledků ADF testů zlogaritmovaných časových řad, kdy bylo zjištěno, že časová řada očekávané inflace je typu  $I(0)$  a nominální úrokové sazby typu  $I(1)$ , není možné provést test kointegrace. Z tohoto důvodu je kauzalita testována na prvních diferencích časových řad.

**Tabulka č. 15 Výstupy Grangerových testů kauzality – EXP\_INF, PRIBOR**

Nulová hypotéza:	Lag (Obs.)	F-Statistic	Prob.
PRIBOR kauzálně nepůsobí na EXP_INF	1 (42)	0.26534	0.6094
EXP_INF kauzálně nepůsobí na PRIBOR	1 (42)	1.39035	0.2455
PRIBOR kauzálně nepůsobí na EXP_INF	2 (41)	0.25305	0.7778
EXP_INF kauzálně nepůsobí na PRIBOR	2 (41)	1.58495	0.2189
<b>PRIBOR kauzálně nepůsobí na EXP_INF</b>	<b>3 (40)</b>	<b>7.81537</b>	<b>0.0004</b>
EXP_INF kauzálně nepůsobí na PRIBOR	3 (40)	1.65201	0.1963
<b>PRIBOR kauzálně nepůsobí na EXP_INF</b>	<b>4 (39)</b>	<b>6.43002</b>	<b>0.0007</b>
EXP_INF kauzálně nepůsobí na PRIBOR	4 (39)	1.90672	0.1351

Výsledky testů příčinných vztahů uvedené v tabulce č. 15, které se vztahují k první fázi kanálu inflačního očekávání, korespondují s teoretickými předpoklady. Opatření měnové politiky totiž kauzálně působí na hodnoty očekávané inflace. Kauzalita v tomto směru byla prokázána na velmi nízké úrovni hladiny významnosti pro modely zahrnující tři, resp. čtyři proměnné. Uvedené vysoké hodnoty F-statistik byly následující: 7,82 pro uvažovaná tři zpoždění, resp. 6,43 pro uvažovaná čtyři zpoždění.

Pro ověření směru působení kauzality je použit model zahrnující čtyři zpoždění, který vykazuje nejnižší hodnotu Akaikeho informačního kritéria. Předmětem zájmu tohoto modelu je přitom následující rovnice aplikovaná pro diferencovaná data.

$$\begin{aligned}
D(\text{EXP\_INF}) &= C(1) + C(2) * D(\text{EXP\_INF}(-1)) + C(3) * D(\text{EXP\_INF}(-2)) \\
&+ C(4) * D(\text{EXP\_INF}(-3)) + C(5) * D(\text{EXP\_INF}(-4)) + C(6) * D(\text{PRIBOR}(-1)) \\
&+ C(7) * D(\text{PRIBOR}(-2)) + C(8) * D(\text{PRIBOR}(-3)) + C(9) * D(\text{PRIBOR}(-4))
\end{aligned}$$

Uvedená rovnice vysvětluje první diference očekávané inflace vlastními zpožděnými hodnotami diferencí, resp. zpožděnými prvními diferencemi krátkodobé nominální mezibankovní sazby. Odhad dané rovnice je uveden níže.

$$\begin{aligned}
D(\text{EXP\_INF}) &= -0,005356 + 0,112276 * D(\text{EXP\_INF}(-1)) + 0,075211 * D(\text{EXP\_INF}(-2)) \\
&\quad (0,007049) \quad (0,159460) \quad (0,124805) \\
&\quad [-0,75984] \quad [0,704105] \quad [0,602626]
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
&+ 0,269375 * D(\text{EXP\_INF}(-3)) - 0,416713 * D(\text{EXP\_INF}(-4)) + 0,304555 * D(\text{PRIBOR}(-1)) \\
&\quad (0,127771) \quad (0,139570) \quad (0,162628) \\
&\quad [2,108270] \quad [-2,985700] \quad [1,872718]
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
&+ 0,145078 * D(\text{PRIBOR}(-2)) - 0,779201 * D(\text{PRIBOR}(-3)) + 0,260256 * D(\text{PRIBOR}(-4)) \\
&\quad (0,145078) \quad (-0,157764) \quad (0,188155) \\
&\quad [0,864381] \quad [-4,939047] \quad [1,383204]
\end{aligned}$$

Stejně jako v obdobných případech jsou rezidua vzešlá z uvedeného odhadu rovnice testována z pohledu normality jejich rozdělení, přítomnosti autokorelace a případné nežádoucí heteroskedasticity. V tomto případě Jarque-Bera test nezamítá nulovou hypotézu o normalitě rozdělení u reziduí. Rezidua dle Ljungova-Boxova testu nejsou autokorelována, ARCH efekt rovněž není přítomen.

Na hladině významnosti 0,05 jsou evidovány pouze dva statisticky významné parametry -0,42 u proměnné  $D(\text{EXP\_INF}(-4))$ , resp. -0,78 u proměnné  $D(\text{PRIBOR}(-3))$ . Záporné znaménko u koeficientu -0,78 je možné interpretovat jako elasticitu očekávané inflace ve vztahu ke krátkodobé sazbě, kdy jednoprocenní navýšení (resp. změna o jeden procentní bod) diference krátkodobé úrokové sazby vyvolá změnu diference očekávané inflace o 0,78 procentního bodu. Uvedená kvantitativní charakteristika však není

kredibilní, neboť jednorovnicový model nedokáže postihnout složitou povahu a provázanost makroekonomických veličin. Záporné znaménko u řešeného odhadu koeficientu ovšem potvrzuje v souladu teoretickými předpoklady (kdy navýšení úrokové sazby signalizuje vůli centrální banky působit ve prospěch snížení inflace) správnost statisticky ověřené kauzality v Grangerově významu.

**Tabulka č. 16 Výstupy Grangerových testů kauzality – CENY, EXP\_INF**

Nulová hypotéza:	Lag (Obs.)	F-Statistic	Prob.
EXP_INF kauzálně nepůsobí na CENY	1 (42)	1.48013	0.2311
CENY kauzálně nepůsobí na EXP_INF	1 (42)	0.69059	0.4110
EXP_INF kauzálně nepůsobí na CENY	2 (41)	2.51441	0.0950
CENY kauzálně nepůsobí na EXP_INF	2 (41)	0.79247	0.4605
<b>EXP_INF kauzálně nepůsobí na CENY</b>	<b>3 (40)</b>	<b>3.61069</b>	<b>0.0233</b>
CENY kauzálně nepůsobí na EXP_INF	3 (40)	0.84953	0.4768
<b>EXP_INF kauzálně nepůsobí na CENY</b>	<b>4 (39)</b>	<b>3.06726</b>	<b>0.0313</b>
CENY kauzálně nepůsobí na EXP_INF	4 (39)	2.17276	0.0962

Tabulka č. 16 shrnuje výstupy Grangerových testů kauzality pro první diference časových řad očekávané inflace a skutečné cenové hladiny v odvětví zpracovatelského průmyslu. U této relace je na hladině významnosti 0,05 prokázána kauzalita ve směru očekávaná inflace – skutečná cenová hladina, a to pro modely zahrnující tři, resp. čtyři zpoždění.

Za účelem detailnější analýzy Grangerových testů kauzality je z důvodu minimální hodnoty Akaikeho informačního kritéria vybrán model se čtyřmi uvažovanými zpožděními. Vzhledem k teoretické definici kanálu inflačního očekávání je odhadnuta následující rovnice.

$$\begin{aligned}
 D(\text{CENY}) = & C(1) + C(2) * D(\text{CENY}(-1)) + C(3) * D(\text{CENY}(-2)) \\
 & + C(4) * D(\text{CENY}(-3)) + C(5) * D(\text{CENY}(-4)) + C(6) * D(\text{EXP\_INF}(-1)) \\
 & + C(7) * D(\text{EXP\_INF}(-2)) + C(8) * D(\text{EXP\_INF}(-3)) + C(9) * D(\text{EXP\_INF}(-4))
 \end{aligned}$$

Tato rovnice vymezuje první diference indexu cen zpracovatelského průmyslu jako proměnnou vysvětlovanou konstantou, čtyřmi vlastními zpožděnými diferencemi a čtyřmi zpožděnými diferencemi očekávané inflace. Základní charakteristiky odhadu regresních koeficientů jsou uvedeny níže.

$$D(\text{CENY}) = 0,002867 + 0,038184 * D(\text{CENY}(-1)) + 0,045376 * D(\text{CENY}(-2))$$

$$(0,000967) \quad (0,169878) \quad (0,161321)$$

$$[2,964796] \quad [0,224774] \quad [0,281277]$$

$$-0,065515 * D(\text{CENY}(-3)) - 0,314373 * D(\text{CENY}(-4)) + 0,012209 * D(\text{EXP\_INF}(-1))$$

$$(0,160800) \quad (0,157804) \quad (0,015681)$$

$$[-0,407428] \quad [-1,992169] \quad [0,778613]$$

$$+ 0,032224 * D(\text{EXP\_INF}(-2)) + 0,045137 * D(\text{EXP\_INF}(-3)) + 0,025834 * D(\text{EXP\_INF}(-4))$$

$$(0,015593) \quad (0,016576) \quad (0,017710)$$

$$[2,066578] \quad [2,722997] \quad [1,458704]$$

Autokorelace reziduí, stejně jako jejich možná heteroskedasticita, není Ljungovým-Boxovým testem a ARCH testem potvrzena. Rezidua však dle Jarque-Bera testu nejsou normálně rozdělena.

Konstanta a regresní koeficienty 0,03 u proměnné  $D(\text{EXP\_INF}(-2))$  a 0,05 u proměnné  $D(\text{EXP\_INF}(-3))$  jsou statisticky významné na hladině významnosti 0,05. Uvedené koeficienty lze opět vzhledem ke zlogaritmovaným vstupním datům interpretovat jako koeficienty pružnosti. Kladné znaménko u obou odhadů je v souladu s předpokladem, kdy cenová hladina zpracovatelského průmyslu je kladně ovlivněna očekávanou inflací.

Kanál inflačního očekávání tak do jisté míry může nahradit dysfunkčnost tradičního úrokového kanálu, neboť kauzální vazby od počáteční až po konečnou fázi byly Grangerovými testy prokázány.

## 5.2.4 Kanál měnového kurzu

Kanál měnového kurzu je definovaný jako příčinná posloupnost dopadů měnověpolitického opatření na měnový kurs, který apreciací, resp. depreciací působí na velikost exportu a importu, složky celkového produktu. Změny exportu a importu rovněž způsobují posuny agregátní poptávky, což se projeví změnou cenové hladiny. V podmínkách české ekonomiky se lze důvodně domnívat, že pokud uvedená transmise je funkční (tj. jsou prokázány kauzální vztahy), je možné dovodit významné dopady na produkci a cenovou hladinu, neboť ČR je malou otevřenou ekonomikou.<sup>84</sup>

Prvním zkoumaným vztahem je přenos velikosti nominální krátkodobé úrokové sazby na hodnotu nominálního měnového kurzu. Uvedené časové řady jsou stacionární ve svých prvních diferencích, což implikuje nutnost provést kointegrační test. Za tímto účelem byl vybrán model s konstantou trendem s minimální hodnotou Akaikeho kritéria -246,7172.

	<b>Coefficient</b>	<b>Std. Error</b>	<b>t-Statistic</b>	<b>Prob.</b>
<b>C</b>	1.53463	0.00442287	347.0	1.00e-072 ***
<b>R_PRIBOR</b>	-0.0582218	0.0165085	-3.527	0.0011 ***
<b>Time</b>	-0.00375622	0.000191027	-19.66	1.73e-022 ***
<b>Adjusted R Square</b>	0.908545		<b>Akaike Crit.</b>	-246.7172

<b>ADF Test for <math>\hat{u}</math></b>	<b>Dependent</b>	<b>tau-statistic</b>	<b>Prob.</b>
2 lags, C @TREND	<b>N_ER</b>	<b>-4.483884</b>	<b>0.0178</b>

Rezidua z kointegrační regrese jsou testována na přítomnost jednotkového kořene ADF testem, který je aplikován na model se dvěma zpožděními. Příslušná  $\tau$ -hodnota ve výši -4,48 umožňuje na hladině významnosti 0,0178 zamítnout nulovou hypotézu o přítomnosti jednotkového kořene. Lze tedy konstatovat, že daná rezidua jsou stacionární, čili uvedené časové řady jsou kointegrované. Další postup poté využívá metodiku konstrukce VEC modelů, kdy je nejprve odhadnut kointegrační vektor.

<sup>84</sup> Otevřenost české ekonomiky vyjádřená jako podíl exportu na hrubém domácím produktu v roce 2010 činila necelých 80%.

$$N\_ER(-1) = 1,467970 + 0,200478 * R\_PRIBOR(-1)$$

(0,19040)  
[-1,05294]

Implementací daného kointegračního vektoru je proveden odhad příslušného VEC modelu, kdy na základě nejnižší hodnoty Akaikeho kritéria je vybrán VEC model zahrnující dvě zpoždění. Z hlediska analýzy kauzality v teorii transmise je řešena pouze jedna z jeho rovnic:

$$D(N\_ER) = C(1) * ( N\_ER(-1) - 0,20 * R\_PRIBOR(-1) - 1,47 )$$

$$+ C(2) * D(N\_ER(-1)) + C(3) * D(R\_PRIBOR(-1)) + C(4)$$

Regresní odhad parametrů je deskribován uvedeným výstupem softwaru EViews.

$$D(N\_ER) = -0,058256 * ( N\_ER(-1) - 0,20 * R\_PRIBOR(-1) - 1,47 )$$

(0,040776)  
[-1,428683]

<b>+0,149537* D(N_ER(-1))</b>	<b>-0,015344 * D(R_PRIBOR(-1))</b>	<b>-0,002589</b>
(0,162390)	(0,030399)	(0,002015)
[0,920854 ]	[-0,504754]	[-1,285203]

Jarque-Bera test nevyvrací nulovou hypotézu o normalitě rozdělení reziduí. Ljungovy-Boxovy testy autokorelace nepotvrzují přítomnost autokorelace. Nežádoucí heteroskedasticita u reziduí rovněž není ARCH testem prokázána.

Ani jeden z odhadnutých regresních koeficientů není na hladině významnosti 0,05 statisticky významný. Absence statisticky významného parametru tak prakticky znemožňuje možnost relevantní interpretace daného modelu. Z tohoto důvodu je přikročeno opět k testování prvních diferencí Grangerovými testy kauzality.



**Tabulka č. 17 Výstupy Grangerových testů kauzality – N\_ER, R\_PRIBOR**

Nulová hypotéza:	Lag (Obs.)	F-Statistic	Prob.
R_PRIBOR kauzálně nepůsobí na N_ER	1 (42)	0.35395	0.5553
N_ER kauzálně nepůsobí na R_PRIBOR	1 (42)	0.21686	0.6440
R_PRIBOR kauzálně nepůsobí na N_ER	2 (41)	0.44776	0.6426
N_ER kauzálně nepůsobí na R_PRIBOR	2 (41)	0.47049	0.6285
R_PRIBOR kauzálně nepůsobí na N_ER	3 (40)	0.86536	0.4688
N_ER kauzálně nepůsobí na R_PRIBOR	3 (40)	0.20624	0.8913
R_PRIBOR kauzálně nepůsobí na N_ER	4 (39)	0.63823	0.6393
N_ER kauzálně nepůsobí na R_PRIBOR	4 (39)	0.39717	0.8090

Uvedené výstupy Grangerových testů kauzality implikují závěry o párové nekauzalitě v Grangerově významu mezi reálnou úrokovou sazbou a nominálním měnovým kursem.

Druhá přenosová fáze kursového kanálu je tvořena vztahem nominálního měnového kursu a exportu, resp. importu. Nejprve bude řešena relace kursu a vývozu. Nestacionární zlogaritmované časové řady kursu a vývozu jsou integrovány stejným řádem jedna, tudíž je záhodno provést test kointegrace časových řad, který je proveden na modelu s konstantou a trendem, který vykazuje ze všech tří posuzovaných variant nejnižší hodnotu Akaikeho kritéria.

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
<b>C</b>	6.63416	0.445345	41166.0	3.84e-018 ***
<b>N_ER</b>	-0.719162	0.290663	-2.474	0.0176 **
<b>Time</b>	0.00596476	0.00106155	5.619	1.51e-06 ***
<b>Adjusted R Square</b>	0.928686		<b>Akaike Crit.</b>	-180.394
<b>ADF Test for <math>\hat{u}</math></b>	<b>Dependent</b>	<b>tau-statistic</b>	<b>Prob.</b>	
0 lags, C @TREND	<b>EXPORT</b>	<b>-1.894665</b>	<b>0.8236</b>	

Vypočtená hodnota  $\tau$ -statistiky -1,89 neumožňuje zamítnout nulovou hypotézu na přijatelné hladině významnosti (p-hodnota odpovídá 0,82), což vede k závěru, že uvedené časové řady spolu nejsou kointegrované. Testy kauzality jsou tak aplikovány na první diference původních zlogaritmovaných dat.

**Tabulka č. 18 Výstupy Grangerových testů kauzality – EXPORT, N\_ER**

Nulová hypotéza:	Lag (Obs.)	F-Statistic	Prob.
N_ER kauzálně nepůsobí na EXPORT	1 (42)	0.02061	0.8866
EXPORT kauzálně nepůsobí na N_ER	1 (42)	1.06512	0.3084
N_ER kauzálně nepůsobí na EXPORT	2 (41)	0.18006	0.8360
EXPORT kauzálně nepůsobí na N_ER	2 (41)	0.44854	0.6421
N_ER kauzálně nepůsobí na EXPORT	3 (40)	2.80914	0.0547
EXPORT kauzálně nepůsobí na N_ER	3 (40)	0.55833	0.6463
N_ER kauzálně nepůsobí na EXPORT	4 (39)	1.91278	0.1341
EXPORT kauzálně nepůsobí na N_ER	4 (39)	0.56834	0.6876

Údaje v tabulce č. 18, které vyjadřují výsledky testů kauzality, poukazují na skutečnost, že žádná nulová hypotéza nebyla zamítnuta na hladině významnosti 0,05, tj. nebyly evidovány žádné příčinné vztahy. Jediný statisticky průkazný kauzální vztah byl registrován pro model kalkulující se třemi zpožděními, kdy na hladině významnosti 0,0547 byla zamítnuta nulová hypotéza ve znění: nominální kurs nepůsobí na velikost exportu.

Ve finální fázi transmise export reguluje produkci a cenovou hladinu. Vzhledem k definování hrubého domácího produktu, jehož je odvětví zpracovatelského průmyslu významnou součástí, kdy export tvoří jednu z jeho kladných složek, není testována kauzalita mezi exportem a indexem produkce zpracovatelského průmyslu. Předmětem testování zůstává vztah mezi vývozem a cenovou hladinou vyjádřenou indexem cen zpracovatelského průmyslu. Obě řady jsou integrovány řádem jedna, je tedy žádoucí testovat párovou kointegraci relevantních časových řad.

	<b>Coefficient</b>	<b>Std. Error</b>	<b>t-Statistic</b>	<b>Prob.</b>
<b>C</b>	0.427411	0.200834	2.128	0.0394 **
<b>EXPORT</b>	0.277945	0.0362982	7.657	1.98e-09 ***
<b>Time</b>	-0.000732759	0.000318984	-2.297	0.0268 **
<b>Adjusted R Square</b>	0.8992		<b>Akaike Crit.</b>	-302.6806
<b>ADF Test for <math>\hat{u}</math></b>	<b>Dependent</b>	<b>tau-statistic</b>	<b>Prob.</b>	
7 lags, C @TREND	<b>CENY</b>	<b>-4.087055</b>	<b>0.0467</b>	

Rezidua vzešlá z kointegrační regrese jsou testována ADF testem, který je aplikován na model s konstantou a trendem se sedmi zpožděními. P-hodnota určená ve vztahu k MacKinnonovým kritickým hodnotám činí 0,0467. Na hladině významnosti 0,05 je tedy možné zamítnout hypotézu o nekointegrovanosti časových řad exportu a indexu cen zpracovatelského průmyslu. Z tohoto důvodu je dalším krokem při řešení problému prokazování Grangerovy kauzality konstrukce příslušného VEC modelu. Nejnižší hodnota Akaikeho kritéria (-13,10) je identifikována pro model zahrnující jedno zpoždění. Nejprve je vymezen kointegrační vektor v následující podobě:

$$\begin{aligned} \text{CENY}(-1) &= 0,851652 + 0,200855 * \text{EXPORT}(-1) \\ &\quad (0,01950) \\ &\quad [-10,3016] \end{aligned}$$

Uvedený kointegrační vektor je součástí odhadu příslušného dvourovnicového VEC modelu, u kterého je z pohledu definice řešené transmise zkoumán vliv exportu na cenovou hladinu v odvětví zpracovatelského průmyslu. V centru zájmu je tedy odhad následující rovnice zahrnující kointegrační vektor.

$$\begin{aligned} \text{D}(\text{CENY}) &= \text{C}(1) * (\text{CENY}(-1) - 0,20 * \text{EXPORT}(-1) - 0,85) \\ &+ \text{C}(2) * \text{D}(\text{CENY}(-1)) + \text{C}(3) * \text{D}(\text{EXPORT}(-1)) + \text{C}(4) \end{aligned}$$

Odhad uvedených koeficientů C(1) až C(4) je uveden v následujícím analytickém výstupu formou rovnicového zápisu, kde horní řádek rovnice představuje dlouhodobý vztah mezi zkoumanými časovými řadami, spodní řádek krátkodobé závislosti.

$$\begin{aligned} \text{D}(\text{CENY}) &= -0,351531 * (\text{CENY}(-1) - 0,20 * \text{EXPORT}(-1) - 0,85) \\ &\quad (0,108826) \\ &\quad [-3,230208] \\ &+ 0,387689 * \text{D}(\text{CENY}(-1)) + 0,015746 * \text{D}(\text{EXPORT}(-1)) + 0,000857 \\ &\quad (0,157862) \quad (0,055240) \quad (0,000811) \\ &\quad [2,455877] \quad [0,285053] \quad [1,056688] \end{aligned}$$

Výsledky Jarque-Bera testu umožňují zamítnout nulovou hypotézu o normalitě rozdělení reziduí vzešlých z odhadu řešené rovnice, což redukuje kvalitu daného modelu. Ljungův-Boxův test neprokazuje autokorelaci. ARCH efekt není přítomen.

V rámci odhadu uvedené rovnice je možné identifikovat (na hladině významnosti 0,05) dva statisticky významné koeficienty C(1), resp. C(2). Koeficient C(2) kvantifikuje vliv procentní změny zpožděné proměnné D(CENY(-1)) na procentní změnu u závisle proměnné D(CENY), přičemž z hlediska postžení kauzálních vztahů není tento vztah relevantní. Je však prokázán dlouhodobý kauzální vztah mezi proměnnými CENY a EXPORT, neboť koeficient C(1) vázaný ke kointegračnímu vektoru je statisticky významný na hladině významnosti 0,0026. Tento koeficient C(1) reprezentující rychlost přizpůsobení k rovnováze kointegrovaných časových řad činí -0,35. Kointegrační parametr v kointegračním vektoru ve výši -0,20 představuje dlouhodobou odezvu proměnné CENY na proměnnou EXPORT. Krátkodobá kauzalita mezi cenami zpracovatelského průmyslu a exportem není vzhledem ke statistické nevýznamnosti koeficientu C(3) prokázána.

Uvedené výsledky jsou doplněny o testování Grangerovy kauzality s využitím VAR modelů, které odhadují parametry z prvních diferencí zlogaritmovaných časových řad, které již jsou stacionární.

**Tabulka č. 19 Výstupy Grangerových testů kauzality – CENY, EXPORT**

Nulová hypotéza:	Lag (Obs.)	F-Statistic	Prob.
EXPORT kauzálně nepůsobí na CENY	1 (42)	3.44224	0.0711
CENY kauzálně nepůsobí na EXPORT	1 (42)	0.00201	0.9645
EXPORT kauzálně nepůsobí na CENY	2 (41)	2.23038	0.1221
CENY kauzálně nepůsobí na EXPORT	2 (41)	0.30063	0.7422
EXPORT kauzálně nepůsobí na CENY	3 (40)	1.45203	0.2455
CENY kauzálně nepůsobí na EXPORT	3 (40)	0.32613	0.8064
EXPORT kauzálně nepůsobí na CENY	4 (39)	0.72251	0.5834
CENY kauzálně nepůsobí na EXPORT	4 (39)	0.42478	0.7895

V tomto případě příčinné vztahy na hladině významnosti 0,05 nejsou prokázány ani v jednom z testovaných případů. Podle výsledků testů aplikovaných na prvních diferencích řešených časových řad tedy neexistuje prokazatelná kauzalita v poslední fázi

kursového transmisního kanálu, kdy s ohledem na teoretické předpoklady, kdy export (jako složka agregátní poptávky) by měl determinovat změnu cenové hladiny. Uvedená příčinná vazba byla prokázána pouze na hladině významnosti 0,0711 v případě testu zahrnujícího model se zpožděním jednoho čtvrtletí.

Podobnou transmisí je možné analogicky řešit i ve vztahu k importu, kdy změna nominálního měnového kursu determinuje změnu dovozu.

	<b>Coefficient</b>	<b>Std. Error</b>	<b>t-Statistic</b>	<b>Prob.</b>
<b>C</b>	6.57554	0.40437	16.26	1.75e-019 ***
<b>N_ER</b>	-0.665765	0.26392	-2.523	0.0156 **
<b>Time</b>	0.00437409	0.000963882	4.538	4.89e-05 ***
<b>Adjusted R Square</b>	0.908087		<b>Akaike Crit.</b>	-188.8876
<b>ADF Test for <math>\hat{u}</math></b>	<b>Dependent</b>	<b>tau-statistic</b>	<b>Prob.</b>	
4 lags, C @TREND	<b>IMPORT</b>	<b>-2.943443</b>	<b>0.3298</b>	

Kointegrační regrese pro dvě uvedené časové řady byla odhadnuta ve formě s konstantou a trendem, kdy daná forma byla zvolena na základě hodnoty Akaikeho kritéria. ADF test pro rezidua z kointegrační regrese s využitím čtyř zpoždění vygeneroval  $\tau$ -statistiku ve výši -2,94, která je vyšší než MacKinnonova kritická hodnota pro hladinu významnosti 0,05. Pro posuzovaná rezidua není možné zamítnout hypotézu o přítomnosti jednotkového kořene, uvedené časové řady tedy není možné považovat za kointegrované s tím, že Grangerovy testy kauzality budou provedeny s využitím prvních diferencí řešených časových řad.

Následující tabulka vyjadřuje výsledky Grangerových testů kauzality, kde nebyl identifikován žádný příčinný vztah a v jednom z testovaných případů. Nominální měnový kurs tak podle výstupů testů nepřispívá ke zvýšení kvality modelů odhadu importu, tj. v Grangerově významu kauzálně neovlivňuje import, který je determinován jinými významnějšími proměnnými.

**Tabulka č. 20 Výstupy Grangerových testů kauzality – IMPORT, N\_ER**

Nulová hypotéza:	Lag (Obs.)	F-Statistic	Prob.
N_ER kauzálně nepůsobí na IMPORT	1 (42)	0.00115	0.9732
IMPORT kauzálně nepůsobí na N_ER	1 (42)	0.30289	0.5852
N_ER kauzálně nepůsobí na IMPORT	2 (41)	0.06815	0.9342
IMPORT kauzálně nepůsobí na N_ER	2 (41)	0.10180	0.9035
N_ER kauzálně nepůsobí na IMPORT	3 (40)	2.02929	0.1288
IMPORT kauzálně nepůsobí na N_ER	3 (40)	0.40045	0.7536
N_ER kauzálně nepůsobí na IMPORT	4 (39)	1.44843	0.2425
IMPORT kauzálně nepůsobí na N_ER	4 (39)	0.54604	0.7032

Poslední fází měnověpolitického kursového kanálu s importem v roli uzlu transmise je vazba importu s cenovou hladinou.<sup>85</sup> Při analyzování tohoto párového vztahu je vzhledem k faktu, že časové řady daných ukazatelů jsou integrovány řádem jedna, nejprve přistoupeno k testování případné kointegrace mezi časovými řadami. Pro tento účel byl využit model s konstantou a trendem, který je charakteristický nejnižší hodnotou Akaikeho kritéria.

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
<b>C</b>	0.593566	0.0776675	7.642	1.78e-09 ***
<b>IMPORT</b>	0.24675	0.0136108	18.13	1.79e-021 ***
<b>Adjusted R Square</b>	0.883991		<b>Akaike Crit.</b>	-297.437
<b>ADF Test for <math>\hat{u}</math></b>	<b>Dependent</b>	<b>tau-statistic</b>	<b>Prob.</b>	
4 lags, C	<b>CENY</b>	<b>-4.437760</b>	<b>0.0054</b>	

Časové řady je možné považovat kointegrované, jestliže rezidua získaná z kointegrační regrese jsou stacionární. Tento předpoklad je v souladu metodikou práce zkoumán s využitím ADF testu, který testuje přítomnost jednotkového kořene. V tomto případě byl jako optimální model zvolen model se dvěma zpožděními. Nízká p-hodnota 0,0054 odvozená od MacKinnonových kritických hodnot testu umožňuje zamítnout na uvažované hladině významnosti 0,05 nulovou hypotézu o nekointegrovanosti časových

<sup>85</sup> I zde je důvodně předpokládáno, že import přímo působí na pokles produkce, čili jeho vliv na velikost celkové produkce je neoddiskutovatelný, neboť vyplývá z definice určení hrubého domácího produktu výdajovou metodou.

řad, a proto je vhodné zkonstruovat VEC model s jedním zpožděním, neboť právě tento model generuje nejnižší hodnotu Akaikeho kritéria -13,07. Odhadnutý kointegrační vektor je pro daný VEC model odhadnut v následující podobě.

$$\begin{aligned} \mathbf{CENY}(-1) &= \mathbf{0,550209} + \mathbf{0,254269} * \mathbf{IMPORT}(-1) \\ &\quad (0,02232) \\ &\quad [-11,3916] \end{aligned}$$

V dalším kroku je tato kointegrační rovnice aplikována do příslušného VEC modelu, kde je řešen vliv importu na ceny zpracovatelského průmyslu. Z tohoto důvodu je pozornost zaměřena pouze na rovnici v tomto tvaru.

$$\begin{aligned} \mathbf{D}(\mathbf{CENY}) &= \mathbf{C(1)} * (\mathbf{CENY}(-1) - \mathbf{0,25} * \mathbf{IMPORT}(-1) - \mathbf{0,55}) \\ &+ \mathbf{C(2)} * \mathbf{D}(\mathbf{CENY}(-1)) + \mathbf{C(3)} * \mathbf{D}(\mathbf{IMPORT}(-1)) + \mathbf{C(4)} \end{aligned}$$

Uvedené odhady jsou pro větší přehlednost opět přeformulovány do rovnicové podoby, kde jednotlivé řádky rozlišují závislosti dlouhého, resp. krátkého období mezi cenovou hladinou zpracovatelského průmyslu a importem.

$$\begin{aligned} \mathbf{D}(\mathbf{CENY}) &= \mathbf{-0,379030} * (\mathbf{CENY}(-1) - \mathbf{0,25} * \mathbf{IMPORT}(-1) - \mathbf{0,55}) \\ &\quad (0,109146) \\ &\quad [-3,472698] \\ \\ &+ \mathbf{0,358711} * \mathbf{D}(\mathbf{CENY}(-1)) + \mathbf{0,003098} * \mathbf{D}(\mathbf{IMPORT}(-1)) + \mathbf{0,001006} \\ &\quad (0,143226) \quad (0,053678) \quad (0,000773) \\ &\quad [2,504504] \quad [0,057718] \quad [1,301099] \end{aligned}$$

Výsledky testování reziduí z výše uvedeného odhadu rovnice jsou analogické k výsledkům testování rovnice, která je součástí VEC modelu postihujícího závislosti mezi cenami zpracovatelského průmyslu a exportem. Rezidua nejsou dle Jarque-Bera testu normálně rozdělena. Přítomnost autokorelace a heteroskedasticity není příslušnými testy prokázána.

Výsledky regrese provedené v rámci dané rovnice jsou rovněž obdobné jako v případě vztahu cen zpracovatelského průmyslu a exportu. I zde jsou identifikovány na hladině významnosti 0,05 dva významné koeficienty C(1) a C(2), přičemž koeficienty C(3) a C(4) jsou v dané rovnici statisticky nevýznamné. Z pohledu zkoumání kauzálních vztahů v rámci poslední fáze daného transmisního kanálu měnového kursu je rozhodující posuzování je nutné interpretovat odhady parametru C(1), který je popisuje dlouhodobý vztah mezi cenovou hladinou zpracovatelského průmyslu a importu, a C(3), který vyjadřuje krátkodobou příčinnou závislost cen na dovozu. Statistická významnost (při p-hodnotě 0,0026) koeficientu C(1) o velikosti -0,38 prokazuje existenci kauzálního vztahu mezi řešenými časovými řadami v dlouhém období. Tento koeficient tedy představuje rychlost přizpůsobení k rovnovážnému vztahu, resp. uvádí proporcí rovnovážné chyby minulého období, o kterou jsou krátkodobě korigovány ceny v důsledku vzniklé nerovnováhy. Kointegrační parametr v kointegračním vektoru ve výši -0,25 představuje reakci proměnné CENY na proměnnou EXPORT v dlouhém období. Krátkodobý příčinný vztah mezi indexem cen zpracovatelského průmyslu a importem s ohledem na statistickou nevýznamnost odhadnutého koeficientu C(3) není prokázán (p-hodnota 0,95).

Předcházející odhady jsou doplněny o aplikaci Grangerových testů kauzality na VAR modely tvořené (v souladu s uspokojením požadavku na stacionaritu vstupních dat) časovými řadami prvních diferencí zlogaritmovaného indexu cen zpracovatelského průmyslu a dovozu.

**Tabulka č. 21 Výstupy Grangerových testů kauzality – CENY, IMPORT**

Nulová hypotéza:	Lag (Obs.)	F-Statistic	Prob.
IMPORT kauzálně nepůsobí na CENY	1 (42)	4.01594	0.0521
CENY kauzálně nepůsobí na IMPORT	1 (42)	0.00736	0.9321
IMPORT kauzálně nepůsobí na CENY	2 (41)	3.18171	0.0534
CENY kauzálně nepůsobí na IMPORT	2 (41)	0.39113	0.6791
IMPORT kauzálně nepůsobí na CENY	3 (40)	1.82110	0.1625
CENY kauzálně nepůsobí na IMPORT	3 (40)	0.37240	0.7734
IMPORT kauzálně nepůsobí na CENY	4 (39)	0.93291	0.4582
CENY kauzálně nepůsobí na IMPORT	4 (39)	1.08343	0.3823



Předcházející tabulka shrnuje výsledky testování kauzality, kdy kauzální vztah – obdobně jako v případě exportu – není prokázán na hladině významnosti 0,05 ani v jednom z použitých modelů pro účely provedení Grangerových testů příčinných vztahů. Kauzalitu působení dovozu na velikost cenové hladiny v odvětví zpracovatelského průmyslu je možné evidovat při vyšších hladinách významnosti (0,0521, resp. 0,0534), a to v případech testů zahrnujících jednu, resp. dvě zpožděné proměnné. Opačný směr kauzality testy neprokázaly.

### **5.2.5 Měnověpolitický kanál cen ostatních aktiv**

Kanál cen ostatních aktiv je vymezen ve dvou modifikacích, kdy konečné cíle měnové politiky jsou regulovány skrze investiční výdaje, resp. spotřebu domácností. V prvním případě se jedná o kauzální posloupnost změny v měnové politice projevující se ve změně cen finančních aktiv, přičemž změna cen finančních aktiv vyvolává změnu Tobinova  $q$ , které dále ovlivňuje právě investice. Ve druhém případě se změna v nastavení měnové politiky promítne v cenách finančních aktiv, které regulují bohatství domácností v důsledku jejich držby, což dle předpokladů vede k vyšší spotřebě. Nejprve bude věnována pozornost prvotně definovanému kanálu.

Pro potřeby analýzy je cena finančních aktiv vyjádřena velikostí burzovního indexu PX, který reflektuje vývoj českého akciového trhu, přičemž cena akcií je pouze jedním z ukazatelů ocenění specifického typu finančních aktiv. Tato volba samozřejmě vede k významnému interpretačnímu omezení, nicméně index PX byl zvolen na základě absence agregovaného ukazatele, který by reflektoval cenovou hladinu finančních aktiv.

V rámci testování kauzality první fáze transmise je nejprve proveden kointegrační test obou časových řad (nominální úrokové sazby a indexu PX), protože obě časové řady jsou stacionární ve svých prvních diferencích. Jako nejvhodnější model pro odhad kointegrační regrese byl vybrán model s konstantou a trendem.

	<b>Coefficient</b>	<b>Std. Error</b>	<b>t-Statistic</b>	<b>Prob.</b>
<b>C</b>	2.71246	0.110051	24.65	3.35e-026 ***
<b>PRIBOR</b>	0.151488	0.16427	0.9222	0.3618
<b>Time</b>	0.0130485	0.00246817	5.287	4.44e-06 ***
<b>Adjusted R Square</b>	0.461803		<b>Akaike Crit.</b>	-34.62317

<b>ADF Test for <math>\hat{u}</math></b>	<b>Dependent</b>	<b>tau-statistic</b>	<b>Prob.</b>
1 lag, C @TREND	<b>PX</b>	<b>-1.392267</b>	<b>0.9454</b>

ADF test aplikovaný na rezidua zahrnující jedno zpoždění vygeneroval testovací  $\tau$ -statistiku ve výši -1,39, což umožňuje bezpečně nezamítnout nulovou hypotézu o přítomnosti jednotkového kořene. Přítomnost jednotkového kořene v časové řadě reziduí lze interpretovat tak, že daná řada není stacionární, což vede k zamítnutí hypotézy o kointegrovanosti časových řad. V dalším postupu jsou tak využívány jejich první difference.

**Tabulka č. 22 Výstupy Grangerových testů kauzality – PX, PRIBOR**

<b>Nulová hypotéza:</b>	<b>Lag (Obs.)</b>	<b>F-Statistic</b>	<b>Prob.</b>
PRIBOR kauzálně nepůsobí na PX	1 (42)	1.65112	0.2064
PX kauzálně nepůsobí na PRIBOR	1 (42)	3.35227	0.0748
PRIBOR kauzálně nepůsobí na PX	2 (41)	1.47224	0.2429
PX kauzálně nepůsobí na PRIBOR	2 (41)	3.17439	0.0537
PRIBOR kauzálně nepůsobí na PX	3 (40)	1.13435	0.3495
PX kauzálně nepůsobí na PRIBOR	3 (40)	1.18689	0.3298
PRIBOR kauzálně nepůsobí na PX	4 (39)	0.98089	0.4327
PX kauzálně nepůsobí na PRIBOR	4 (39)	2.40337	0.0717

Grangerovy testy kauzality neposkytují výstupy, které by byly v souladu výše uvedenou teorií, neboť příčinné vztahy nebyly testy na zvolené hladině významnosti 0,05 prokázány ani v jednom z případů. Pro test se dvěma zpožděními byla zamítnuta na hladině významnosti 0,0537 nulová hypotéza o nekauzálním vztahu mezi indexem PX jako determinantou nominální úrokové sazby. Ta samá hypotéza o dané nekauzalitě byla zamítnuta na hladině významnosti 0,1 i pro testování modelu s jedním, resp. čtyřmi zpožděními. Uvedená skutečnost může být vysvětlena na základě interpretace indexu PX jako předstihového ukazatele reálné produkce, na kterou úroková sazba se zpožděním

reaguje v tom smyslu, kdy přehřívání ekonomiky je spjato s růstem úrokové sazby. Uvedený předpoklad je možné použít analogicky v opačném gardu pro situaci hospodářské recese, kdy pokles indexu PX signalizuje budoucí pokles produktu, na který centrální bank reaguje snížením úrokových sazeb.

V další fázi transmise založené na teorii Tobinova  $q$  dochází dle předpokladů ke kauzalitě směřující od změny ceny finančních aktiv ke změně investičních výdajů. Za tímto účelem je analyzován vztah mezi indexem PX a tvorbou hrubého kapitálu, které s notnou dávkou zjednodušení vyjadřují uvedené uzly řešeného kanálu. Vzhledem k výsledkům ADF testů obou časových řad je jako v obdobných případech nejprve překročeno k testování výskytu kointegrace Engle-Grangerovou metodikou.

	<b>Coefficient</b>	<b>Std. Error</b>	<b>t-Statistic</b>	<b>Prob.</b>
<b>C</b>	4.69771	0.0747488	62.85	3.58e-043 ***
<b>PX</b>	0.206734	0.0243381	8.494	1.16e-010 ***
<b>Adjusted R Square</b>	0.62331		<b>Akaike Crit.</b>	-169.7935
<b>ADF Test for <math>\hat{u}</math></b>	<b>Dependent</b>	<b>tau-statistic</b>	<b>Prob.</b>	
7 lags, C	<b>THK</b>	<b>-2.882776</b>	<b>0.1657</b>	

Hypotéza ADF testu provedeného pro rezidua z kointegrační regrese pro optimální model zahrnující 7 zpoždění nebyla zamítnuta, tj. není možné prokázat to, že posuzovaná rezidua neobsahují jednotkový kořen. Platí tedy předpoklad o přítomnosti jednotkového kořenu. Z tohoto důvodu je možné vyvodit závěr o nekointegrovanosti analyzovaných časových řad, což vede k nutnosti použít v rámci testování kauzality první diference daných řad, aby bylo předejito problému vzniku výsledků zatížených zdánlivou regresí.

Výsledky Grangerových testů jsou plně v souladu s teoretickými předpoklady, neboť pro všechna uvažovaná zpoždění byl vzhledem k vysokým hodnotám testovacího kritéria F-statistiky prokázán příčinný vztah indexu PX působícího na velikost tvorby hrubého kapitálu. Uvedené nulové hypotézy byly zamítnuty na velmi nízkých hladinách významnosti. Obrácená kauzalita prokázána nebyla.

**Tabulka č. 23 Výstupy Grangerových testů kauzality – THK, PX**

Nulová hypotéza:	Lag (Obs.)	F-Statistic	Prob.
<b>PX kauzálně nepůsobí na THK</b>	<b>1 (42)</b>	<b>6.61507</b>	<b>0.0140</b>
THK kauzálně nepůsobí na PX	1 (42)	0.11243	0.7392
<b>PX kauzálně nepůsobí na THK</b>	<b>2 (41)</b>	<b>4.21587</b>	<b>0.0226</b>
THK kauzálně nepůsobí na PX	2 (41)	0.40411	0.6706
<b>PX kauzálně nepůsobí na THK</b>	<b>3 (40)</b>	<b>7.75320</b>	<b>0.0005</b>
THK kauzálně nepůsobí na PX	3 (40)	0.11686	0.9496
<b>PX kauzálně nepůsobí na THK</b>	<b>4 (39)</b>	<b>5.54421</b>	<b>0.0018</b>
THK kauzálně nepůsobí na PX	4 (39)	0.39496	0.8106

Z uvedených testů kauzality využívajících metodiku VAR modelů je pro účely provedení podrobnější analýzy a kontroly vybrán model s jedním zpožděním, neboť tento model vykazuje minimální hodnotu Akaikeho kritéria. Z pohledu ekonomické teorie je zkoumána příčinná vazba mezi indexem PX, který ovlivňuje tvorbu hrubého kapitálu na agregátní úrovni. Konkrétně je tedy v centru zájmu následující rovnice.

$$D(\text{THK}) = C(1) + C(2) * D(\text{THK}(-1)) + C(3) * D(\text{PX}(-1))$$

Tato rovnice vysvětluje první diference zlogaritmované tvorby hrubého kapitálu za použití konstanty prostřednictvím vlastní zpožděné proměnné o jedno čtvrtletí a zpožděné proměnné prvních diferencí zlogaritmovaného burzovního indexu PX. Odhad uvedené rovnice je poté uveden v následujícím výstupu EViews.

$$D(\text{THK}) = 0,000320 + 0,160254 * D(\text{THK}(-1)) + 0,132981 * D(\text{PX}(-1))$$

(0,002747) (0,141934) (0,051704)

[0,116454] [1,129073] [2,571977]

Odhad rovnice generuje rezidua, která dle výsledků Jarque-Bera testu jsou normálně rozdělena. Ljungův-Boxův test neprokazuje přítomnost autokorelace v souboru reziduí. Rovněž není potvrzena přítomnost ARCH efektu.

Jediným (na hladině významnosti 0,05) statisticky významným regresním koeficientem s p-hodnotou 0,0140 v odhadu dané rovnice je koeficient vázaný k proměnné D(PX(-1)), přičemž jeho velikost činí 0,13. Vzhledem k charakteru vstupních dat lze opět tento koeficient interpretovat jako elasticitu změny tvorby hrubého kapitálu na změnu indexu PX. Jeho kladná hodnota odpovídá teoretickým předpokladům, kdy vyšší hodnota burzovního indexu reprezentující do jisté míry vyšší míru bohatství (kapitálu) podniků podmiňuje jejich vyšší investiční aktivitu (tvorbu hrubého kapitálu). V tomto ohledu je výsledek Grangerových testů kauzality relevantní.

Počátek formy kanálu cen ostatních aktiv, jež je aplikována na chování domácností, je definován stejným způsobem jako počáteční fáze kanálu cen ostatních aktiv využívající koncept Tobinova q, tj. přenosem změny měnověpolitického opatření na změnu indexu PX. Jelikož tento vztah již byl testován, bude řešena následná fáze předpokládající kauzální relaci mezi indexem PX vyjadřujícím cenu finančních aktiv a spotřebou domácností. Nejprve bude testována kointegrace daných časových řad, protože obě řady jsou stacionární ve svých prvních diferencích. Pro tento účel byl selektován jako nejvhodnější model odhad kointegrační regrese zahrnující konstantu a trend s hodnotou Akaikeho kritéria -296,5514.

	<b>Coefficient</b>	<b>Std. Error</b>	<b>t-Statistic</b>	<b>Prob.</b>
<b>C</b>	5.37284	0.0222281	241.7	2.71e-066 ***
<b>PX</b>	0.0525492	0.00787937	6.669	4.84e-08 ***
<b>Time</b>	0.00237895	0.000132097	40926,000	4.41e-021 ***
<b>Adjusted R Square</b>	0.959493		<b>Akaike Crit.</b>	-296.5514

<b>ADF Test for <math>\hat{u}</math></b>	<b>Dependent</b>	<b>tau-statistic</b>	<b>Prob.</b>
1 lag, C @TREND	<b>C_HOUSEH</b>	<b>-2.140725</b>	<b>0.7233</b>

Vzniklá rezidua z uvedené regrese byla následně testována ADF testem, jehož relativně nízká hodnota neumožňuje zamítnout nulovou hypotézu o přítomnosti jednotkového kořene. Rezidua je tak vzhledem k přítomnosti jednotkového kořene možné považovat za nestacionární, což implikuje závěr o párové nekointegrovanosti řešených časových řad. V posledním kroku jsou odhadnuty jednoduché VAR modely zahrnující

jedno až čtyři zpoždění, jejichž vstupními daty jsou první diference zlogaritmovaných zkoumaných proměnných.

**Tabulka č. 24 Výstupy Grangerových testů kauzality – C\_HOUS, PX**

Nulová hypotéza:	Lag (Obs.)	F-Statistic	Prob.
PX kauzálně nepůsobí na C_HOUSE	1 (42)	0.21897	0.6424
C_HOUSE kauzálně nepůsobí na PX	1 (42)	0.00706	0.9335
PX kauzálně nepůsobí na C_HOUSE	2 (41)	2.11872	0.1349
C_HOUSE kauzálně nepůsobí na PX	2 (41)	0.05852	0.9432
PX kauzálně nepůsobí na C_HOUSE	3 (40)	1.58914	0.2106
C_HOUSE kauzálně nepůsobí na PX	3 (40)	0.52826	0.6660
PX kauzálně nepůsobí na C_HOUSE	4 (39)	1.21972	0.3232
C_HOUSE kauzálně nepůsobí na PX	4 (39)	0.90009	0.4763

Ani v jednom z testů reflektujících odlišná zpoždění až čtyř čtvrtletí nebyla identifikována kauzalita. Obě uvedené hypotézy o nekauzalitě vztahů (pro příčinnost v obou směrech) tak není možné vyvrátit. Jinými slovy proměnné index PX a spotřebu domácností lze považovat za na sobě nezávislé veličiny.

Posledním zkoumaným vztahem v rámci řešeného transmisního kanálu je vztah spotřeby domácností a cenové hladiny zpracovatelského průmyslu.<sup>86</sup> I v tomto případě jsou dané časové řady integrované řádu jedna, což vede k potřebě testovat kointegrační vztah prostřednictvím odhadu kointegrační regrese, jejíž rezidua jsou posléze testována na přítomnost jednotkového kořene. Pro tyto účely je vybrán model s konstantou bez trendu s pěti zpožděními, neboť hodnota Akaikeho kritéria byla pro regresní odhad modelu v této podobě nejnižší.

<sup>86</sup> Zkoumání relace spotřeby domácností a produkce je v tomto kontextu opět zbytečné, neboť spotřeba domácností tvoří nejvýznamnější kladnou složku hrubého domácího produktu určeného výdajovou metodou.

	<b>Coefficient</b>	<b>Std. Error</b>	<b>t-Statistic</b>	<b>Prob.</b>
<b>C</b>	-0.91166	0.240446	-3.792	0.0005 ***
<b>C_HOUS</b>	0.52137	0.0430327	41255,000	2.71e-015 ***
<b>Adjusted R Square</b>	0.772232		<b>Akaike Crit.</b>	-267.7521

<b>ADF Test for <math>\hat{u}</math></b>	<b>Dependent</b>	<b>tau-statistic</b>	<b>Prob.</b>
5 lags, C	<b>CENY</b>	<b>-3.624856</b>	<b>0.0383</b>

Testovací kritérium  $\tau$ -statistika ve výši -3,62 byla po zahrnutí optimálního zpoždění dvou čtvrtletí nižší než MacKinnonovy kritické hodnoty. Z tohoto důvodu je možné zamítnout nulovou hypotézu o přítomnosti jednotkového kořene, což vede k závěru o stacionaritě reziduí odhadnutých z kointegrační regrese. Analyzované řady tak lze považovat za kointegrované. V dalším kroku je tak nutné pro testování významnosti kauzálních vztahů využívat VEC model, přičemž nejnižší hodnota Akaikeho kritéria (-16,52), která v souladu s metodikou práce determinuje rozhodnutí o počtu zahrnutých zpoždění, je určena pro model se dvěma zpožděními. Při odhadu VEC modelu je nejprve definován kointegrační vektor:

$$\text{CENY}(-1) = -0,461997 + 0,440718 * \text{C_HOUSH}(-1)$$

(0,07227)  
[-6,09830]

Daný kointegrační vektor je součástí dvourovnicového VEC modelu, přičemž z hlediska zkoumání kauzality mezi cenami zpracovatelského průmyslu a spotřeby domácností je v centru zájmu pouze odhad jedné rovnice, kterou je možné zapsat následovně:

$$\begin{aligned} \mathbf{D}(\text{CENY}) = & \mathbf{C}(1) * (\text{CENY}(-1) - 0,44 * \text{C_HOUSH}(-1) + 0,46) \\ & + \mathbf{C}(2) * \mathbf{D}(\text{CENY}(-1)) + \mathbf{C}(3) * \mathbf{D}(\text{CENY}(-2)) + \mathbf{C}(4) * \mathbf{D}(\text{C_HOUSH}(-1)) + \\ & \mathbf{C}(5) * \mathbf{D}(\text{C_HOUSH}(-2)) + \mathbf{C}(6) \end{aligned}$$

Odhady parametrů této rovnice jsou obsahem následujícího analytického výstupu prezentovaného v rovnicovém zápisu.

$$D(\text{CENY}) = -0,283265 * (\text{CENY}(-1) - 0,44 * \text{C\_HOUS}(-1) + 0,46)$$

(0,071276)  
[-3,974233]

$$+0,398450 * D(\text{CENY}(-1)) + 0,482680 * D(\text{CENY}(-2))$$

(0,127451)                      (0,141371)  
[3,126307]                      [3,414283]

$$+0,133430 * D(\text{C\_HOUS}(-1)) - 1,010635 * D(\text{C\_HOUS}(-2)) + 0,002808$$

(0,235877)                      (0,240611)                      (0,000958)  
[0,565676]                      [-4,200281]                      [2,930551]

U reziduí není prokázána Ljungovým-Boxovým testem autokorelace. ARCH test rovněž nepotvrdil přítomnost heteroskedasticity. Rezidua však nejsou dle Jarque-Bera testu normálně rozdělena.

Z hlediska statické významnosti odhadnutých parametrů v dané rovnici lze konstatovat, že všechny odhady jsou statisticky významné dokonce na hladině významnosti 0,01 s jedinou výjimkou, kdy koeficient C(4) vyjadřující závislost difference cenové hladiny zpracovatelského průmyslu a zpožděné proměnné spotřeby domácností je statisticky nevýznamný (p-hodnota 0,57). Parametr C(1) ve výši -0,28 vyjadřuje rychlost korigování směrem k rovnováze, přičemž vzhledem k jeho statistické významnosti je možné dovést závěr, že mezi zkoumanými proměnnými existuje dlouhodobý příčinný vztah. Kointegrační parametr -0,44 přitom představuje dlouhodobou reakci cen na spotřebu domácností. Statistická významnost parametru C(5) rovněž poukazuje na existenci krátkodobé kauzality, kdy ceny zpracovatelského průmyslu jsou determinovány právě spotřebou domácností i v krátkém období. Záporná velikost odhadu parametru -1,01 však popírá elementární ekonomickou interpretaci, kdy by se růst spotřeby domácností měl projevit růstem cen zpracovatelského průmyslu. Konkrétně lze velikost



parametru vzhledem k logaritmizaci vstupních dat interpretovat ve formě spotřební elasticity cen zpracovatelského průmyslu, kdy jednocentní růst spotřeby domácností v období dvou čtvrtletí zpátky vyvolá pokles změny cen zpracovatelského průmyslu o 1,01 procenta.

Vzhledem k uvedeným výsledkům a jejich interpretacím jsou rovněž Grangerovými testy kauzality testovány s využitím VAR modelů první diference zlogaritmovaných časových řad indexu cen zpracovatelského průmyslu a spotřeby domácností. Výsledky testů jsou předmětem tabulky č. 25.

**Tabulka č. 25 Výstupy Grangerových testů kauzality – CENY, C\_HOUS**

Nulová hypotéza:	Lag (Obs.)	F-Statistic	Prob.
C_HOUS kauzálně nepůsobí na CENY	1 (42)	0.07422	0.7867
CENY kauzálně nepůsobí na C_HOUS	1 (42)	0.02688	0.8706
<b>C_HOUS kauzálně nepůsobí na CENY</b>	<b>2 (41)</b>	<b>5.21470</b>	<b>0.0103</b>
CENY kauzálně nepůsobí na C_HOUS	2 (41)	0.04406	0.9569
<b>C_HOUS kauzálně nepůsobí na CENY</b>	<b>3 (40)</b>	<b>6.88284</b>	<b>0.0010</b>
CENY kauzálně nepůsobí na C_HOUS	3 (40)	0.93179	0.4363
<b>C_HOUS kauzálně nepůsobí na CENY</b>	<b>4 (39)</b>	<b>5.42379</b>	<b>0.0021</b>
CENY kauzálně nepůsobí na C_HOUS	4 (39)	0.66988	0.6180

Při těchto vstupních datech je kauzální vliv (v Grangerově významu) spotřeby domácností na ceny produkce zpracovatelského průmyslu prokázán ve třech ze čtyř z provedených testů reflektujících různá zpoždění v horizontu jednoho roku. Vysoké hodnoty F-statistiky přitom vedou k závěru vysoké významnosti tohoto příčinného vztahu. Kauzalita v opačném směru prokázána nebyla.

Nejnižší hodnotu Akaikeho kritéria ze všech čtyř VAR modelů generuje model se třemi zpožděními, přičemž s ohledem na výsledky testů a teoretické předpoklady řešené transmise je na tomto místě uveden odhad pouze jedné rovnice, kterou zapsat následujícím způsobem.

$$D(CENY) = C(1) + C(2) * D(CENY(-1)) + C(3) * D(CENY(-2)) + C(4)*D(CENY(-3)) \\ + C(5) * D(C_HOUS(-1)) + C(6) * D(C_HOUS(-2)) + C(7) * D(C_HOUS(-3))$$

Z uvedeného zápisu vyplývá, že rovnice řeší odvození prvních diferencí zlogaritmovaného indexu cen zpracovatelského průmyslu, jež jsou vysvětlovány vlastními zpožděními diferencemi a zlogaritmovanými hodnotami diferencí spotřeby domácností. Regresní odhad rovnice je uveden níže.

$$D(\text{CENY}) = 0,001043 + 0,547359 * D(\text{CENY}(-1)) + 0,232383 * D(\text{CENY}(-2))$$

(0,001206)	(0,160366)	(0,146612)
[0,864576]	[3,413184]	[1,585023]

$$-0,241095 * D(\text{CENY}(-3)) + 0,153963 * D(\text{C_HOUS}(-1)) - 1,148951 * D(\text{C_HOUS}(-2))$$

(0,142554)	(0,259594)	(0,274515)
[-1,691249]	[0,593091]	[-4,185393]

$$+0,901441 * D(\text{C_HOUS}(-3))$$

(0,307823)
[2,928442]

Výsledky Jarque-Bera testu umožňují zamítnout nulovou hypotézu o normalitě rozdělení reziduí, což snižuje kvalitu daného modelu. Autokorelace reziduí stejně jako ARCH efekt nejsou s odkazem na výsledky Ljungova-Boxova testu a ARCH testu přítomny.

Na hladině významnosti 0,05 jsou statisticky významné odhady koeficientů proměnných  $D(\text{CENY}(-1))$ ,  $D(\text{C_HOUS}(-2))$  a  $D(\text{C_HOUS}(-3))$ . Spolehlivá interpretace daného modelu je (i přes významnost uvedených koeficientů) z pohledu vymezení směru příčinného působení spotřeby domácností na ceny zpracovatelského průmyslu nemožná, neboť oba významné regresní koeficienty proměnné  $D(\text{C_HOUS})$  se liší ve znaménkách. Z tohoto důvodu lze Grangerův test kauzality v případě tří uvažovaných zpoždění považovat za problematický, tj. neumožňující formulovat průkazné závěry o povaze zkoumaného párového příčinného vztahu.

Významnost kanálu založená na vazbě držby finančních aktiv domácností a cenové hladiny tak nebyla prokázána, neboť nebyla prokázána kauzalita v rámci uvedených – z pohledu analyzované transmise – klíčových vztahů. Prokázaná příčinná vazba mezi spotřebou domácností a indexem cen zpracovatelského průmyslu poukazuje

na (statisticky) významný vliv spotřeby domácností na ceny zpracovatelského průmyslu, ovšem s dodatkem, že spotřeba domácností není determinována zvýšeným bohatstvím tuzemských domácností s vazbou na držbu finančních aktiv. Navíc směr působení spotřeby domácností na cenovou hladinu zpracovatelského průmyslu není jednotný.

## 5.2.6 Úvěrový kanál měnové politiky

Posledním zkoumaným transmisním kanálem je kreditní (úvěrová) transmise, založená na příčinné posloupnosti ve směru změna úrokové sazby – změna depositního agregátu – změna úvěrového agregátu – změna investičních výdajů – změna nominálního produktu.

V první fázi úrokové sazby teoreticky působí na velikost depositního agregátu. Vzhledem k nestacionaritě relevantních časových řad nominální krátkodobé úrokové mezibankovní sazby a vkladů je nutné testovat případný výskyt kointegrace obou řad. Proto je odhadnuta kointegrační regrese pro model s konstantou a trendem, který byl vybrán z důvodu nejnižší hodnoty Akaikeho kritéria.

	<b>Coefficient</b>	<b>Std. Error</b>	<b>t-Statistic</b>	<b>Prob.</b>
<b>C</b>	6,073350	0,0082075	740,000	3,28e-086 ***
<b>PRIBOR</b>	0,085819	0,0122511	7,005	1,62e-08 ***
<b>Time</b>	0,009210	0,0001841	50,040	2,20e-038 ***
<b>Adjusted R Square</b>	0,988291		<b>Akaike Crit.</b>	-263,0617
<b>ADF Test for <math>\hat{u}</math></b>				
7 lags, C @TREND	<b>Dependent</b>	<b>tau-statistic</b>	<b>Prob.</b>	
	<b>DEPOSITS</b>	<b>-3.514544</b>	<b>0.1390</b>	

Pro otestování stacionarity reziduí, nutné podmínky pro kointegraci zkoumaných řad, je použit ADF test se zahrnutím sedmi zpoždění. Nepřípustná p-hodnota 0,14 neumožňuje zamítnout nulovou hypotézu o přítomnosti jednotkového kořene. Nestacionarita reziduí tedy poukazuje na nekointegrovanost řad zvolené úrokové sazby a depositního agregátu.

Tabulka č. 26 uvádí základní výsledky Grangerových testů kauzality, kdy není ani jedna z uvedených hypotéz na hladině významnosti pěti procent vyvrácena, tudíž je

možné konstatovat, že neexistuje (v Grangerově významu) kauzalita mezi depozity a úrokovou sazbou. Uvedená teze platí i v obráceném gardu, kdy úrokové sazby nepodmiňují vklady.

**Tabulka č. 26 Výstupy Grangerových testů kauzality – DEPOSITS, PRIBOR**

Nulová hypotéza:	Lag (Obs.)	F-Statistic	Prob.
DEPOSITS kauzálně nepůsobí na PRIBOR	1 (42)	3.22526	0.0803
PRIBOR kauzálně nepůsobí na DEPOSITS	1 (42)	0.78061	0.3824
DEPOSITS kauzálně nepůsobí na PRIBOR	2 (41)	1.42804	0.2530
PRIBOR kauzálně nepůsobí na DEPOSITS	2 (41)	0.79499	0.4594
DEPOSITS kauzálně nepůsobí na PRIBOR	3 (40)	1.64149	0.1986
PRIBOR kauzálně nepůsobí na DEPOSITS	3 (40)	1.17799	0.3330
DEPOSITS kauzálně nepůsobí na PRIBOR	4 (39)	1.47530	0.2344
PRIBOR kauzálně nepůsobí na DEPOSITS	4 (39)	1.41098	0.2543

Navazující fáze transmise je definována promítnutím změny hodnoty vkladového agregátu do změny úvěrového agregátu (suma poskytnutých úvěrů podnikům působících v odvětví zpracovatelského průmyslu). I v tomto případě, vzhledem k tomu že obě časové řady jsou integrovány řádem jedna, je v souladu s metodikou vymezenou ve druhé kapitole disertační práce provést test kointegrace. Odhadnutá kointegrační regrese s konstantou a trendem generuje rezidua, na která je aplikován ADF test s reflexí jednoho zpoždění.

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
<b>C</b>	1.89745	0.445204	4.262	0.0001 ***
<b>CREDITS</b>	0.00132979	0.0854113	0.01557	0.9877
<b>Time</b>	0.00465317	0.000506041	9.195	1.62e-011 ***
<b>Adjusted R Square</b>	0.736253		<b>Akaike Crit.</b>	-165.9714
<b>ADF Test for <math>\hat{u}</math></b>	<b>Dependent</b>	<b>tau-statistic</b>	<b>Prob.</b>	
1 lag, C @TREND	PRODUCT	-2.153437	0.7175	

Vyšší hodnota  $\tau$ -statistiky (-2,15) než je MacKinnonova kritická hodnota testu vede (na hladině významnosti 0,05) k nezamítnutí nulové hypotézy o existenci

jednotkového kořenu v časové řadě reziduí. Rezidua tak není možné považovat za stacionární, což lze interpretovat jako nekointegrované vztah časových řad depositního a úvěrového agregátu.

Z tohoto důvodu je nutné přistoupit ke Grangerovým testům s využitím prvních diferencí zlogaritmovaných časových řad. Testy kauzality aplikované na první diference časových řad zlogaritmovaného depositního, resp. kreditního agregátu poskytují výsledky uvedené v následující tabulce.

**Tabulka č. 27 Výstupy Grangerových testů kauzality – CREDITS, DEPOSITS**

Nulová hypotéza:	Lag (Obs.)	F-Statistic	Prob.
DEPOSITS kauzálně nepůsobí na CREDITS	1 (42)	0.24832	0.6211
CREDITS kauzálně nepůsobí na DEPOSITS	1 (42)	0.05345	0.8184
DEPOSITS kauzálně nepůsobí na CREDITS	2 (41)	1.23793	0.3020
CREDITS kauzálně nepůsobí na DEPOSITS	2 (41)	0.36054	0.6998
DEPOSITS kauzálně nepůsobí na CREDITS	3 (40)	0.51078	0.6776
CREDITS kauzálně nepůsobí na DEPOSITS	3 (40)	0.21328	0.8865
DEPOSITS kauzálně nepůsobí na CREDITS	4 (39)	0.45782	0.7660
CREDITS kauzálně nepůsobí na DEPOSITS	4 (39)	0.86816	0.4944

Finální zkoumanou fází úvěrové transmise je příčinný vztah mezi úvěry a investičními výdaji, neboť vazba investičních výdajů na cenovou hladinu v odvětví zpracovatelského průmyslu již byla předmětem testování v rámci úrokové transmise. Naposledy je proveden test kointegrace pro časové řady úvěrového agregátu a tvorby hrubého kapitálu, protože obě časové řady jsou integrované stejným řadem. Engle-Grangerův test využívá rezidua z odhadu kointegrační regrese ve formě s konstantou a trendem se sedmi zpožděními, jež byla charakteristická nejnižší hodnotou Akaikeho kritéria.

Rezidua z kointegrační regrese byla posléze testována ADF testem, který je využit pro ověření hypotézy o stacionaritě reziduí, resp. o přítomnosti jednotkového kořenu. Vypočtené testové kritérium  $\tau$ -hodnota ve výši -2,11 je s využitím MacKinnonových kritických hodnot ADF testu neumožňuje zamítnout nulovou hypotézu o existenci jednotkového kořene v časové řadě reziduí, což implikuje závěr o její nestacionaritě, resp. o nekointegrovanosti časových řad úvěrového agregátu a tvorby hrubého kapitálu.

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	4.26971	0.52746	8.095	4.91e-010 ***
CREDITS	0.191568	0.101192	1.893	0.0654 *
Time	0.00217955	0.000599538	3.635	0.0008 ***
Adjusted R Square	0.435459		Akaike Crit.	-151.0517

ADF Test for $\hat{u}$	Dependent	tau-statistic	Prob.
7 lags, C @TREND	THK	-2.115005	0.7372

Nulové hypotézy formulované pro Grangerovy testy kauzality, kdy je řešena kauzalita v předpokládaném směru transmise, kde úvěry vystupují jako determinanta investic, nebyly zamítnuty ve všech čtyřech případech pokrývajících celkové zpoždění jeden kalendářní rok (čtyři čtvrtletí). Naopak na hladinách významnosti 0,05 byly ve třech případech (se zahrnutím jednoho, dvou a tří zpoždění) zamítnuty nulové hypotézy ve znění, že investiční výdaje neovlivňují úvěrový agregát. V tomto ohledu lze uvedené výsledky komentovat v tom smyslu, že poptávka po úvěrech roste s investiční aktivitou, nikoliv však v interpretaci, že vyšší úroveň kreditního agregátu podmiňuje vyšší investiční výdaje.

**Tabulka č. 28 Výstupy Grangerových testů kauzality – THK, CREDITS**

Nulová hypotéza:	Lag (Obs.)	F-Statistic	Prob.
CREDITS kauzálně nepůsobí na THK	1 (42)	0.52464	0.4732
<b>THK kauzálně nepůsobí na CREDITS</b>	<b>1 (42)</b>	<b>7.03969</b>	<b>0.0115</b>
CREDITS kauzálně nepůsobí na THK	2 (41)	0.53591	0.5897
<b>THK kauzálně nepůsobí na CREDITS</b>	<b>2 (41)</b>	<b>3.67139</b>	<b>0.0354</b>
CREDITS kauzálně nepůsobí na THK	3 (40)	0.39020	0.7608
<b>THK kauzálně nepůsobí na CREDITS</b>	<b>3 (40)</b>	<b>2.91173</b>	<b>0.0489</b>
CREDITS kauzálně nepůsobí na THK	4 (39)	0.26983	0.8951
THK kauzálně nepůsobí na CREDITS	4 (39)	2.45396	0.0673

Dané závěry jsou následně ověřeny na VAR modelu zahrnujícího tři zpožděné proměnné, který je charakteristický minimální hodnotou Akaikeho informačního kritéria. V rámci daného modelu je předmětem zájmu následující rovnice, která koresponduje se statisticky prokázanou kauzalitou v Grangerově významu.

$$D(\text{CREDITS}) = C(1) + C(2) * D(\text{CREDITS}(-1)) + C(3) * D(\text{CREDITS}(-2)) \\ + C(4) * D(\text{CREDITS}(-3)) + C(5) * D(\text{THK}(-1)) + C(6) * D(\text{THK}(-2)) + C(7) * D(\text{THK}(-3))$$

V uvedené rovnici je vyjádřena závislost prvních diferencí zlogaritmovaných hodnot úvěrového agregátu na vlastních zpožděných hodnotách, jakož i na zpožděných prvních diferencích zlogaritmovaných hodnot tvorby hrubého kapitálu. Odhad regresních koeficientů je předmětem následujícího výstupu v rovnicové formě.

$$D(\text{CREDITS}) = 0,002065 - 0,050941 * D(\text{CREDITS}(-1)) + 0,313199 * D(\text{CREDITS}(-2)) \\ (0,002090) (0,146907) (0,118259) \\ [0,987801] [-0,346761] [2,648426]$$

$$+ 0,126317 * D(\text{CREDITS}(-3)) + 0,230714 * D(\text{THK}(-1)) + 0,222602 * D(\text{THK}(-2)) \\ (0,107962) (0,113643) (0,118942) \\ [1,170015] [2,030165] [1,871513]$$

$$- 0,035324 * D(\text{THK}(-3)) \\ (0,121473) \\ [-0,290798]$$

Na základě výsledků Jarque-Bera testu aplikovaného na rezidua nelze zamítnout nulovou hypotézu ve znění, že rezidua jsou normálně rozdělena. Ljungův-Boxův test neprokazuje u reziduí nežádoucí autokorelaci. Rovněž heteroskedasticita není ARCH testem prokázána.

Jediným statisticky významným koeficientem na hladině významnosti 0,05 je koeficient proměnné  $D(\text{CREDITS}(-2))$ . Pokud bychom přípustnou hladinu významnosti navýšili na 0,1, bylo by možné identifikovat další dva významné odhady parametrů vázaných k proměnným  $D(\text{THK}(-1))$  a  $D(\text{THK}(-2))$ . Velikosti těchto parametrů činí 0,23 (s p-hodnotou 0,0505), resp. 0,22 (s p-hodnotou 0,0702). Oba koeficienty jsou kladné, což koresponduje s předpokladem o tom, že rostoucí investiční aktivita (tvorba hrubého kapitálu) vyžaduje navýšené úvěrové krytí (růst úvěrového agregátu) v odvětví zpracovatelského průmyslu. Velikost daných parametrů je opět možné interpretovat

vzhledem k povaze vstupních dat za elasticitu úvěrového agregátu vztaženou k tvorbě hrubého kapitálu.



## 6. Výsledky a diskuse

Po obecném vymezení teoretického zázemí transmisních kanálů měnové politiky byly testovány jednotlivé vazby mezi uzly řešených transmisí. Pro prokázání signifikantní příčinnosti byla použita metodika Grangerových testů párové kauzality, přičemž v Grangerově významu je možné kauzalitu ve volné interpretaci definovat jako pozitivní příspěvek jedné proměnné ke zvýšení kvality modelu pro regresní odhad druhé proměnné.<sup>87</sup>

Grangerovy testy kauzality byly aplikovány na celkem třiadvacet párových vztahů mezi časovými řadami relevantních ekonomických veličin. Předpoklady o příčinnosti vzájemných vztahů korespondovaly s Mishikinovou (2007) klasifikací kanálů měnové politiky. Testovány byly rovněž předpoklady o příčinnosti v rámci transmisních mechanismů v tradičním keynesiánském, resp. v monetaristickém pojetí.

Úvodem však byla testována vazba mezi krátkodobou mezibankovní nominální úrokovou sazbou, která je jednoznačně determinována měnovou politikou, a cenovou hladinou zpracovatelského průmyslu, potažmo jeho produkcí. Význam zkoumání těchto dvou vazeb spočívá především v tom, že představuje relaci mezi počátečním uzlem všech transmisních kanálů měnové politiky a jejími (s ohledem na tematické zaměření práce) modifikovanými cíli.

Z hlediska prokázání Grangerovy kauzality ve směru teoretických předpokladů, kdy úrokové sazby determinují ceny (zpracovatelského průmyslu), bylo prokázáno, že tato příčinná vazba je signifikantní pouze pro model zahrnující sedm zpoždění. Pro ostatní modely (s alternativním počtem zahrnutých zpožděných proměnných) kauzalita v rámci tohoto vztahu však nebyla prokázána. Naopak existence kauzálních vztahů mezi cenovou hladinou zpracovatelského průmyslu a nominální krátkodobou úrokovou sazbou se potvrdily pro sedm z osmi testovaných modelů, které zahrnovaly zpoždění o jedno až sedm zpoždění. Tento výsledek je možné interpretovat tak, že relace, kdy se výše cenové hladiny zpracovatelského průmyslu promítá do rozhodnutí centrální banky o úpravě úrokových sazeb, je významnější než promítnutí změn úrokové sazby do změn samotné cenové hladiny. To podporuje tezi o tom, že velikost krátkodobé nominální mezibankovní

---

<sup>87</sup> Detailnější vymezení principu Grangerovy kauzality je předmětem druhé kapitoly Cíl práce a metodika.

úrokové sazby (reprezentující opatření měnové politiky) je tak v podmínkách České republiky definována na základě měnověpolitického pravidla „taylorovského“ typu.

Příčinný vztah mezi nominálním krátkodobým úrokem a celkovou produkcí byl rovněž prokázán (na hladině významnosti 0,05) pro vztah, kdy produkce zpracovatelského průmyslu ovlivňuje úrokovou sazbu. Opačný směr kauzality prokázán nebyl, což opět vytváří podpůrný argument pro tezi, že více než účinnost měnové politiky (vyjádřená promítnutím výše nominální krátkodobé úrokové sazby do produkčního ukazatele zpracovatelského průmyslu) je signifikantnější vazba produkce zpracovatelského průmyslu jako faktoru, který má vliv na nastavení nástrojů měnové politiky. Produkce daného odvětví je tak závislá na jiných než na krátkodobých nominálních úrokových podmínkách na mezibankovním trhu.

Následně byly analyzovány vztahy mezi makroekonomickými veličinami, které reprezentovaly jednotlivé uzly v rešerši vymezených transmisních mechanismů, resp. kanálů. Jako první byla analyzována monetaristická teorie transmise.

Monetaristický transmisní mechanismus je definován jako kauzální posloupnost realizace měnové politického opatření, která reguluje měnovou bázi. Měnová báze poté ovlivňuje peněžní zásobu, jež se promítá do velikosti reálného produktu a cenové hladiny. V kontextu výsledků testů kauzality nebyla „funkčnost“ modifikovaného monetaristického transmisního mechanismu potvrzena ve všech fázích s výjimkou druhé fáze, kdy byla prokázána kauzalita mezi peněžní zásobou a měnovou bází, přičemž tento prokázaný příčinný vztah podporuje předpoklad o endogenitě peněz.

Zjištění, že kauzalita v rámci první fáze monetaristické transmise nebyla statisticky potvrzena, pravděpodobně souvisí s faktem, že měnová báze obsahuje položky, které jsou centrální bankou kontrolovatelné jen z části či vůbec. V této souvislosti je vhodné uvést zejména úvěry poskytnuté komerčním bankám v období relativně stabilního finančního sektoru, státní vklady a bilanci zahraničních aktiv obsažených v rozvaze centrální banky. U poslední modifikované fáze monetaristické transmise v odvětví zpracovatelského průmyslu nebyla statisticky významná kauzalita

prokázána. Měnový agregát M2 tedy významně nepůsobí na produkci, resp. ceny zpracovatelského průmyslu.<sup>88</sup>

Neokeynesiánská transmise je založena na předpokladech přenosu změn v krátkodobých úrokových sazbách do pozměněných výší dlouhodobých (reálných) sazeb, jež v konečné fázi transmise regulují produkci společně s cenami (zpracovatelského průmyslu). Uvedená transmise ve vztahu k výsledkům Grangerových testů částečně odpovídá realitě české ekonomiky, neboť jediné dva prokázané kauzální vztahy byly evidovány pro finální fázi dané transmise, tj. vazbu reálných dlouhodobých úrokových sazeb s indexem cen zpracovatelského průmyslu, resp. s indexem produkce zpracovatelského průmyslu. Dlouhodobé reálné úroky (stanovené ex ante) tedy přispívají ke zkvalitnění regresního odhadu obou uvedených veličin.

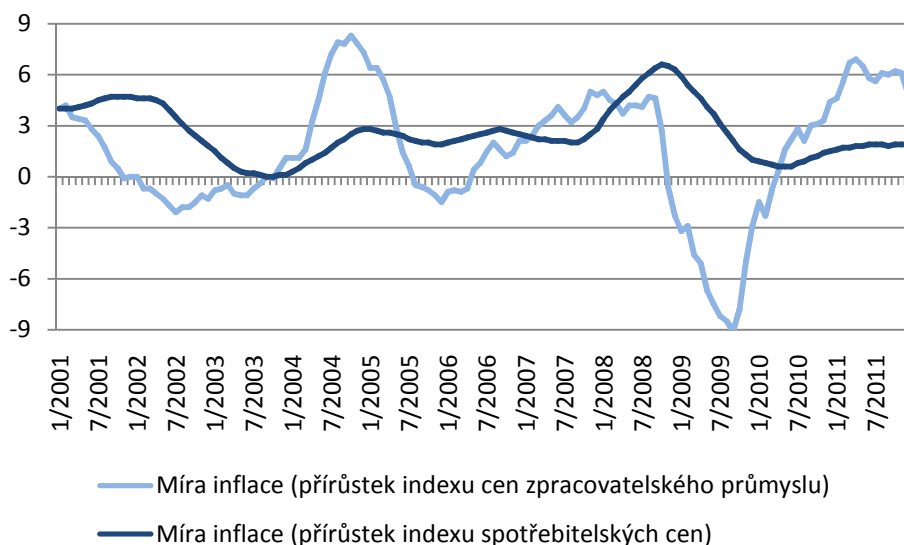
Příčinný vztah mezi dlouhodobými reálnými úroky a cenami zpracovatelského průmyslu je možné vysvětlit s ohledem na konstrukční metodiku dlouhodobých reálných úrokových sazeb, které byly pro potřeby analýzy definovány jako difference logaritmů nominálních dlouhodobých úrokových sazeb a inflačního očekávání. Inflační očekávání, pokud je tvořeno v souladu s konceptem tvorby očekávání na racionální bázi, by mělo odpovídat skutečnému vývoji cenové hladiny vyjádřené indexem spotřebitelských cen.

Pokud je zároveň inflace vyjádřena právě přírůstkem indexu spotřebitelských cen pozitivně korelována s inflací definovanou přírůstkem indexu cen zpracovatelského průmyslu, je tato kauzalita teoreticky vysvětlena. Kladná statisticky významná korelace daných časových řad přitom je prokazatelná na hladině významnosti 0,05 jak pro neupravená data, tak pro první difference, přičemž nejvyšší hodnoty korelačních ukazatelů je evidována pro zpoždění jednoho kalendářního roku. Pozitivně korelovaný vývoj těchto dvou alternativních vyjádření měř inflace je znázorněn na grafu č. 5, který je uveden na následující straně.

---

<sup>88</sup> V tomto kontextu je vhodné dosažené výsledky testování doplnit o dřívější výzkum autora, kdy byla na hladině významnosti 0,05 prokázána kauzalita peněžní zásoby na index spotřebitelských cen, jakož i hrubého domácího produktu na peněžní agregát.

**Graf č. 5 Vývoj míry inflace v období 2001-2011**



Zdroj: Český statistický úřad.

Absence prokázané kauzality mezi tržními krátkodobými a dlouhodobými sazbami podporuje tvrzení, že velikost dlouhodobých úrokových sazeb je podmíněna ve větší míře fundamentálními veličinami (především právě očekáváními), než sazby vázané ke kratšímu období.

Soudobá nová keynesiánská ekonomie vymezuje transmisi měnové politiky několika kanály, jejichž významnost se z pohledu účinnosti měnové politiky liší v závislosti na specifikách ekonomik. Pro potřeby provedení Grangerových testů je Mishkinova (2007) klasifikace transmisních kanálů modifikována na rozlišování mezi tradičním úrokovým kanálem, kanálem inflačního očekávání, kursovým kanálem, kanálem cen ostatních finančních aktiv a úvěrovým kanálem.

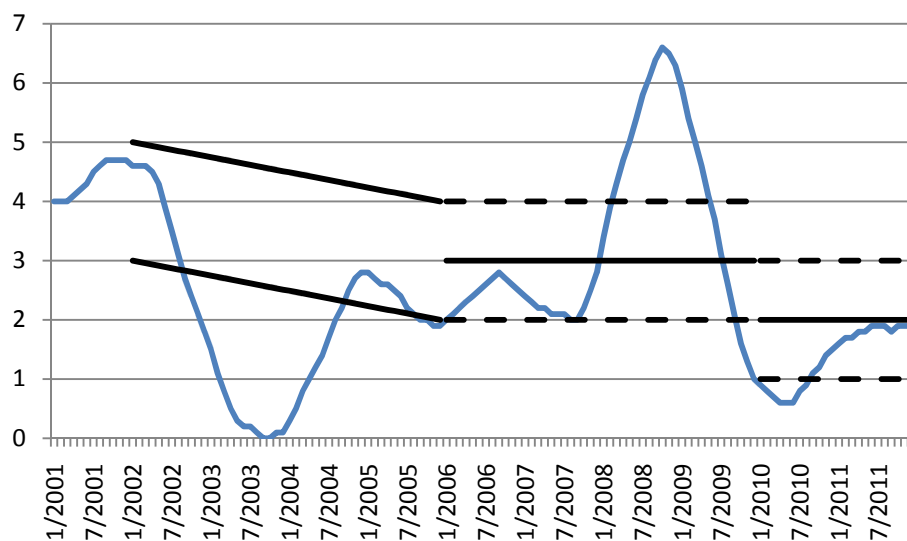
Tradiční úrokový kanál je úzce spjat s neokeynesiánským transmisním mechanismem s tím rozdílem, že v centru jeho zájmu je relace úrokových sazeb a investičních výdajů, které poté regulují přímo produkci (neboť investice jsou její součástí) a nepřímo cenovou hladinu (skrze teoretický koncept modelu agregátní poptávky a nabídky). S odkazem na výsledky testování kauzality je možné konstatovat, že příčinnost byla prokázána pouze pro vzájemnou vazbu tvorba hrubého kapitálu – index cen zpracovatelského průmyslu, a to v obou směrech působení. Kauzalita pro vztah

investic působících na cenovou hladinu zpracovatelského průmyslu však byla prokázána pouze model zahrnující jedno čtvrtletí, což nevytváří prostor pro formulaci průkazných závěrů. V Grangerově významu navíc reálná úroková sazba nepodmiňuje investiční výdaje. Z právě uvedeného je tak možné argumentovat ve prospěch platnosti závěru, že tradiční úrokový kanál není v podmínkách české ekonomiky nijak zvláště významný.

Kanál inflačního očekávání je prakticky definován na základě modifikace teorií úrokového kanálu, kdy měnová politika nepůsobí na reálné úrokové sazby skrze nominální úroky, nýbrž je vycházeno z předpokladu, kdy nominální úrokové sazby (resp. měnová politika) spoluurčují očekávání o budoucí míře inflace, čímž jsou reálné sazby ex ante vzhledem k metodice jejich určení rovněž ovlivněny. Od reálných úroků je poté postup transmise totožný s tradičním úrokovým kanálem, kdy reálné úroky (vyjadřující náklady na pořízení kapitálu) ovlivňují investiční výdaje. Protože výsledky testování vztahů v rámci úrokového kanálu poskytly výstupy poukazující na jeho nevýznamnost, byly testovány přímé relace krátkodobé nominální sazby a inflačního očekávání, resp. inflačního očekávání a cenové hladiny. Dle výsledků Grangerových testů krátkodobé úroky kauzálně působí na inflační očekávání, jakož i inflační očekávání podmiňují skutečnou cenovou hladinu (ve zpracovatelském průmyslu). Kanál inflačního očekávání tak hraje v české měnové politice významnou roli, přičemž ovšem nepůsobí zprostředkovaně přes investiční výdaje, nýbrž přímo na cenovou hladinu. Nižší inflační očekávání totiž v důsledku konkurenčních vztahů na trzích vyvolává obavu z vyššího zdražení vlastní produkce, neboť vyšší zdražení by vzhledem k nižšímu růstu cen konkurentů (tj. nižší míře inflace) mohlo vyvolat odliv poptávajících.

Inflační očekávání zauímají v režimu inflačního cílování specifickou pozici, neboť mohou významně působit ve prospěch plnění inflačních cílů, ale pouze v případě, kdy je centrální banka institucí s vysokou kredibilitou. Kredibilitu centrální banky je užším pohledu možné obecně vyjádřit jako naplnění podmínky, kdy inflační cíle jsou v souladu s realitou. Následující graf vyjadřuje skutečný vývoj míry inflace a pásmo inflačního cíle pro analyzované období.

**Graf č. 6 Vývoj míry inflace a inflační cíle v období 2001-2011**



Zdroj: Česká národní banka, Český statistický úřad

Kredibilita České národní banka vyjádřená procentním podílem měsíčních hodnot míry inflace pohybujících se v cílovaném koridoru na celkovém počtu reflektovaných případů činila 54,17%. Důvěryhodnost centrální banky je ovšem komplexním ukazatelem. Studie polské ekonomky Mackiewiczové (2009) vymezuje kredibilitu centrální banky prostřednictvím konstrukce vlastního indexu, kdy hodnota indexu je váženým ukazatelem reflektujícím úspěšnost centrální banky při plnění inflačních cílů, inflaci z minulého období, transparentnost a nezávislost rozhodování, odpovědnost za rozhodování, ekonomická rizika v dané zemi a konečně stav veřejných rozpočtů. V této studii autorka porovnává kredibilitu centrálních vybraných bank, přičemž ČNB z dané komparace s postkomunistickými zeměmi vychází nejlépe.

Dalším z testovaných kanálů transmise měnové politiky byl kanál měnového kursu. Tento kanál je založen na předpokladech o existenci dopadů změn úrokových sazeb na velikost nominálního kursu, kdy následně změny nominálního kursu regulují čistý export, součást agregátní poptávky. Podle triviální ekonomické charakteristiky otevřenosti české ekonomiky definované podílem obratu zahraničního obchodu na celkovém produktu by tento kanál měl být významným. Výsledky Grangerových testů kauzality aplikovaných na difference zlogaritmovaných proměnných i přes tento

předpoklad nepotvrzují předpokládané příčinné relace mezi relevantními proměnnými. Jediné dvě prokázané (dlouhodobé) kauzální vazby byly evidovány mezi časovými řadami exportu a indexu cen zpracovatelského průmyslu, resp. importu a cenového indexu. Krátkodobá kauzalita v obou případech prokázána nebyla. Ceny zpracovatelského průmyslu jsou tedy dle výsledků testů v dlouhém období determinovány oběma složkami mezinárodního obchodu, což koresponduje s uvedeným předpokladem o významnosti mezinárodní směny pro Českou republiku. Mezinárodní směna (export, resp. import) však dle provedených testů kauzality není ovlivňována velikostí měnového kursu. Tento výsledek přitom zřejmě odráží preventivní eliminaci kursového rizika podnikatelských subjektů, které toto riziko redukují měnovými deriváty, uzavřením devizové pozice v kombinaci se službami peněžních trhů, úpravami kontraktů, časováním plateb apod.

Předposledním analyzovaným transmisním kanálem byl kanál cen ostatních aktiv, který byl vyjádřen ve dvou modifikacích ve vazbě na sektor podniků, resp. domácností. V prvním případě jde o transmisi ve směru regulace úrokové sazby – změna indexu PX – změna investičních výdajů – změna cenové hladiny zpracovatelského průmyslu. Ve druhém případě úrokové sazby působí na index PX, který teoreticky podmiňuje spotřebu domácností. Statisticky významná kauzalita byla evidována pro vazby mezi indexem PX, který podmiňoval tvorbu hrubého kapitálu, resp. mezi spotřebou domácností a indexem cen zpracovatelského průmyslu. V prvním případě byla kauzalita prokázána pro všechny čtyři testované modely (tj. modely zahrnující jedno až čtyři zpoždění). Ve druhém případě byla Grangerovými testy prokázána existence dlouhodobého i krátkodobého příčinného vztahu, neboť regresní koeficient kointegračního vektoru společně s koeficientem vázaným k (o dvě čtvrtletí zpožděné) proměnné diferencí spotřeby domácností byly statisticky významné. Uvedené závěry pro vazbu spotřeba domácností – cenová hladina zpracovatelského průmyslu byly navíc ověřeny odhadem rovnice VAR modelu zahrnujícího diferencované proměnné, ovšem různá znaménka odhadnutých parametrů prakticky znemožňovala ekonomicky smysluplnou interpretaci.

Nebyl však prokázán příčinný vztah mezi nominálním úrokem a indexem PX, který stojí na počátku dané transmise. Rovněž nebyla potvrzena existence kauzality mezi indexem PX a spotřebou domácností pro druhou formu řešeného transmisního kanálu,

která je z hlediska definice kanálu klíčovým vztahem vyjadřujícím závislost cen finančních aktiv a právě spotřebou. Zde je vysvětlení zřejmé s ohledem na relativně nízkou míru kapitalizace české ekonomiky, kterou lze vyjádřit jako podíl objemů obchodů na domácím kapitálovém trhu na hrubém domácím produktu.

**Tabulka č. 29 Míra kapitalizace vybraných ekonomik v letech 2007 a 2010 (v %)**

	2007	2010
<b>Rakousko</b>	61	17,9
<b>Česká republika</b>	42,1	22,4
<b>Dánsko</b>	89,2	74,3
<b>Francie</b>	107,3	75,3
<b>Německo</b>	63,3	43,6
<b>Maďarsko</b>	35	21,5
<b>Finsko</b>	150	49,6
<b>Slovensko</b>	8,3	4,8
<b>Polsko</b>	48,7	40,5
<b>Velká Británie</b>	137,2	137,4
<b>Spojené státy americké</b>	142,5	117,5

Zdroj: World Bank.

Tabulka č. 29 uvádí míru kapitalizace vybraných ekonomik světa. Vzhledem k faktu, že míra kapitalizace v současné ekonomické situaci v posledních letech značně kolísala, byly do tabulky vybrány údaje vztažené k období před vypuknutím hospodářské krize na evropském kontinentě v roce 2007 a v roce 2010. Míra kapitalizace v ČR pro rok 2010 dosáhla výše 24,2%, což je hodnota řádově o desítky procent nižší než u zemí s vyšším HDP v paritě kupní síly, což samozřejmě v porovnání s vyspělejšími ekonomikami snižuje významnost kanálů cen ostatních aktiv v prostředí tuzemské ekonomiky.

Posledním posuzovaným transmisním kanálem měnové politiky je úvěrový kanál. Úvěrový kanál je definován jako promítnutí změny úrokových sazeb do změn velikosti vkladového agregátu, který působí na změnu kreditního agregátu. S dostupností úvěrů jsou poté svázány investiční výdaje, které tvoří významnou část produkce, jakož i



ovlivňují cenovou hladinu (zpracovatelského průmyslu). Grangerovy testy potvrdily v rámci dané transmise signifikantní kauzální vztah, kdy tvorba hrubého kapitálu působila na úvěrový agregát zpracovatelského průmyslu, přičemž tato třetí fáze transmise odpovídá interpretaci teoretického předpokladu, kdy růst poptávky po úvěrech nastává v situaci, kdy roste investiční aktivita. V detailnějším rozboru odhadu rovnice modelu zahrnujícího tři zpoždění však příslušné regresní koeficienty byly významné pouze na hladinách významnosti 0,0505, resp. 0,0702, což neumožňuje formulaci robustních závěrů. V kontextu výše uvedeného tak nelze průkazně hovořit o významnosti úvěrového agregátu ve zpracovatelském průmyslu.

## 7. Závěr

Realizace měnové politiky vychází z různých východisek ekonomické teorie, přičemž zástupci jednotlivých ekonomických proudů jsou spolu často ve sporu. Absence konsensu je patrna zejména v oblastech předpokladů o cenové flexibilitě, preference různých měnověpolitických režimů, charakteru rozhodování o měnové politice (diskrece versus měnové pravidlo), neutralitě peněz a povaze uvažování o budoucím vývoji. V této souvislosti je možné v soudobé ekonomii – při značné míře simplifikace a identifikace základních společných předpokladů a závěrů ekonomického výzkumu – rozlišovat mezi stoupenci a zástupci monetaristů, nových klasiků, nových keynesiánců a postkeynesiánců.

Monetaristé v současné době permanentně oslabují své pozice vydobyté v 60. a 70. letech minulého století, neboť jejich doporučení v oblasti měnové politiky, spočívající v návrzích regulovat cenovou hladinu prostřednictvím množství peněz v ekonomice, není možné implementovat pro běžnou praxi. Není totiž v plné moci centrální banky účelově regulovat množství peněz v oběhu (problém endogenity peněz). Noví klasici v mnohém na monetaristy navazují (zejména v důsledném apelu na respektování pravidla měnové politiky). Jejich východiska, založená na racionální povaze tvorby očekávání, dokonalé flexibilitě cen a teorii reálných hospodářských cyklů, vedou k tezí o neutralitě peněz, a to v krátkém i dlouhém období. V současné době je mainstreamová makroekonomie tvořena výzkumem nových keynesiánců, kteří respektují teze racionálního očekávání, ovšem předpokládají cenové strnulosti v krátkém období, což podle nich působí kladně na účinnost měnové politiky. V dlouhém období však respektují tezi o neutralitě peněz, neboť ceny ve dlouhém období jsou již flexibilní. Ideje nových keynesiánců se staly teoretickým základem pro režim inflačního cílování. Z hlediska charakteru měnověpolitického rozhodování však neexistuje shoda na tom, zda by měla být měnová politika realizována formou „stop and go“ či s respektováním explicitně formulovaného měnového pravidla. Vůči novým klasikům i novým keynesiáncům kriticky vystupují postkeynesiánci. Ti vycházejí z tezí o neergodicitě budoucnosti, z vlastních teorií endogenity peněžní zásoby a popření předpokladu o neutralitě peněz v krátkém i v dlouhém období. Měnová politika v jejich interpretaci by se měla soustředit na minimalizaci produkční mezery (stimulaci agregátní poptávky), což mj. implikuje jasné odmítnutí realizace měnové politiky na bázi dodržování jakéhokoliv měnového pravidla.

Regulace agregátní poptávky jako primárního cíle centrální banky vede k myšlence využívání alternativních (především pak administrativních) nástrojů hospodářské politiky, které by sloužily ke stabilizaci inflačního vývoje.

V aplikační části byl nejprve testován Grangerovými testy kauzality vztah mezi opatřením měnové politiky (reprezentovaném změnami krátkodobé nominální mezibankovní sazby) a modifikovanými konečnými cíli vyjádřeními stimulací cenové hladiny a produkce zpracovatelského průmyslu. Bylo zjištěno, že úroková sazba je determinována jak cenovou hladinou, tak i produktem, ovšem obecná kauzalita v Grangerově významu v obráceném gardu (úroková sazba jako determinanta cenové hladiny a produktu) prokázána nebyla, resp. byla prokázána pouze pro VAR model zahrnující sedm zpoždění. Získané výsledky je možné interpretovat tak, že ČNB ve skutečnosti provádí měnovou politiku s ohledem na vlastní úrokové pravidlo, které reflektuje jak vývoj cenové hladiny jako primárního cíle měnové politiky, tak i vývoj produkce.

Opatření měnové politiky teoreticky působí na reálnou produkci, resp. cenovou hladinu, různými transmisními kanály, přičemž kategorizace, jež byla použita v aplikační části disertační práce, rozlišuje úrokový kanál, kanál inflačního očekávání, kursový kanál, kanál cen dalších aktiv a úvěrový kanál. Rovněž byly analyzovány vztahy v rámci monetaristické transmise, resp. neokeynesiánského transmisního mechanismu, který je prakticky alternativní verzí tradičního úrokového kanálu. To vše s modifikací finálních uzlů daných kanálů, kdy agregátní produkci (HDP) s ohledem na cíle práce nahradil index produkce zpracovatelského průmyslu, resp. cenovou hladinu vyjádřenou indexem spotřebitelských cen substituoval index cen zpracovatelského průmyslu. Významnost (resp. funkčnost) jednotlivých vazeb ve výše vymezených kanálech, resp. mechanismech byla definována na základě výsledků Grangerových testů prokazujících existenci kauzality.

Výsledky testování v drtivé většině případů zpochybňují bezvýhradnou platnost teoretických předpokladů o transmisních kanálech v současné době v prostředí České republiky, neboť jako jediný významný „funkční“ kanál měnové transmise je možné označit přímý kanál inflačního očekávání. Pouze u tohoto transmisního kanálu byla prokázána kauzalita mezi všemi uzly vymezenými v rámci teoretických předpokladů, kdy

nominální úroky determinují očekávanou inflaci, která posléze působí na skutečnou cenovou hladinu zpracovatelského průmyslu.

V měnověpolitickém režimu cílování inflace hrají inflační očekávání klíčovou roli, přičemž o tom, zda tato očekávání jsou v souladu s inflačními cíli centrální banky, rozhoduje zejména kredibilita dané centrální banky. Kredibilitu jako kritický aspekt fungování transmise podmiňuje komplex faktorů (historie úspěšnosti měnové politiky, nezávislost její realizace, transparentnost v rozhodovacím procesu apod.), který z logiky věci upřednostňuje měnovou politiku respektující závazné pravidlo před diskrečními opatřeními.<sup>89</sup>

Za kanál s omezenou funkčností je možné považovat úvěrovou transmisi, ovšem pouze v případě, kdy je možné kreditní agregát zpracovatelského průmyslu regulovat jinými opatřeními měnové politiky (kapitálová přiměřenost bank apod.) než regulací vlastních úrokových sazeb, neboť kauzalita v rámci prvních dvou fází transmise nebyla statisticky potvrzena. Navíc výsledky testování pro vazbu mezi úvěrovým agregátem a tvorbou hrubého kapitálu jsou signifikantní jen na hladině významnosti 0,1. Na druhé straně zejména vazba mezi úvěry a investicemi může být vnímána z pozice regulace produkce zpracovatelského průmyslu jako klíčová, neboť investiční výdaje tvoří složku celkového produktu.

Oproti předpokladům Grangerovy testy kauzality nepotvrdily funkčnost kanálu měnového kursu, neboť v rámci tohoto kanálu byla registrována pouze příčinná vazba mezi exportem, resp. importem a indexem cen zpracovatelského průmyslu, tj. vazba poslední fáze kursově transmise. Zjištění je o to zajímavější, že Česká republika je relativně malou otevřenou ekonomikou, kde je obvykle měnovému kurzu přikládán významný vliv na dopady do reálné ekonomiky. Ten je však limitován rozličnými instrumenty umožňující minimalizaci kursového rizika.

Ostatní doposud v závěru nezmíněné transmise je možné rovněž považovat s ohledem na výsledky testů za relativně nevýznamné, neboť selhávají v přenosu změny krátkodobé nominální úrokové sazby na zprostředkující kritéria. Tato kritéria přitom významně regulují finální uzly řešených transmisí.

---

<sup>89</sup> Detailnější studie věnující se problematice odlišných přístupů k měnové politice na bázi diskrečního rozhodování či definovaných závazných pravidel např. Filáček (2004), Taylor (1993), Kydland, Prescott, (1977).

Na úplný závěr je vhodné konstatovat, že jednoduchost Grangerových testů kauzality vzhledem ke komplexitě problému a složitosti makroprostředí s vlivem externích (zahraničních) faktorů neumožňuje formulovat silné závěry. Interpretace výsledků má rovněž své limity vzhledem k faktu, že časové řady postihují pouze relativně krátké období. Výsledky testování tudíž lze považovat pouze za jakési indikátory vzájemných vazeb, které poskytují základní informace o relacích mezi realizací měnové politiky a zpracovatelským průmyslem, resp. případných rozporech mezi triviálními předpoklady ekonomické teorie a hospodářskou praxí tohoto odvětví.

## Použité zdroje

- Arestis, P. (Editor) Baddeley, M. (Editor) et McCombie, J. (Editor). 2005.** *The New Monetary Policy: Implications and Relevance*. Cheltenham : Edward Elgar Publishing Ltd, 2005. p. 253. ISBN 9781843769545.
- Arlt, J. 1996.** Metoda X11ARIMA. In *Statistika*, Vol. 33, No. 1–7, 1996. ISSN 0322-788X.
- Arlt, J., Arltová, M. 2008.** *Ekonomické časové řady*. Praha : Professional Publishing, 2008. s. 290. ISBN 9788086946856.
- Ball, R. J. 2008.** *Inflation and the Theory of Money*. New Brunswick N. J. : Aldine Transaction, 2008. p. 313. ISBN 978-0-202-30923-1.
- Ballard, B. 1995.** How Keynes Became a Post Keynesian. In *Journal of Post Keynesian Economics*, Volume 17, No. 3, Spring 1995. p. 325 - 335. ISSN 0160-3477.
- Bernanke, B. et al. 1999.** *Inflation Targeting: Lessons from the International Experience*. New York : Princeton University Press, 1999. p. 382. ISBN 0-691-05955-1.
- Bofinger, P. et al. 2001.** *Monetary Policy: Goals, Institutions, Strategies, and Instruments*. s. 454. New York : Oxford University Press, 2001. ISBN 9780199248568.
- Bureau of Labor Statistics. 2002.** Recent and Planned Improvements to Consumer Price Indexes. In *Monthly Labor Review*, Washington : BLS, May 2002. p. 47 - 49.
- Brčák, J., Sekerka, B. 2010.** *Makroekonomie*. Plzeň : Aleš Čeněk, 2010. s. 296. ISBN 978-80-7380-245-5.
- Carlin, W., Soskice, D. 2005.** The 3-Equation New Keynesian Model - Graphical Exposition. In *Contributions to Macroeconomics*, Volume 5, Issue 1, 2005. p. 1 - 37. ISSN 1534-6005.
- Clarida, R., Galí, J., Gertler, M. 1999.** The Science of Monetary Policy: A New Keynesian Perspective. In *Journal of Economic Literature*, Volume 37, Issue 4, December 1999. p. 1661–1707. ISSN 0022-0515.

- Clarida, R., Galí, J., et. Gertler, M. 2000.** Monetary Policy Rules and Macroeconomic Stability: Evidence and Some Theory, In *Quarterly Journal of Economics*, Volume 105, No. 1, Spring 2000. p. 147–180. ISSN 0033-5533.
- Davidson, P. 1994.** *Postkeynesian Macroeconomic Theory (A foundation for successful economic policies for the twenty-first century)*. Aldershot : Elgar Publishing, 1994. p. 320. ISBN 9781852788353.
- Dow, S. C. 1996.** Horizontalism: a Critique. In *Cambridge Journal of Economics*, Volume 20, No. 4, July 1996. p. 497 - 508. ISSN 0309-166X.
- Engle, R. et. Granger, C., 1987.** Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. In *Econometrica* No. 55, 1987. p. 251-276.
- European central bank. 2004.** *The Monetary Policy of the ECB*. Frankfurt : ECB, 2004. p. 128. ISBN 92-9181-479-2.
- Filáček, J. 2004.** *Role očekávání v měnové politice*. Praha : IES FSV UK, 2004. s. 93. Available at <http://ies.fsv.cuni.cz/default/file/download/id/554> (accessed November 2011).
- Fisher, I. 2006.** *The Purchasing Power of Money: Its Determination and Relation to Credit Interest and Crises*. New York : Cosimo, 2006. p. 505. ISBN 1-59605-613-4.
- Flammant, M. 1995.** *Inflace*. Praha : HZ Praha, 1995. s. 127. ISBN 80-901918-4-3.
- Friedman, M. 1983.** *Essays in Positive Economics*. Chicago : The University of Chicago Press, 1983. p. 328. ISBN 0-226-26403-3.
- Friedman, M. 1970.** *The Counter-Revolution in Monetary Theory. The Counter-Revolution in Monetary Theory*, IEA Occasional Paper No. 33, London : Institute of Economic Affairs First Wincott Memorial Lecture, University of London. p. 32.
- Friedman, M., Schwartz, A. 1993.** *A Monetary History of the United States 1867 – 1960*. New York : Princeton University Press, 1993. p. 860. ISBN 0-691-00354-8.
- Ireland, P. N. 2005.** *The Monetary Transmission Mechanism*. Federal Reserve Bank of Boston Working Paper No. 06-1. Boston : Federal Reserve Bank of Boston. p. 14.

- Galí, J. 2008.** *Monetary Policy, Inflation, and the Business Cycle: An Introduction to the New Keynesian Framework.* Princeton : Princeton University Press, 2008. p. 203. ISBN 978-1-4008-2934-7.
- Galí, J. 2010.** *Monetary Policy and Unemployment.* NBER Working Paper No. 15871. Cambridge : National Bureau of Economic Research, April 2010. p. 83.
- Galbraith, J. K. 2008.** *The Collapse of Monetarism and the Irrelevance of the New Monetary Consensus.* 25th Annual Milton Friedman Distinguished Lecture at Marietta College, Marietta, Ohio, March 31, 2008. p. 15.
- Goodfriend, M., King R. G. 1998.** *The New Neoclassical Synthesis and the Role of Monetary Policy.* Federal Reserve Bank of Richmond Working Paper 98-05, Richmond : Federal Reserve Bank, 1998. p. 64.
- Gordon, R. J. 2006.** *The Boskin Commission Report: A Retrospective One Decade Later.* NBER Working Paper No. 12311, JEL No. I1, I11. Cambridge : NBER, 2006. p. 37.
- Hansen, A. H. 1953.** *A Guide to Keynes.* New York : McGraw-Hill, 1953. p. 234.
- Hill et al. 2008.** *Principles of econometrics.* Hoboken : Wiley, 2008. 579 s. ISBN 978-0470626733.
- Holman, R. 2004.** *Makroekonomie – středně pokročilý kurs.* Praha : C. H. Beck, 2004. s. 424. ISBN 80-7179-764-2.
- Holman, R. et al. 2005.** *Dějiny ekonomického myšlení.* Praha : C. H. Beck, 1999. s. 539. ISBN 80-7179-380-9.
- Holman, R. 2005.** *Ekonomie.* Praha : C. H. Beck, 1999. s. 709. ISBN 80-7179-891-6.
- Hurník, J. 2004.** Nová keynesovská ekonomie aneb měnová politika bez peněz. In *Bankovníctví*, volume 2004, issue 9. ISSN 1212-4273.
- Hušek, R. 2007.** *Ekonometrická analýza.* Praha : Oeconomica, 2007. 368 s. ISBN 978-80-245-1300-3.
- Hušek, R. 2009.** *Aplikovaná ekonometrie.* Praha : Oeconomica, 2009. 368 s. ISBN 978-80-245-1623-3.



- Jarque, C. M., Bera, A. K. 1987.** A test for normality of observations and regression residuals. In *International Statistical Review*. Volume 55, Issue 2, 1987. p. 163–172. ISSN 1751-5823.
- Jílek, J. 2004.** *Peníze a měnová politika*. Praha : Grada Publishing, 2004. s. 742. ISBN 978-80-247-0769-1.
- Keynes, J. M. 1936.** *The General Theory of Employment Interest and Money*. London : Macmilian, 1936. p. 403.
- Keynes, J. M. 1973.** *The Collected Writings of John Maynard Keynes, XIV, edited by D. Moggridge*. London : Macmillan, 1973. p. 584. ISBN 978-0521348300.
- Kibritçioğlu, A. 2002.** Causes of Inflation in Turkey: A Literature Survey with Special Reference to Theories of Inflation. In *Inflation and Disinflation in Turkey*, ed. by Kibritçioğlu, A., L. Rittenberg, and F. Selçuk, Aldershot : Ashgate, pp. 43-76. ISBN 9780754630654.
- King, R. G. et Plosser, C. I. 1984.** Money, Credit and Prices in a Real Business Cycle. In *American Economic Review*. Volume 74, Issue 3, June 1984. p. 363-380. ISSN 0002-8282.
- Kodera, J. 2007.** *Měnová analýza*. Praha : ASPI, 2007. s. 250. ISBN 978-80-7357-298-3.
- Koderová, J., Sojka, M. et Havel, J. 2008.** *Teorie peněz*. Praha : Aspi, 2008. s. 283. ISBN 978-80-7357-359-1.
- Korda, J. 2010.** Komparace nového konsensu jako teoretického rámce cílování inflace s postkeynesovskou ekonomikou. In *Politická ekonomie*, vol. 2010, issue 1. Available at <http://www.vse.cz/polek/pdf/721.pdf> (accessed November 2010)
- Kovanda, L. 2010.** *Příběh dokonalé bouře a hovory (nejen) s laureáty Nobelovy ceny o finanční krizi*. Praha : Mediacop, 2010. s. 112. ISSN 1804-1701.
- Kovanda, L. 2011.** *Příběh dluhové smršti a hovory (nejen) s laureáty Nobelovy ceny o dopadech finanční krize*. Praha : Mediacop, 2011. s. 151. ISSN 1804-1701.
- Kozák, J., Arlt, J. et Hindls, R. 1994.** *Úvod do analýzy ekonomických časových řad*. Praha : VŠE, 1994. 208 s. ISBN 80-7079-760-6.

**Krugman, P. et Obstfeld, M. 2009.** *International Economics: Theory and Policy*. Boston : Pearson, 2006. p. 706. ISBN 9780321493040.

**Kydland, F. E. et Prescott, E. C. 1977.** Rules Rather Than Discretion: The Inconsistency of Optimal Plans. In *Journal of Political Economy*, Volume 85, Issue 3, June 1977. p. 473 - 491. ISSN 0022-3808.

**Kydland, F. E. et Prescott, E. C. 1990.** Business Cycles: Real Facts and the Monetary Myth. In *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, Volume 14, No. 2, Spring 1990. p. 383 - 398. ISSN 0271-5287.

**Lavoie, M. 2005.** The New Consensus on Monetary Policy Seen from a Post-Keynesian Perspective. In *Central Banking in the Modern World: Alternative Perspectives*. Cheltenham : Edward Elgar Publishing, 2005. p. 15 - 35. ISBN 9781843766414.

**Lucas, R. E. Jr. 1973.** Some International Evidence on Output Inflation Tradeoffs. In *American Economic Review*, Volume 63, No. 3, June 1973. p. 326 – 334. ISSN 0002-8282.

**Lucas, R. E. Jr. 1975.** An Equilibrium Model of the Business Cycle. In *Journal of Political Economy*, Volume 83, No. 6, Decemeber 1975. p. 1113 – 1144. ISSN 0022-3808.

**Lucas, R. E. Jr. et Sargent, T. J. 1981.** *Rational Expectations and Econometric Practices*, Minneapolis : University of Minnesota Press 1981. p. 408. ISBN 9780816609178.

**Lucas, R. E. Jr. 1987.** *Model of Business Cycle*. Oxford: Basil Blackwell, 1987. p. 120. ISBN 0631147918.

**Lucas, R. E. Jr. 1995.** Monetary Neutrality: Nobel Price Lecture. In *Economic sciences, 1991-1995 (Nobel Lectures)*. Singapore : World Scientific, 1997. p. 246 - 265. ISBN 9789810230609.

**MacKinnon, J. G. 1991.** Critical values for cointegration tests. In R. F. Engle and C. W. J. Granger (eds), *Long-run Economic Relationships: Readings in Cointegration*, Oxford University Press, Oxford, 267-276.

- MacKinnon, J. G. 1996.** Numerical distribution functions for unit root and cointegration tests, *Journal of Applied Econometrics*, No. 11, p. 601–618.
- Mach, M. 2002.** *Makroekonomie: pokročilejší analýza*. Praha : Mellandruim, 2002. s. 166. ISBN 80-86175-22-7.
- Mackiewicz, J., 2009.** *Central bank credibility: determinants and measurement. A cross-country study*. Istanbul : Spring Meeting of Young Economists, 2009. p. 32.
- Mankiw, G. N. 2001.** *U.S. Monetary Policy During the 1990s*. NBER Working Paper No. 8471. Cambridge : National Bureau of Economic Research, September 2001. p. 59.
- Marshall, A. 2003.** *Money, Credit and Commerce*. New York : Prometheus Book, 2003. p. 505. ISBN 1-59102-036-0.
- Meltzer, A. H. 1993.** Commentary: The Role of Judgment and Discretion in the Conduct of Monetary Policy, In *Changing Capital Markets: Implications for Monetary Policy*, Federal Reserve Bank of Kansas City, 1993, p. 213 – 225.
- Mishkin, F. S. 2004.** *Can Inflation Targeting Work in Emerging Market Countries*. Conference in Honor of Guillermo Calvo. Washington : IMF, 2001. p. 36.
- Mishkin, F. S. 1996.** *The Channels of Monetary Transmission: Lessons for Monetary Policy*. NBER Working Paper 5464. Cambridge : National Bureau of Economic Research, 1996. p. 29.
- Mishkin, F. S. 1996.** *The Channels of Monetary Transmission: Lessons for Monetary Policy*. NBER Working Paper 5464. Cambridge : National Bureau of Economic Research, 1996. p. 29.
- Mishkin, F. S. 2007.** *The Economics of Money, Banking, and Financial Markets*. Boston : Pearson, 2007. p. 660. ISBN 0-321-42177-9.
- Modigliani, F. 1988.** The Monetarist Controversy Revisited In *Contemporary Policy Issues*, Volume 6, Issue 4, October 1988. p. 3-18. ISSN 0735-0007.
- Moore, B. 2006.** *Shaking the invisible hand: complexity, endogenous money and exogenous interest rates*. New York : Palgrave Macmillan, 2006. p. 556. ISBN 1-4039-9946-5.

- Muth, J. F. 1961.** Rational Expectations and the Theory of Price Movements, In *Econometrica*, Volume 29 No. 3, July 1961. ISSN 1468-0262.
- Ondrčka, P. 2006.** *Makroekonomie různých ekonomických proudů*. Brno : Masarykova universita, 2006. s. 253. ISBN 80-210-3993-0.
- Palley, T. I. 2006.** A Post-Keynesian Framework for Monetary Policy: Why Interest Rate Operating Procedures are not Enough. In *Post-Keynesian Principles of Economic Policy*. Cheltenham : Edward Elgar, 2006. p. 78 - 98. ISBN 18-437-6724-4.
- Persson, K. G. 2010.** *Economic History of Europe: Knowledge, Institutions and Growth, 600 to the Present*. New York : Cambridge University Press, 2010. p. 253. ISBN 9780521549400.
- Plosser, C. I. 1989.** Understanding Real Business Cycles. In *Journal of Economic Perspectives*, Volume 3, Issue 3, Summer 1989. p. 51 – 73. ISSN 0895-3309.
- Revenda, Z. et al. 2008.** *Peněžní ekonomie a bankovníctví*. Praha : Management Press, 2008. s. 627. ISBN 80-7261-132-1.
- Revenda, Z. 2010.** *Peníze a zlato*. Praha : Management Press, 2010. s. 256. ISBN 978-80-7261-132-4.
- Revenda, Z. et al. 2011.** *Centrální bankovníctví*. Praha : Management Press, 2011. s. 558. ISBN 978-80-7261-230-7.
- Rochon, L. P. 1999.** *Credit, Money and Production: An Alternative Post-Keynesian Approach*. Cheltenham : Edward Elgar Publishing, 1999. p. 341. ISBN 1858988950.
- Rochon, L. P. 2006.** The More Things Change ... Inflation Targeting and Central Bank Policy. In *Journal of Post Keynesian Economics*, Volume 28, No. 4., July 2006. p. 551-558. ISSN 0160-3477.
- Romer, D. 2000.** *Keynesian Macroeconomics without the LM Curve*. NBER Working Paper 7461. Cambridge : National Bureau of Economic Research, January 2000. p. 21.
- Rousseas, S. W. 1992.** *Post Keynesian Monetary Economics*, Armonk (NY) : M. E. Sharpe. p. 130. ISBN 1563240823.
- Samuelson, P., Nordhaus, W. 2008.** *Ekonomie*. Praha : NS Svoboda, 2008. s. 775. ISBN 978-80-205-0590-3.

- Setterfield, M. 2005a.** Central Bank Behaviour and the Stability of Macroeconomic Equilibrium: a Critical Examination of the “New Consensus”. In *The New Monetary Policy*. Cheltenham : Edward Elgar Publishing, 2005 p. 23 - 50. ISBN 9781843769549.
- Setterfield, M. 2005b.** Central Banking, Stability and Macroeconomic Outcomes: a Comparison of New Consensus and Post Keynesian Monetary Macroeconomics. In *Central Banking in the Modern World: Alternative Perspectives*. Cheltenham : Edward Elgar Publishing, 2005 p. 35 - 56. ISBN 9781843766414.
- Schiller, B. R. 2004.** *Makroekonomie dnes*. Brno : Computer Press, 2004. s. 412. ISBN 80-251-0169-X.
- Slaný, A. et al. 2003.** *Makroekonomická analýza a hospodářská politika*. Praha : C. H. Beck, 2003. s. 375. ISBN 80-7179-7385-3.
- Snowdon, B., Vane, H. 2005.** *Modern Macroeconomics : its origins, development and current state*. Cheltenham : Elgar, 2005. p. 807. ISBN 1-84376-394-X.
- Sojka, M. 2002a.** *Kdo byl kdo: světoví a čeští ekonomové*. Praha : Libri, 2002. p. 327. ISBN 80-7277-055-1.
- Sojka, M. 2002b.** *Postkeynesovská teorie peněz, peněžní a úvěrová politika a postavení centrální banky*. IES FSV Karlova Universita Working Paper 20, Praha : IES FSV UK, December 2002. s. 20.
- Sojka, M. 2010a.** *Dějiny ekonomických teorií*. Praha : Havlíček Brain Team, 2010. s. 541. ISBN 978-80-87109-21-2.
- Sojka, M. 2010b.** Monetární politika Evropské centrální banky a její teoretická východiska pohledem postkeynesovské ekonomie. In *Politická ekonomie*, Volume 58, Issue 1. 2010 p. 3 - 19. ISSN 0032-3233.
- Soukup, J. et al. 2010.** *Makroekonomie: moderní přístup*. Praha : Management Press, 2010. s. 518. ISBN 978-80-7261-219-2.
- Svensson, L. E. O. 2003.** What is Wrong With Taylor Rules? Using Judgement in Monetary Policy Through Targeting Rules. In *Journal of Economic Literature*, Volume 41, Issue 2, June 2003. p. 426–477. ISSN 0022-0515.

**Svensson, L. E. O. 2010.** *Inflation Targeting*. NBER Working Paper 16654. Cambridge : National Bureau of Economic Research, December 2010. p. 79.

**Šmídková, K. 2002.** Transmisní mechanismus měnové politiky na počátku 3. tisíciletí. In *Finance a úvěr*, č. 5, 2002. s. 287-306.

**Taylor, H. E. 1985.** Time Inconsistency: A Potential Problem for Policymakers. In *Federal Reserve Bank of Philadelphia Business Review*, March/April 1985. p. 3 - 12. ISSN 0007-7011.

**Taylor, J. B. 1993.** Discretion Versus Policy Rules in Practice. In *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, Volume 39, No. 1, December 1993. p. 195 - 214. ISSN 0167-2231.

**Taylor, J. B. 1995.** The Monetary Transmission Mechanism: An Empirical Framework. In *Journal of Economic Perspectives*, Volume 9, No. 4, Fall 1995. p. 11 - 26. ISSN 0895-3309.

**Taylor, J. B. 1998.** *A Historical Analysis of Monetary Policy Rules*. NBER Working Paper 6768. Cambridge : National Bureau of Economic Research, October 1998. p. 53.

**Taylor, J. B. 2009.** *The Financial Crisis and the Policy Responses: An Empirical Analysis of What Went Wrong*. NBER Working Paper No. 14631. Cambridge : National Bureau of Economic Research, January 2009. p. 32.

**Walsh, C. E. 2003.** *Monetary Policy and Theory*. Cambridge : MIT Press, 2003. p. 612. ISBN 978-0-262-23231-9.

## Seznam zkratk

ADF	Augmented Dickey-Fuller
AIC	Akaikeho informační kritérium
ARIMA	Autoregressive Integrated Moving Average model
C_HOUS	Spotřeba domácností
CENY	Index cen zpracovatelského průmyslu
ČNB	Česká národní banka
ČSÚ	Český statistický úřad
CREDITS	Úvěrový agregát zpracovatelského průmyslu
CZK	Česká koruna
ČR	Česká republika
DEPOSITS	Vkladový agregát
EG	Engle-Granger
EXP_INF	Očekávaná inflace
EUR	Euro
HDP	Hrubý domácí produkt
IES	Institut ekonomických studií
IMF	Mezinárodní měnový fond
JB	Jarque-Bera
LR_RIR	Dlouhodobé tržní reálné úrokové sazby
MB	Měnová báze
MS	Měnový agregát M2
PRIBOR	Nominální tříměsíční úroková sazba PRIBOR
R_PRIBOR	Reálná jednoroční úroková sazba PRIBOR
NBER	National Bureau of Economic Research
N_ER	Nominální měnový kurs CZK/EUR
THK	Tvorba hrubého kapitálu
VAR (model)	Vector autoregressive (model)
VEC (model)	Vector error correction (model)
WB	World Bank

## Seznam grafů

Graf č. 1 Model rovnováhy nového konsensu

Graf č. 2 Úvěrový trh v období hospodářské expanze a recese

Graf č. 3 Jednoduchý postkeynesiánský model ekonomiky

Graf č. 4 Vývoj vybraných úrokových sazeb v období 2001 - 2011

Graf č. 5 Vývoj míry inflace v období 2001-2011

Graf č. 6 Vývoj míry inflace a inflační cíle v období 2001-2011

## Seznam schémat

Schéma č. 1 Monetaristický (peněžní) transmisní mechanismus

Schéma č. 2 Nekooperativní hra centrální banky a privátního sektoru

Schéma č. 3 Keynesiánský (úrokový) transmisní mechanismus

Schéma č. 4 Tradiční transmisní kanál úrokových sazeb

Schéma č. 5 Úrokový transmisní kanál s využitím teorie inflačního očekávání

Schéma č. 6 Kursový transmisní kanál

Schéma č. 7 Transmisní kanál založený na teorii Tobinova  $q$

Schéma č. 8 Transmisní kanál efektu bohatství

Schéma č. 9 Transmisní kanál bankovních půjček

Schéma č. 10 Transmisní kanál spojený s efekty změn rozvahy

Schéma č. 11 Transmisní kanál peněžních toků

Schéma č. 12 Transmisní kanál neočekávaného růstu cenové hladiny



## Seznam tabulek

Tabulka č. 1 Deklarace veličin použitých v analýze kauzality

Tabulka č. 2: Přehled výsledků testování sezónnosti

Tabulka č. 3 Výsledky ADF testů časových řad

Tabulka č. 4 Výstupy Grangerových testů kauzality – CENY, PRIBOR

Tabulka č. 5 Výstupy Grangerových testů kauzality – PRODUCT, PRIBOR

Tabulka č. 6 Výstupy Grangerových testů kauzality – MB, PRIBOR

Tabulka č. 7 Výstupy Grangerových testů kauzality – MS, MB

Tabulka č. 8 Výstupy Grangerových testů kauzality – CENY, MS

Tabulka č. 9 Výstupy Grangerových testů kauzality – PRODUCT, MS

Tabulka č. 10 Výstupy Grangerových testů kauzality – LR\_IR\_R, R\_PRIBOR

Tabulka č. 11 Výstupy Grangerových testů kauzality – CENY, LR\_IR\_R

Tabulka č. 12 Výstupy Grangerových testů kauzality – PRODUCT, LR\_IR\_R

Tabulka č. 13 Výstupy Grangerových testů kauzality – THK, R\_PRIBOR

Tabulka č. 14 Výstupy Grangerových testů kauzality – CENY, THK

Tabulka č. 15 Výstupy Grangerových testů kauzality – EXP\_INF, PRIBOR

Tabulka č. 16 Výstupy Grangerových testů kauzality – CENY, EXP\_INF

Tabulka č. 17 Výstupy Grangerových testů kauzality – N\_ER, R\_PRIBOR

Tabulka č. 18 Výstupy Grangerových testů kauzality – EXPORT, N\_ER

Tabulka č. 19 Výstupy Grangerových testů kauzality – CENY, EXPORT

Tabulka č. 20 Výstupy Grangerových testů kauzality – IMPORT, N\_ER

Tabulka č. 21 Výstupy Grangerových testů kauzality – CENY, IMPORT

Tabulka č. 22 Výstupy Grangerových testů kauzality – PX, PRIBOR

Tabulka č. 23 Výstupy Grangerových testů kauzality – THK, PX

Tabulka č. 24 Výstupy Grangerových testů kauzality – C\_HOUS, PX

Tabulka č. 25 Výstupy Grangerových testů kauzality – CENY, C\_HOUS

Tabulka č. 26 Výstupy Grangerových testů kauzality – DEPOSITS, PRIBOR

Tabulka č. 27 Výstupy Grangerových testů kauzality – CREDITS, DEPOSITS

Tabulka č. 28 Výstupy Grangerových testů kauzality – THK, CREDITS

Tabulka č. 29 Míra kapitalizace vybraných ekonomik v letech 2007 a 2010 (v %)

## Přílohy

- Příloha č. 1 Klasifikace CZ-NACE, oddíly sekce C – Zpracovatelský průmysl
- Příloha č. 2 Výstupy F-testů sezónnosti pro jednotlivé časové řady
- Příloha č. 3 Zlogaritmovaná data sezónně očištěných časových řad
- Příloha č. 4 Vývoj zlogaritmovaných sezónně očištěných časových řad
- Příloha č. 5 Elementární charakteristiky zlogaritmovaných sezónně očištěných časových řad
- Příloha č. 6 První diference zlogaritmovaných sezónně očištěných dat
- Příloha č. 7 Vývoj prvních diferencí zlogaritmovaných sezónně očištěných dat
- Příloha č. 8 Výsledky rozšířených Dickey-Fullerových testů
- Příloha č. 9 Výsledky rozšířených Dickey-Fullerových testů – první diference
- Příloha č. 10 Charakteristiky regresních odhadů použitých rovnic
- Příloha č. 11 Prokázané příčinné vztahy Grangerovými párovými testy kauzality

## Příloha č. 1 Klasifikace CZ-NACE, oddíly sekce C – Zpracovatelský průmysl

Číslo oddílu	Oddíl
10	Výroba potravinářských výrobků
11	Výroba nápojů
12	Výroba tabákových výrobků
13	Výroba textilií
14	Výroba oděvů
15	Výroba usní a souvisejících výrobků
16	Zpracování dřeva, výroba dřevěných, korkových, proutěných a slaměných výrobků, kromě nábytku
17	Výroba papíru a výrobků z papíru
18	Tisk a rozmnožování nahaných nosičů
19	Výroba koksu a rafinovaných ropných produktů
20	Výroba chemických látek a chemických přípravků
21	Výroba základních farmaceutických výrobků a farmaceutických přípravků
22	Výroba pryžových a plastových výrobků
23	Výroba ostatních nekovových minerálních výrobků
24	Výroba základních kovů, hutní zpracování kovů; slévárství
25	Výroba kovových konstrukcí a kovodělných výrobků, kromě strojů a zařízení
26	Výroba počítačů, elektronických a optických přístrojů a zařízení
27	Výroba elektrických zařízení
28	Výroba strojů a zařízení j. n.
29	Výroba motorových vozidel (kromě motocyklů), přívěsů a návěsů
30	Výroba ostatních dopravních prostředků a zařízení
31	Výroba nábytku
32	Ostatní zpracovatelský průmysl
33	Opravy a instalace strojů a zařízení

Zdroj: ČSÚ.

**Příloha č. 2a Výstupy F-testů sezónnosti pro jednotlivé časové řady**

<b>C_HOUS</b>	<b>Sum of Squares</b>	<b>Dgrs. Of Freedom</b>	<b>Mean Square</b>	<b>F-Value</b>
Between quaters	510.7637	3	170.25456	<b>1676.274**</b>
Residuals	4.0627	40	0.10157	
Total	514.8264	43		
<b>CENY</b>				
Between quaters	4.7262	3	1.57539	<b>7.675**</b>
Residuals	8.2106	40	0.20527	
Total	12.9368	43		
<b>CREDITS</b>				
Between quaters	35.1030	3	11.70099	<b>5,120</b>
Residuals	91.4074	40	2.28518	
Total	126.5103	43		
<b>DEPOSITS</b>				
Between quaters	97.1095	3	32.36982	<b>32.481**</b>
Residuals	39.8633	40	0.99658	
Total	136.9727	43		
<b>EXP_INF</b>				
Between quaters	707.3896	3	235.79652	<b>8.302**</b>
Residuals	1136.1043	40	28.40261	
Total	1843.4939	43		
<b>EXPORT</b>				
Between quaters	284.4209	3	94.80696	<b>36.515**</b>
Residuals	103.8555	40	2.59639	
Total	388.2764	43		
<b>PRODUKCE</b>				
Between quaters	585.9562	3	195.31872	<b>51.005**</b>
Residuals	153.1766	40	3.82942	
Total	739.1328	43		
<b>IMPORT</b>				
Between quaters	696.1276	3	232.04253	<b>60.917**</b>
Residuals	152.3654	40	3.80914	
Total	848.4930	43		
<b>REPO</b>				
Between quaters	139.7857	3	46.59525	<b>4.117</b>
Residuals	446.2497	40	11.15624	
Total	586.0354	43		
**Seasonality present at the 0.1 per cent level.				

Zdroj: Vlastní tvorba, výstupy z EViews.

**Příloha č. 2b Výstupy F-testů sezónnosti pro jednotlivé časové řady**

<b>N_ER</b>	<b>Sum of Squares</b>	<b>Dgrs. Of Freedom</b>	<b>Mean Square</b>	<b>F-Value</b>
Between quaters	7.4702	3	2.49005	<b>2.412</b>
Residuals	41.2955	40	1.03239	
Total	48.7657	43		
<b>PRIBOR</b>				
Between quaters	291.6409	3	97.21363	<b>7.424**</b>
Residuals	523.7959	40	13.09490	
Total	815.4368	43		
<b>R_PRIBOR</b>				
Between quaters	0.1822	3	0.06073	<b>1.674</b>
Residuals	1.4512	40	0.03628	
Total	1.6334	43		
<b>THK</b>				
Between quaters	2788.8716	3	929.62388	<b>170.058**</b>
Residuals	218.6602	40	5.46650	
Total	3007.5318	43		
<b>MB</b>				
Between quaters	36.6917	3	12.23058	<b>1.729</b>
Residuals	282.9494	40	7.07373	
Total	319.6411	43		
<b>MS</b>				
Between quaters	38.7964	3	12.93214	<b>32.603**</b>
Residuals	15.8662	40	0.39665	
Total	54.6626	43		
<b>LR_RIR</b>				
Between quaters	126.1019	3	42.03397	<b>0.533</b>
Residuals	3156.6530	40	78.91633	
Total	3282.7549	43		
<b>PX</b>				
Between quaters	21.4899	3	7.16331	<b>0.422</b>
Residuals	678.3832	40	16.95958	
Total	699.8732	43		
**Seasonality present at the 0.1 per cent level.				

Zdroj: Vlastní tvorba, výstupy z EViews.

Příloha č. 3a Zlogartimovaná data sezónně očištěných časových řad

	C_HOUS	CENY	CREDITS	DEPOS	EXP_INF	EXPORT	PROD	IMPORT
2001Q1	5,51	1,98	5,41	6,13	0,64	5,55	1,91	5,57
2001Q2	5,51	1,98	5,41	6,14	0,67	5,55	1,90	5,56
2001Q3	5,52	1,97	5,33	6,15	0,64	5,55	1,90	5,56
2001Q4	5,52	1,97	5,26	6,16	0,60	5,56	1,90	5,57
2002Q1	5,52	1,97	5,25	6,17	0,56	5,56	1,90	5,58
2002Q2	5,53	1,97	5,20	6,19	0,50	5,56	1,91	5,58
2002Q3	5,53	1,97	5,20	6,20	0,46	5,56	1,92	5,59
2002Q4	5,54	1,97	5,18	6,21	0,37	5,57	1,95	5,59
2003Q1	5,55	1,97	5,19	6,20	0,42	5,59	1,91	5,60
2003Q2	5,55	1,98	5,17	6,19	0,52	5,59	1,92	5,61
2003Q3	5,56	1,97	5,17	6,20	0,46	5,60	1,94	5,62
2003Q4	5,56	1,97	5,17	6,22	0,52	5,61	1,94	5,63
2004Q1	5,56	1,98	5,19	6,22	0,49	5,60	1,97	5,61
2004Q2	5,56	1,99	5,18	6,23	0,45	5,67	1,98	5,68
2004Q3	5,57	2,00	5,19	6,24	0,45	5,67	1,98	5,66
2004Q4	5,57	2,00	5,19	6,23	0,44	5,67	1,99	5,67
2005Q1	5,57	2,00	5,21	6,24	0,43	5,66	1,98	5,65
2005Q2	5,58	2,00	5,22	6,26	0,38	5,70	2,00	5,68
2005Q3	5,58	2,00	5,23	6,27	0,37	5,71	2,01	5,69
2005Q4	5,59	2,00	5,23	6,28	0,40	5,73	2,02	5,70
2006Q1	5,59	2,00	5,24	6,30	0,42	5,75	2,03	5,71
2006Q2	5,59	2,00	5,26	6,31	0,47	5,75	2,03	5,72
2006Q3	5,60	2,01	5,27	6,32	0,48	5,75	2,04	5,72
2006Q4	5,61	2,01	5,28	6,32	0,50	5,78	2,06	5,75
2007Q1	5,61	2,01	5,30	6,34	0,53	5,79	2,10	5,77
2007Q2	5,61	2,02	5,34	6,36	0,53	5,79	2,08	5,77
2007Q3	5,62	2,02	5,34	6,37	0,60	5,80	2,08	5,78
2007Q4	5,62	2,03	5,33	6,38	0,63	5,83	2,10	5,80
2008Q1	5,62	2,03	5,34	6,39	0,53	5,84	2,11	5,81
2008Q2	5,63	2,03	5,36	6,40	0,53	5,84	2,10	5,81
2008Q3	5,63	2,04	5,37	6,41	0,42	5,82	2,09	5,79
2008Q4	5,63	2,02	5,38	6,42	0,32	5,78	2,04	5,75
2009Q1	5,63	2,01	5,39	6,43	0,31	5,75	2,00	5,73
2009Q2	5,63	2,00	5,38	6,43	0,27	5,76	2,00	5,72
2009Q3	5,62	2,00	5,34	6,43	0,23	5,78	2,02	5,74
2009Q4	5,62	2,00	5,34	6,44	0,38	5,80	2,02	5,76
2010Q1	5,63	2,01	5,33	6,44	0,35	5,81	2,04	5,77
2010Q2	5,63	2,01	5,34	6,44	0,36	5,83	2,05	5,79
2010Q3	5,63	2,02	5,32	6,45	0,39	5,85	2,06	5,81
2010Q4	5,63	2,02	5,32	6,45	0,37	5,87	2,08	5,82
2011Q1	5,63	2,04	5,33	6,45	0,42	5,89	2,10	5,84
2011Q2	5,63	2,04	5,35	6,45	0,44	5,89	2,09	5,84
2011Q3	5,62	2,04	5,35	6,45	0,42	5,88	2,08	5,83
2011Q4	5,63	2,04	5,36	6,47	0,41	5,88	2,09	5,83

Zdroj: Česká národní banka, Český statistický úřad, výstupy z Eviews.

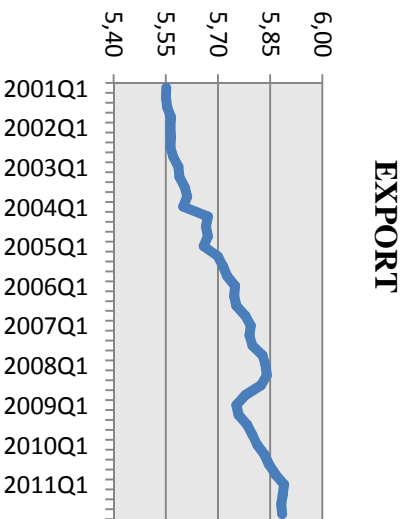
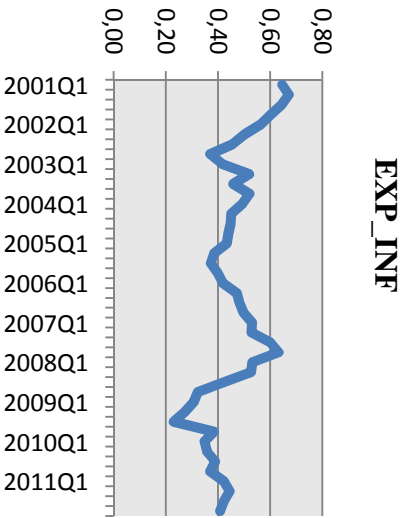
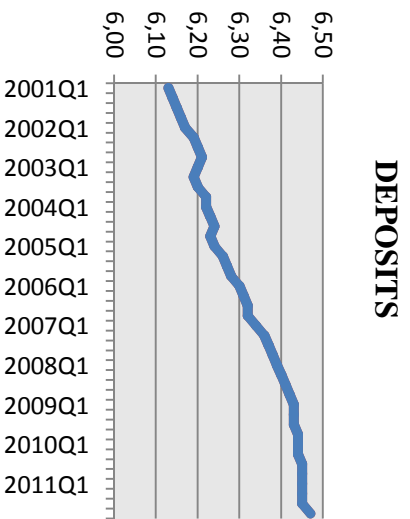
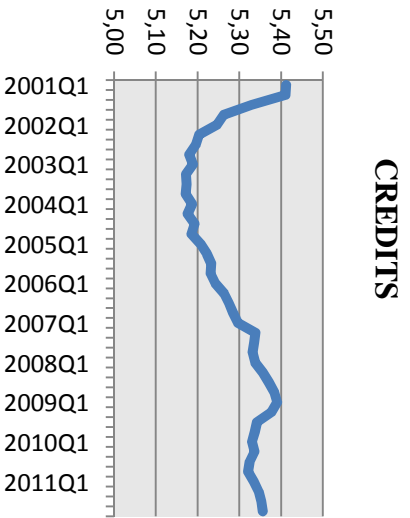
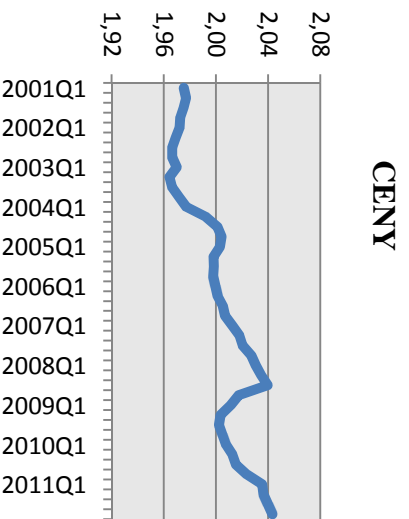
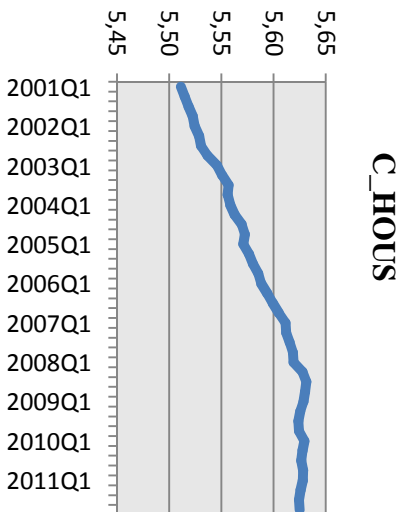
Příloha č. 3b Zlogaritmovaná data sezónně očištěných časových řad

	N_ER	PRIBOR	SR_RIR	THK	PX	MB	MS	LR_IR_R
2001Q1	1,54	0,71	0,07	5,30	2,72	2,35	3,16	0,31
2001Q2	1,53	0,71	0,03	5,27	2,71	2,35	3,18	0,26
2001Q3	1,53	0,73	0,09	5,24	2,63	2,34	3,19	0,57
2001Q4	1,51	0,67	0,06	5,26	2,69	2,37	3,20	0,56
2002Q1	1,50	0,64	0,08	5,27	2,73	2,38	3,20	0,58
2002Q2	1,48	0,58	0,08	5,26	2,72	2,38	3,20	0,59
2002Q3	1,48	0,47	0,02	5,28	2,74	2,39	3,21	0,57
2002Q4	1,49	0,41	0,04	5,27	2,76	2,40	3,21	0,61
2003Q1	1,50	0,39	-0,03	5,25	2,79	2,41	3,22	0,52
2003Q2	1,50	0,37	-0,15	5,27	2,83	2,42	3,22	0,40
2003Q3	1,51	0,31	-0,15	5,28	2,87	2,44	3,23	0,36
2003Q4	1,51	0,31	-0,21	5,27	2,91	2,44	3,24	0,27
2004Q1	1,52	0,32	-0,17	5,30	3,00	2,44	3,25	0,32
2004Q2	1,50	0,38	-0,08	5,30	2,99	2,46	3,26	0,39
2004Q3	1,50	0,43	-0,02	5,29	3,03	2,52	3,27	0,41
2004Q4	1,49	0,39	-0,04	5,30	3,09	2,45	3,26	0,42
2005Q1	1,47	0,33	-0,10	5,30	3,14	2,48	3,27	0,38
2005Q2	1,48	0,25	-0,13	5,32	3,16	2,48	3,28	0,39
2005Q3	1,47	0,25	-0,12	5,31	3,25	2,49	3,29	0,37
2005Q4	1,46	0,32	-0,08	5,32	3,26	2,49	3,29	0,34
2006Q1	1,46	0,33	-0,09	5,32	3,28	2,50	3,31	0,30
2006Q2	1,45	0,35	-0,12	5,36	3,24	2,52	3,32	0,23
2006Q3	1,45	0,39	-0,09	5,36	3,26	2,51	3,32	0,20
2006Q4	1,44	0,39	-0,11	5,38	3,30	2,55	3,33	0,17
2007Q1	1,45	0,42	-0,11	5,42	3,33	2,55	3,35	0,17
2007Q2	1,46	0,48	-0,05	5,41	3,36	2,57	3,36	0,21
2007Q3	1,44	0,53	-0,07	5,43	3,35	2,59	3,37	0,03
2007Q4	1,42	0,59	-0,04	5,42	3,36	2,57	3,39	0,07
2008Q1	1,40	0,62	0,09	5,44	3,29	2,59	3,39	0,37
2008Q2	1,39	0,64	0,11	5,44	3,27	2,57	3,39	0,39
2008Q3	1,39	0,58	0,15	5,43	3,19	2,58	3,41	0,49
2008Q4	1,42	0,57	0,25	5,40	3,04	2,64	3,41	0,55
2009Q1	1,44	0,40	0,10	5,37	2,98	2,62	3,42	0,45
2009Q2	1,42	0,35	0,07	5,32	3,06	2,64	3,42	0,44
2009Q3	1,40	0,27	0,04	5,31	3,16	2,63	3,42	0,47
2009Q4	1,42	0,20	-0,18	5,32	3,15	2,63	3,43	0,29
2010Q1	1,41	0,16	-0,19	5,32	3,17	2,63	3,44	0,31
2010Q2	1,41	0,10	-0,25	5,36	3,14	2,63	3,44	0,28
2010Q3	1,39	0,08	-0,30	5,37	3,15	2,64	3,44	0,24
2010Q4	1,40	0,07	-0,30	5,35	3,18	2,63	3,45	0,27
2011Q1	1,39	0,09	-0,34	5,34	3,20	2,64	3,45	0,19
2011Q2	1,39	0,09	-0,36	5,36	3,19	2,65	3,45	0,15
2011Q3	1,39	0,07	-0,36	5,35	3,07	2,66	3,46	0,16
2011Q4	1,41	0,05	-0,35	5,33	3,06	2,66	3,47	0,19

Zdroj: Česká národní banka, Český statistický úřad, Patria, výstupy z EViews.



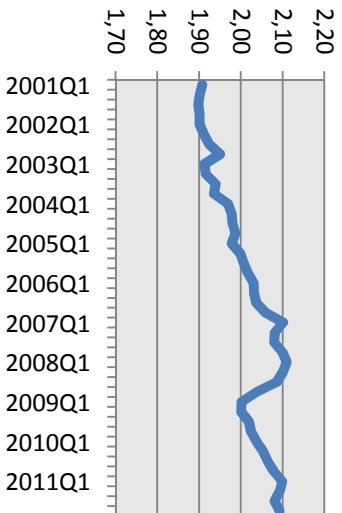
**Příloha č. 4a Vývoj zlogaritmovaných sezónně očištěných časových řad**



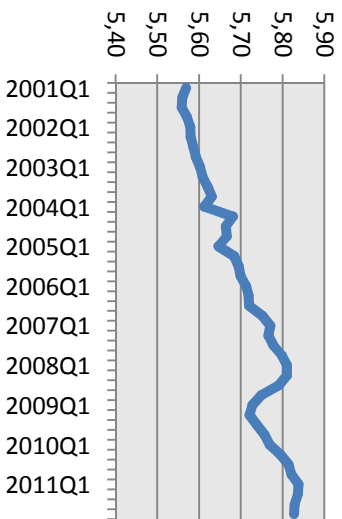
Zdroji: Česká národní banka, Český statistický úřad.

**Příloha č. 4b Vývoj zlogarimovaných sezónně očištěných časových řad**

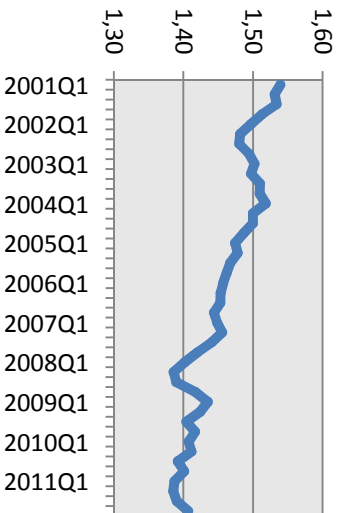
**PRODUCT**



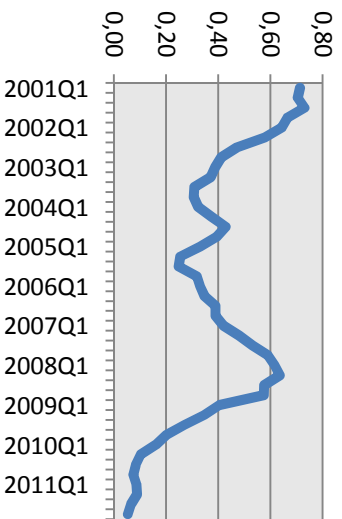
**IMPORT**



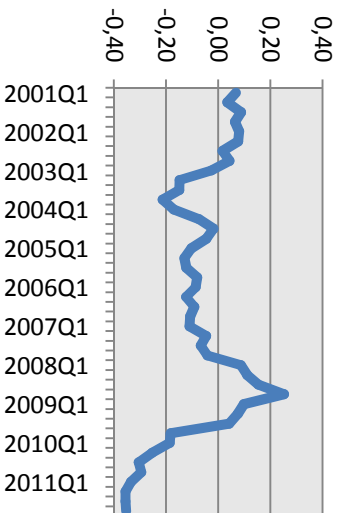
**N\_ER**



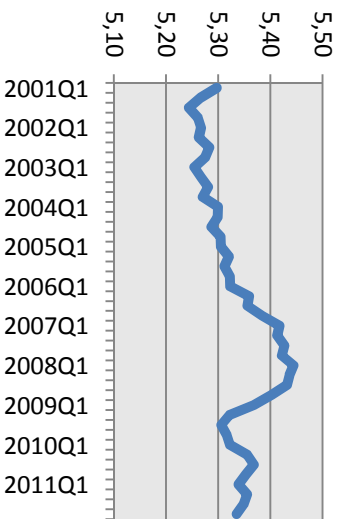
**PRIBOR**



**R\_PRIBOR**

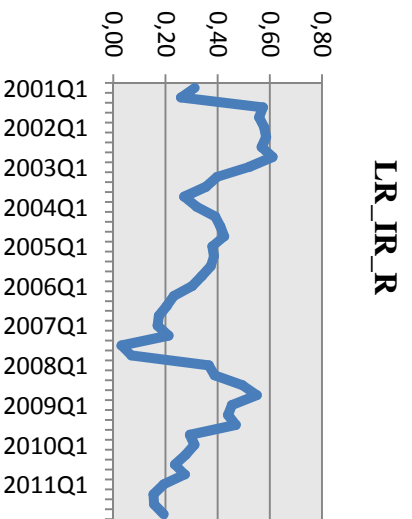
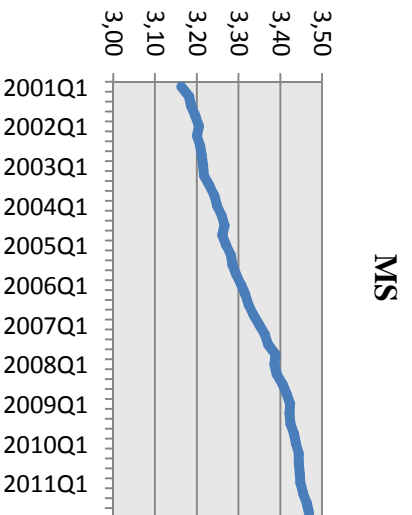
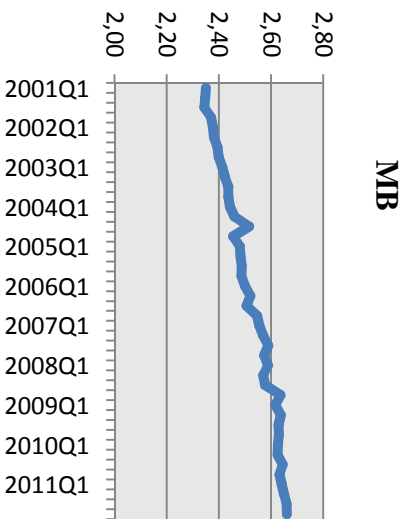
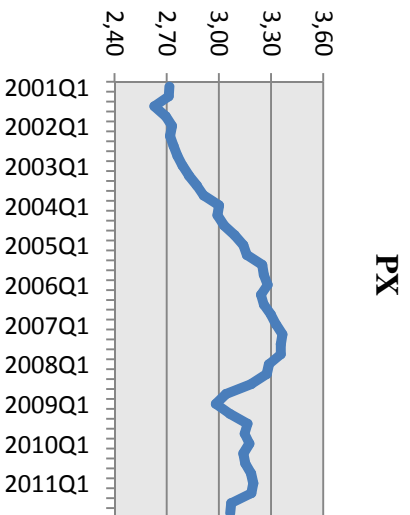


**THK**



Zdroji: Česká národní banka, Český statistický úřad.

**Příloha č. 4c Vývoj zlogaritmovaných sezónně očištěných časových řad**



Zdroji: Česká národní banka, Patria.

**Příloha č. 5 Elementární charakteristiky zlogaritmovaných sezónně očištěných časových řad**

	<b>C_HOUS</b>	<b>CENY</b>	<b>CREDITS</b>	<b>DEPOSITS</b>	<b>EXP_INF</b>	<b>EXPORT</b>	<b>PRODUCT</b>	<b>IMPORT</b>
Mean	5,59	2,00	5,28	6,31	0,46	5,72	2,01	5,71
Median	5,60	2,00	5,31	6,31	0,45	5,75	2,02	5,72
Maximum	5,63	2,04	5,41	6,47	0,67	5,89	2,11	5,84
Minimum	5,51	1,96	5,17	6,13	0,23	5,55	1,90	5,56
Std. Dev.	0,04	0,02	0,08	0,11	0,10	0,11	0,07	0,09
Skewness	-0,49	-0,03	-0,14	-0,07	0,19	-0,21	-0,22	-0,19
Kurtosis	1,81	1,94	1,63	1,51	2,77	1,66	1,74	1,71
<b>Jarque-Bera</b>	<b>4,36</b>	<b>2,07</b>	<b>3,57</b>	<b>4,09</b>	<b>0,36</b>	<b>3,64</b>	<b>3,25</b>	<b>3,34</b>
<b>Probability</b>	<b>0,11</b>	<b>0,36</b>	<b>0,16</b>	<b>0,13</b>	<b>0,83</b>	<b>0,16</b>	<b>0,20</b>	<b>0,19</b>
Sum	245,84	88,06	232,52	277,79	20,09	251,78	88,40	251,05
Sum Sq. Dev.	0,07	0,02	0,25	0,51	0,43	0,55	0,21	0,35
	<b>LR_RIR</b>	<b>MB</b>	<b>MS</b>	<b>N_ER</b>	<b>PRIBOR</b>	<b>PX</b>	<b>R_PRIBOR</b>	<b>THK</b>
Mean	0,35	2,52	3,32	1,45	0,38	3,06	-0,07	5,33
Median	0,35	2,52	3,32	1,45	0,38	3,14	-0,08	5,32
Maximum	0,61	2,66	3,47	1,54	0,73	3,36	0,25	5,44
Minimum	0,03	2,34	3,16	1,39	0,05	2,63	-0,36	5,24
Std. Dev.	0,15	0,10	0,10	0,05	0,19	0,22	0,15	0,06
Skewness	0,02	-0,21	-0,03	0,07	0,00	-0,54	-0,22	0,47
Kurtosis	2,27	1,71	1,55	1,75	2,17	2,05	2,46	2,20
<b>Jarque-Bera</b>	<b>0,98</b>	<b>3,37</b>	<b>3,87</b>	<b>2,89</b>	<b>1,27</b>	<b>3,76</b>	<b>0,89</b>	<b>2,80</b>
<b>Probability</b>	<b>0,61</b>	<b>0,19</b>	<b>0,14</b>	<b>0,24</b>	<b>0,53</b>	<b>0,15</b>	<b>0,64</b>	<b>0,25</b>
Sum	15,26	110,85	146,28	64,00	16,80	134,81	-3,30	234,57
Sum Sq. Dev.	0,93	0,44	0,40	0,09	1,60	1,99	0,95	0,13

Zdroj: Výstupy EViews.

**Příloha č. 6a První diference zlogaritmovaných sezónně očištěných dat**

	<b>C_HOUS</b>	<b>CENY</b>	<b>CREDITS</b>	<b>DEPOS</b>	<b>EXP_INF</b>	<b>EXPORT</b>	<b>PROD</b>	<b>IMPORT</b>
<b>2001Q2</b>	0,0039	0,0058	-0,0043	0,0104	0,0263	-0,0007	0,0015	-0,0091
<b>2001Q3</b>	0,0037	0,0076	-0,0812	0,0026	-0,0272	0,0031	-0,0005	-0,0017
<b>2001Q4</b>	0,0039	-0,0001	-0,0357	0,0129	-0,0417	0,0112	0,0057	0,0130
<b>2002Q1</b>	0,0019	0,0033	-0,0258	0,0072	-0,0385	-0,0015	-0,0001	0,0084
<b>2002Q2</b>	0,0042	-0,0008	-0,0331	0,0265	-0,0619	0,0015	0,0025	0,0005
<b>2002Q3</b>	0,0020	0,0007	-0,0169	0,0094	-0,0461	-0,0015	0,0053	0,0060
<b>2002Q4</b>	0,0059	-0,0009	-0,0117	0,0030	-0,0862	0,0075	0,0012	0,0064
<b>2003Q1</b>	0,0093	-0,0007	0,0037	-0,0012	0,0463	0,0151	0,0053	0,0098
<b>2003Q2</b>	0,0050	0,0013	-0,0114	-0,0167	0,1038	0,0027	0,0030	0,0061
<b>2003Q3</b>	0,0059	-0,0001	-0,0005	0,0121	-0,0613	0,0146	0,0090	0,0122
<b>2003Q4</b>	-0,0007	0,0033	0,0032	0,0150	0,0622	0,0080	-0,0008	0,0096
<b>2004Q1</b>	0,0024	0,0054	0,0078	0,0078	-0,0271	-0,0114	0,0060	-0,0176
<b>2004Q2</b>	0,0044	0,0025	0,0057	0,0077	-0,0425	0,0704	0,0061	0,0682
<b>2004Q3</b>	0,0065	0,0022	0,0240	0,0090	-0,0030	-0,0050	0,0047	-0,0163
<b>2004Q4</b>	0,0032	0,0029	-0,0062	-0,0049	-0,0085	0,0051	0,0095	0,0020
<b>2005Q1</b>	-0,0014	-0,0006	0,0211	0,0044	-0,0059	-0,0118	0,0045	-0,0201
<b>2005Q2</b>	0,0055	0,0019	0,0166	0,0177	-0,0489	0,0407	0,0129	0,0376
<b>2005Q3</b>	0,0037	0,0036	0,0169	0,0140	-0,0130	0,0150	0,0025	0,0111
<b>2005Q4</b>	0,0052	0,0050	0,0035	0,0089	0,0281	0,0118	0,0076	0,0044
<b>2006Q1</b>	0,0028	0,0015	0,0173	0,0243	0,0193	0,0230	0,0118	0,0135
<b>2006Q2</b>	0,0056	0,0021	0,0270	0,0032	0,0525	-0,0031	0,0040	0,0055
<b>2006Q3</b>	0,0055	0,0042	0,0187	0,0084	0,0103	0,0064	0,0057	0,0016
<b>2006Q4</b>	0,0058	-0,0015	0,0192	0,0024	0,0152	0,0258	0,0072	0,0319
<b>2007Q1</b>	0,0062	0,0019	0,0121	0,0257	0,0339	0,0153	0,0116	0,0192
<b>2007Q2</b>	0,0006	0,0057	0,0284	0,0135	-0,0027	-0,0036	-0,0020	-0,0049
<b>2007Q3</b>	0,0036	0,0052	0,0241	0,0097	0,0716	0,0083	0,0052	0,0120
<b>2007Q4</b>	0,0031	0,0080	0,0039	0,0177	0,0327	0,0301	0,0095	0,0198
<b>2008Q1</b>	0,0005	0,0123	0,0101	0,0055	-0,1009	0,0079	0,0015	0,0123
<b>2008Q2</b>	0,0087	0,0028	0,0246	0,0118	-0,0054	0,0039	0,0058	0,0000
<b>2008Q3</b>	0,0037	0,0047	0,0196	0,0112	-0,1029	-0,0166	0,0029	-0,0189
<b>2008Q4</b>	-0,0014	0,0000	0,0029	0,0040	-0,0998	-0,0456	-0,0130	-0,0419
<b>2009Q1</b>	-0,0014	0,0014	-0,0077	0,0088	-0,0166	-0,0251	-0,0114	-0,0220
<b>2009Q2</b>	-0,0031	0,0000	-0,0094	0,0065	-0,0344	0,0061	-0,0058	-0,0063
<b>2009Q3</b>	-0,0020	-0,0010	-0,0069	-0,0003	-0,0423	0,0248	0,0022	0,0173
<b>2009Q4</b>	0,0006	0,0016	-0,0112	0,0049	0,1544	0,0147	0,0028	0,0183
<b>2010Q1</b>	0,0052	0,0024	-0,0045	0,0004	-0,0363	0,0143	0,0051	0,0126
<b>2010Q2</b>	-0,0017	0,0022	-0,0028	0,0009	0,0089	0,0210	0,0052	0,0257
<b>2010Q3</b>	-0,0012	0,0022	0,0038	0,0094	0,0327	0,0125	-0,0005	0,0195
<b>2010Q4</b>	0,0017	0,0020	0,0025	0,0023	-0,0198	0,0190	0,0043	0,0065
<b>2011Q1</b>	-0,0002	0,0010	0,0061	-0,0012	0,0528	0,0242	0,0044	0,0167
<b>2011Q2</b>	-0,0021	0,0021	0,0105	-0,0028	0,0217	-0,0031	0,0006	-0,0015
<b>2011Q3</b>	-0,0016	0,0024	0,0078	0,0084	-0,0224	-0,0051	-0,0035	-0,0072
<b>2011Q4</b>	0,0006	0,0049	0,0013	0,0144	-0,0148	0,0033	0,0000	-0,0013

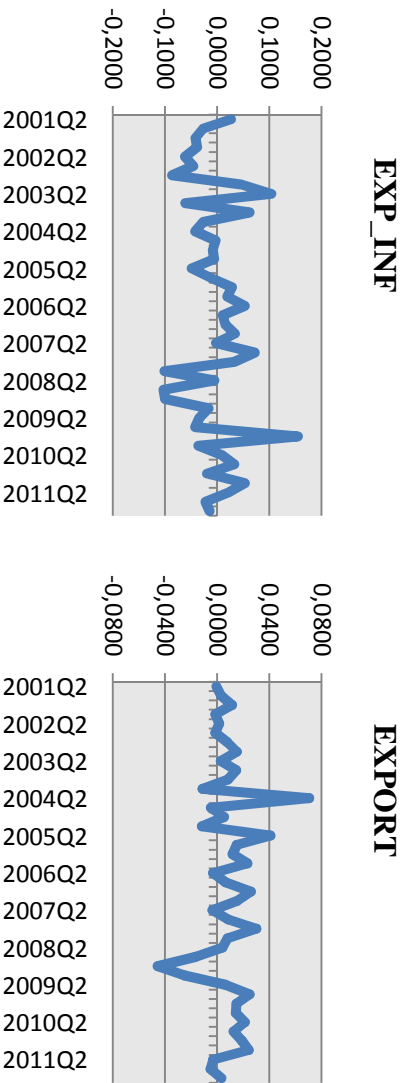
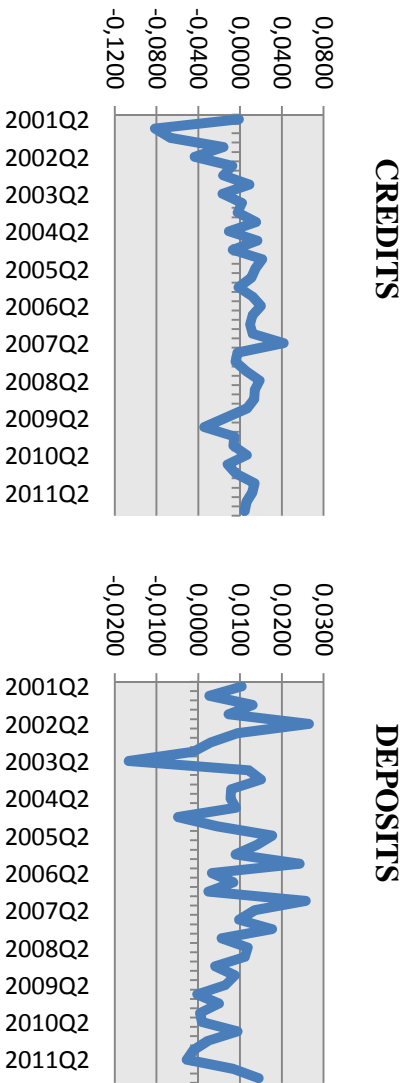
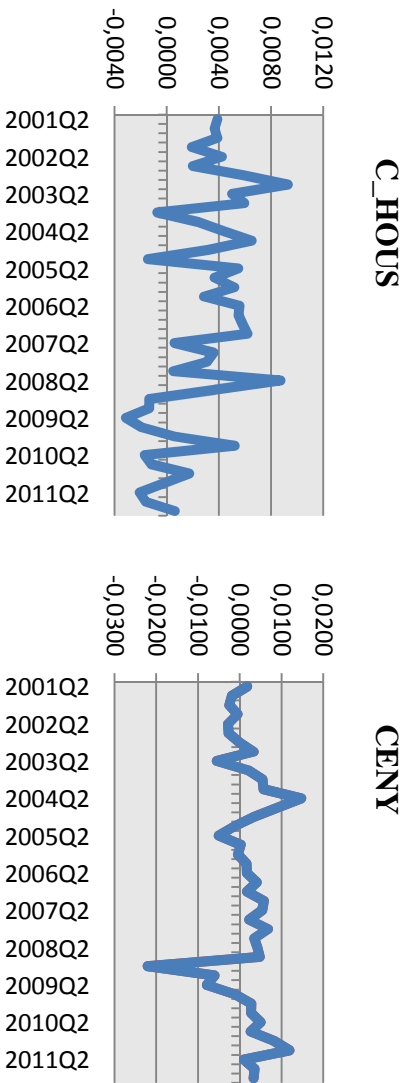
Zdroj: Výstupy z EViews.

**Příloha č. 6b První diference zlogaritmovaných sezónně očištěných dat**

	<b>N_ER</b>	<b>PRIBOR</b>	<b>SR_RIR</b>	<b>THK</b>	<b>PX</b>	<b>MB</b>	<b>MS</b>	<b>LR_RIR</b>
<b>2001Q2</b>	-0,0079	-0,0076	-0,0202	-0,0312	-0,0033	-0,0025	0,0182	-0,0528
<b>2001Q3</b>	0,0027	0,0254	0,0101	-0,0224	-0,0840	-0,0038	0,0055	0,3130
<b>2001Q4</b>	-0,0208	-0,0650	0,0020	0,0173	0,0646	0,0254	0,0101	-0,0145
<b>2002Q1</b>	-0,0163	-0,0226	0,0365	0,0061	0,0375	0,0079	0,0082	0,0203
<b>2002Q2</b>	-0,0153	-0,0648	-0,0060	-0,0045	-0,0123	0,0031	-0,0044	0,0066
<b>2002Q3</b>	-0,0016	-0,1060	-0,1242	0,0204	0,0215	0,0143	0,0073	-0,0173
<b>2002Q4</b>	0,0142	-0,0602	0,0733	-0,0081	0,0216	0,0044	0,0042	0,0423
<b>2003Q1</b>	0,0079	-0,0231	-0,0783	-0,0210	0,0303	0,0136	0,0032	-0,0892
<b>2003Q2</b>	-0,0048	-0,0173	-0,1222	0,0130	0,0367	0,0104	0,0022	-0,1231
<b>2003Q3</b>	0,0128	-0,0623	-0,0077	0,0136	0,0451	0,0132	0,0132	-0,0422
<b>2003Q4</b>	-0,0005	-0,0026	-0,0019	-0,0105	0,0390	-0,0003	0,0110	-0,0834
<b>2004Q1</b>	0,0089	0,0165	0,0414	0,0295	0,0884	0,0064	0,0062	0,0466
<b>2004Q2</b>	-0,0184	0,0523	0,1249	-0,0010	-0,0088	0,0164	0,0116	0,0722
<b>2004Q3</b>	-0,0001	0,0535	0,0089	-0,0121	0,0354	0,0574	0,0073	0,0196
<b>2004Q4</b>	-0,0133	-0,0346	-0,0107	0,0181	0,0637	-0,0617	-0,0059	0,0140
<b>2005Q1</b>	-0,0125	-0,0634	-0,1025	0,0005	0,0497	0,0262	0,0092	-0,0445
<b>2005Q2</b>	0,0036	-0,0763	-0,0239	0,0155	0,0206	0,0023	0,0114	0,0057
<b>2005Q3</b>	-0,0105	-0,0062	-0,0051	-0,0086	0,0872	0,0041	0,0038	-0,0126
<b>2005Q4</b>	-0,0051	0,0700	0,1119	0,0103	0,0096	-0,0003	0,0093	-0,0337
<b>2006Q1</b>	-0,0048	0,0130	-0,0206	0,0006	0,0211	0,0126	0,0117	-0,0373
<b>2006Q2</b>	-0,0040	0,0168	-0,0082	0,0359	-0,0374	0,0208	0,0098	-0,0695
<b>2006Q3</b>	-0,0002	0,0410	0,0038	-0,0031	0,0168	-0,0147	0,0081	-0,0278
<b>2006Q4</b>	-0,0093	0,0001	-0,0208	0,0286	0,0397	0,0413	0,0108	-0,0304
<b>2007Q1</b>	0,0044	0,0315	0,0012	0,0329	0,0296	0,0083	0,0142	-0,0049
<b>2007Q2</b>	0,0075	0,0600	0,0802	-0,0046	0,0358	0,0141	0,0136	0,0417
<b>2007Q3</b>	-0,0152	0,0516	-0,0650	0,0137	-0,0090	0,0203	0,0076	-0,1802
<b>2007Q4</b>	-0,0205	0,0579	0,0112	-0,0046	0,0010	-0,0160	0,0179	0,0385
<b>2008Q1</b>	-0,0182	0,0267	0,1522	0,0225	-0,0684	0,0149	-0,0026	0,2959
<b>2008Q2</b>	-0,0160	0,0194	0,0161	-0,0081	-0,0137	-0,0186	0,0058	0,0232
<b>2008Q3</b>	0,0034	-0,0600	0,0045	-0,0047	-0,0869	0,0072	0,0138	0,1060
<b>2008Q4</b>	0,0276	-0,0015	0,1339	-0,0296	-0,1467	0,0589	0,0098	0,0556
<b>2009Q1</b>	0,0182	-0,1704	-0,1021	-0,0337	-0,0573	-0,0198	0,0085	-0,0957
<b>2009Q2</b>	-0,0110	-0,0578	-0,0149	-0,0468	0,0809	0,0216	-0,0016	-0,0147
<b>2009Q3</b>	-0,0201	-0,0756	-0,0312	-0,0159	0,0999	-0,0092	0,0021	0,0286
<b>2009Q4</b>	0,0123	-0,0691	-0,1841	0,0107	-0,0169	0,0017	0,0085	-0,1746
<b>2010Q1</b>	-0,0091	-0,0407	0,0211	0,0062	0,0281	-0,0044	0,0046	0,0163
<b>2010Q2</b>	0,0041	-0,0587	-0,0576	0,0333	-0,0351	-0,0002	0,0072	-0,0323
<b>2010Q3</b>	-0,0195	-0,0181	-0,0726	0,0128	0,0116	0,0186	0,0000	-0,0416
<b>2010Q4</b>	0,0089	-0,0100	0,0396	-0,0157	0,0328	-0,0123	0,0022	0,0379
<b>2011Q1</b>	-0,0135	0,0126	-0,0129	-0,0138	0,0137	0,0087	0,0012	-0,0815
<b>2011Q2</b>	-0,0018	0,0015	-0,0382	0,0166	-0,0120	0,0092	0,0065	-0,0385
<b>2011Q3</b>	0,0048	-0,0223	-0,0330	-0,0069	-0,1162	0,0091	0,0093	0,0025
<b>2011Q4</b>	0,0165	-0,0127	0,0246	-0,0138	-0,0049	0,0019	0,0051	0,0364

Zdroj: Výstupy z EViews.

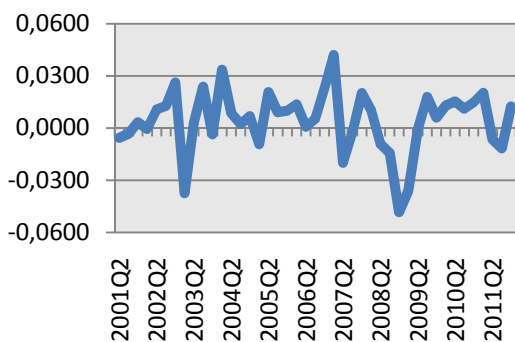
**Príloha č. 7a Vývoj prvých diferencií zlogaritmovaných sezónne očistených dat**



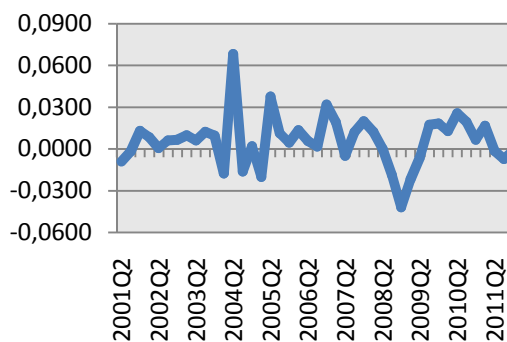
Zdroji: Výstupy z EViews.

**Příloha č. 7b Vývoj prvních diferencí zlogaritmovaných sezónně očištěných dat**

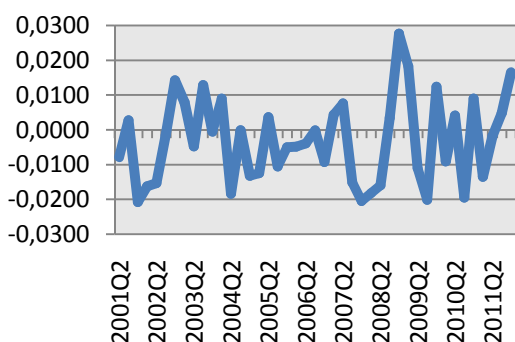
**PRODUCT**



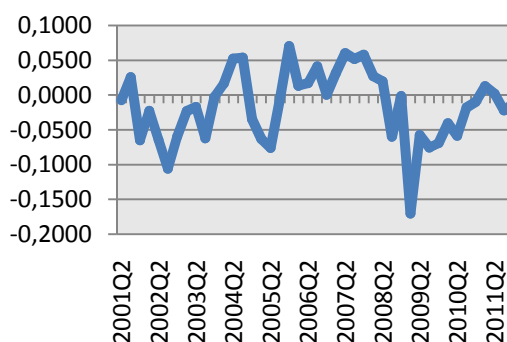
**IMPORT**



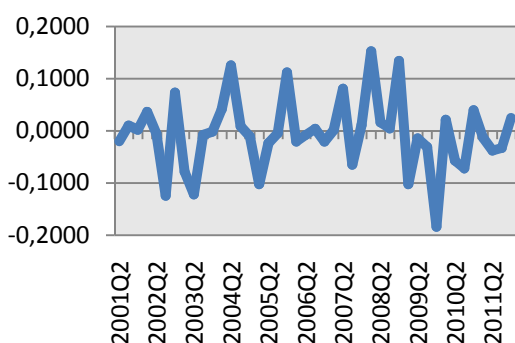
**N\_ER**



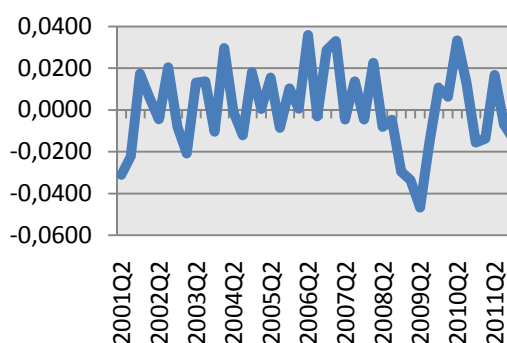
**PRIBOR**



**R\_PRIBOR**



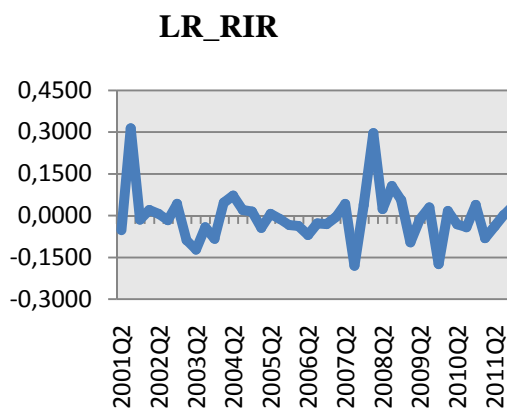
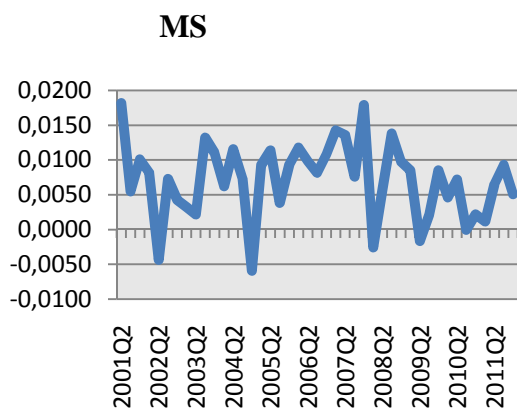
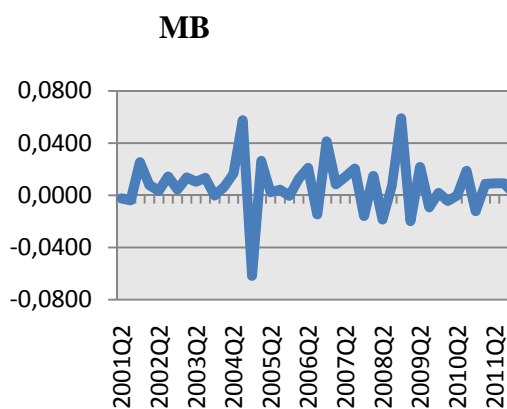
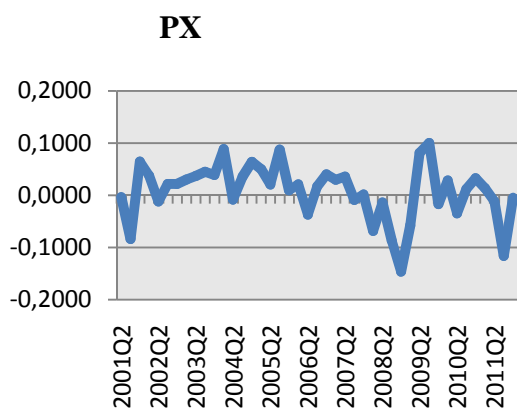
**THK**



Zdroj: Výstupy z EViews.



**Příloha č. 7c Vývoj prvních diferencí zlogaritmovaných sezónně očištěných dat**



Zdroj: Výstupy z EViews.

## Příloha č. 8 Výsledky rozšířených Dickey-Fullerových testů

### Nulová hypotéza: C\_HOUSE has a unit root

Exogenous: Constant; Lag Length: 1 (Automatic - based on AIC, maxlag=9)

		t-Statistic	Prob.*	
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-2.484222	0.1264	
Test critical values:	1% level	-3.596616		
	5% level	-2.933158		
	10% level	-2.604867		
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C_HOUSE(-1)	-0.030046	0.012095	-2.484222	0.0174
D(C_HOUSE(-1))	0.259444	0.148543	1.746584	0.0886
C	0.169824	0.067748	2.506706	0.0165
R-squared	0.276895	Mean dependent var	0.002620	
Adjusted R-squared	0.239813	S.D. dependent var	0.003165	
S.E. of regression	0.002760	Akaike info criterion	-8.878457	
Sum squared resid	0.000297	Schwarz criterion	-8.754338	
Log likelihood	189.4476	Hannan-Quinn criter.	-8.832962	
F-statistic	7.467044	Durbin-Watson stat	1.990697	
Prob(F-statistic)	0.001796			

### Nulová hypotéza: CENY has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend; Lag Length: 2 (Automatic - based on AIC, maxlag=9)

		t-Statistic	Prob.*	
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-3.295471	0.0813	
Test critical values:	1% level	-4.198503		
	5% level	-3.523623		
	10% level	-3.192902		
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
CENY(-1)	-0.250093	0.075890	-3.295471	0.0022
D(CENY(-1))	0.395265	0.145165	2.722864	0.0099
D(CENY(-2))	0.312817	0.157438	1.986921	0.0546
C	0.491430	0.149003	3.298111	0.0022
@TREND(2001Q1)	0.000424	0.000139	3.062512	0.0041
R-squared	0.367815	Mean dependent var	0.001663	
Adjusted R-squared	0.297572	S.D. dependent var	0.005932	
S.E. of regression	0.004972	Akaike info criterion	-7.656239	
Sum squared resid	0.000890	Schwarz criterion	-7.447267	
Log likelihood	161.9529	Hannan-Quinn criter.	-7.580143	
F-statistic	5.236344	Durbin-Watson stat	2.090981	
Prob(F-statistic)	0.001982			

**Nulová hypotéza: C\_HOUSEH has a unit root**

Exogenous: Constant; Lag Length: 1 (Automatic - based on AIC, maxlag=9)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-2.484222	0.1264
Test critical values:	1% level	-3.596616	
	5% level	-2.933158	
	10% level	-2.604867	

**Augmented Dickey-Fuller Test Equation**

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C_HOUSEH(-1)	-0.030046	0.012095	-2.484222	0.0174
D(C_HOUSEH(-1))	0.259444	0.148543	1.746584	0.0886
C	0.169824	0.067748	2.506706	0.0165

R-squared	0.276895	Mean dependent var	0.002620
Adjusted R-squared	0.239813	S.D. dependent var	0.003165
S.E. of regression	0.002760	Akaike info criterion	-8.878457
Sum squared resid	0.000297	Schwarz criterion	-8.754338
Log likelihood	189.4476	Hannan-Quinn criter.	-8.832962
F-statistic	7.467044	Durbin-Watson stat	1.990697
Prob(F-statistic)	0.001796		

**Nulová hypotéza: CENY has a unit root**

Exogenous: Constant, Linear Trend; Lag Length: 2 (Automatic - based on AIC, maxlag=9)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-3.295471	0.0813
Test critical values:	1% level	-4.198503	
	5% level	-3.523623	
	10% level	-3.192902	

**Augmented Dickey-Fuller Test Equation**

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
CENY(-1)	-0.250093	0.075890	-3.295471	0.0022
D(CENY(-1))	0.395265	0.145165	2.722864	0.0099
D(CENY(-2))	0.312817	0.157438	1.986921	0.0546
C	0.491430	0.149003	3.298111	0.0022
@TREND(2001Q1)	0.000424	0.000139	3.062512	0.0041

R-squared	0.367815	Mean dependent var	0.001663
Adjusted R-squared	0.297572	S.D. dependent var	0.005932
S.E. of regression	0.004972	Akaike info criterion	-7.656239
Sum squared resid	0.000890	Schwarz criterion	-7.447267
Log likelihood	161.9529	Hannan-Quinn criter.	-7.580143
F-statistic	5.236344	Durbin-Watson stat	2.090981
Prob(F-statistic)	0.001982		

**Nulová hypotéza: CREDITS has a unit root**

Exogenous: Constant, Linear Trend; Lag Length: 4 (Automatic - based on AIC, maxlag=9)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-2.567046	0.2965
Test critical values:	1% level	-4.211868	
	5% level	-3.529758	
	10% level	-3.196411	

**Augmented Dickey-Fuller Test Equation**

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
CREDITS(-1)	-0.155562	0.060600	-2.567046	0.0151
D(CREDITS(-1))	0.149800	0.156175	0.959181	0.3447
D(CREDITS(-2))	0.305029	0.135642	2.248773	0.0315
D(CREDITS(-3))	-0.057945	0.126410	-0.458388	0.6498
D(CREDITS(-4))	0.173192	0.108552	1.595480	0.1204
C	0.804142	0.311475	2.581723	0.0146
@TREND(2001Q1)	0.000800	0.000402	1.992019	0.0550

R-squared	0.414994	Mean dependent var	0.002816
Adjusted R-squared	0.305306	S.D. dependent var	0.015630
S.E. of regression	0.013027	Akaike info criterion	-5.682441
Sum squared resid	0.005430	Schwarz criterion	-5.383853
Log likelihood	117.8076	Hannan-Quinn criter.	-5.575310
F-statistic	3.783386	Durbin-Watson stat	1.747900
Prob(F-statistic)	0.005845		

**Nulová hypotéza: DEPOSITS has a unit root**

Exogenous: None; Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=9)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		6.260766	1.0000
Test critical values:	1% level	-2.619851	
	5% level	-1.948686	
	10% level	-1.612036	

**Augmented Dickey-Fuller Test Equation**

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DEPOSITS(-1)	0.001231	0.000197	6.260766	0.0000

R-squared	-0.005078	Mean dependent var	0.007791
Adjusted R-squared	-0.005078	S.D. dependent var	0.008118
S.E. of regression	0.008139	Akaike info criterion	-6.761436
Sum squared resid	0.002782	Schwarz criterion	-6.720478
Log likelihood	146.3709	Hannan-Quinn criter.	-6.746332
Durbin-Watson stat	1.694250		

**Nulová hypotéza: EXP\_INF has a unit root**

Exogenous: Constant, Linear Trend; Lag Length: 3 (Automatic - based on AIC, maxlag=9)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-4.287575	0.0081
Test critical values:	1% level	-4.205004	
	5% level	-3.526609	
	10% level	-3.194611	

**Augmented Dickey-Fuller Test Equation**

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
EXP_INF(-1)	-0.465600	0.108593	-4.287575	0.0001
D(EXP_INF(-1))	0.187885	0.140930	1.333180	0.1913
D(EXP_INF(-2))	0.282302	0.143077	1.973076	0.0567
D(EXP_INF(-3))	0.474830	0.145925	3.253931	0.0026
C	0.244690	0.061763	3.961741	0.0004
@TREND(2001Q1)	-0.001614	0.000779	-2.071782	0.0459

R-squared	0.394742	Mean dependent var	-0.004880
Adjusted R-squared	0.305733	S.D. dependent var	0.054534
S.E. of regression	0.045439	Akaike info criterion	-3.207416
Sum squared resid	0.070200	Schwarz criterion	-2.954084
Log likelihood	70.14832	Hannan-Quinn criter.	-3.115819
F-statistic	4.434879	Durbin-Watson stat	1.868987
Prob(F-statistic)	0.003234		

**Nulová hypotéza: EXPORT has a unit root**

Exogenous: None; Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=9)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		2.808135	0.9984
Test critical values:	1% level	-2.619851	
	5% level	-1.948686	
	10% level	-1.612036	

**Augmented Dickey-Fuller Test Equation**

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
EXPORT(-1)	0.001349	0.000480	2.808135	0.0075

R-squared	-0.001723	Mean dependent var	0.007750
Adjusted R-squared	-0.001723	S.D. dependent var	0.018000
S.E. of regression	0.018016	Akaike info criterion	-5.172136
Sum squared resid	0.013632	Schwarz criterion	-5.131178
Log likelihood	112.2009	Hannan-Quinn criter.	-5.157032
Durbin-Watson stat	1.781744		

**Nulová hypotéza: IMPORT has a unit root**

Exogenous: Constant, Linear Trend; Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=9)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-1.993446	0.5883
Test critical values:	1% level	-4.186481	
	5% level	-3.518090	
	10% level	-3.189732	

**Augmented Dickey-Fuller Test Equation**

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
IMPORT(-1)	-0.187081	0.093848	-1.993446	0.0531
C	1.046292	0.521318	2.007013	0.0515
@TREND(2001Q1)	0.001209	0.000668	1.811114	0.0776

R-squared	0.091496	Mean dependent var	0.006021
Adjusted R-squared	0.046071	S.D. dependent var	0.017972
S.E. of regression	0.017553	Akaike info criterion	-5.179988
Sum squared resid	0.012324	Schwarz criterion	-5.057113
Log likelihood	114.3697	Hannan-Quinn criter.	-5.134675
F-statistic	2.014216	Durbin-Watson stat	1.747531
Prob(F-statistic)	0.146736		

**Nulová hypotéza: MB has a unit root**

Exogenous: Constant, Linear Trend; Lag Length: 1 (Automatic - based on AIC, maxlag=9)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-2.350499	0.3989
Test critical values:	1% level	-4.192337	
	5% level	-3.520787	
	10% level	-3.191277	

**Augmented Dickey-Fuller Test Equation**

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
MB(-1)	-0.424880	0.180762	-2.350499	0.0240
D(MB(-1))	-0.281816	0.160370	-1.757284	0.0869
C	1.008766	0.422800	2.385917	0.0221
@TREND(2001Q1)	0.003174	0.001441	2.203497	0.0337

R-squared	0.352383	Mean dependent var	0.007454
Adjusted R-squared	0.301256	S.D. dependent var	0.020031
S.E. of regression	0.016744	Akaike info criterion	-5.251104
Sum squared resid	0.010654	Schwarz criterion	-5.085612
Log likelihood	114.2732	Hannan-Quinn criter.	-5.190445
F-statistic	6.892233	Durbin-Watson stat	2.049168
Prob(F-statistic)	0.000808		

**Nulová hypotéza: LR\_IR\_R has a unit root**

Exogenous: Constant, Linear Trend; Lag Length: 5 (Automatic - based on AIC, maxlag=9)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-3.151612	0.1095
Test critical values:	1% level	-4.219126	
	5% level	-3.533083	
	10% level	-3.198312	

**Augmented Dickey-Fuller Test Equation**

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LR_IR_R(-1)	-0.440860	0.139884	-3.151612	0.0037
D(LR_IR_R(-1))	0.430019	0.172538	2.492308	0.0184
D(LR_IR_R(-2))	0.038048	0.159132	0.239095	0.8127
D(LR_IR_R(-3))	0.466276	0.158922	2.933993	0.0064
D(LR_IR_R(-4))	-0.068922	0.145914	-0.472348	0.6401
D(LR_IR_R(-5))	0.269910	0.145108	1.860072	0.0727
C	0.200389	0.072996	2.745204	0.0101
@TREND(2001Q1)	-0.002123	0.001281	-1.656689	0.1080

R-squared	0.391348	Mean dependent var	-0.010315
Adjusted R-squared	0.249330	S.D. dependent var	0.080848
S.E. of regression	0.070048	Akaike info criterion	-2.294607
Sum squared resid	0.147202	Schwarz criterion	-1.949852
Log likelihood	51.59752	Hannan-Quinn criter.	-2.171945
F-statistic	2.755612	Durbin-Watson stat	1.884371
Prob(F-statistic)	0.024604		

**Nulová hypotéza: MS has a unit root**

Exogenous: None; Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=9)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		8.535855	1.0000
Test critical values:	1% level	-2.619851	
	5% level	-1.948686	
	10% level	-1.612036	

**Augmented Dickey-Fuller Test Equation**

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
MS(-1)	0.002130	0.000250	8.535855	0.0000

R-squared	-0.013116	Mean dependent var	0.007104
Adjusted R-squared	-0.013116	S.D. dependent var	0.005402
S.E. of regression	0.005437	Akaike info criterion	-7.568054
Sum squared resid	0.001242	Schwarz criterion	-7.527096
Log likelihood	163.7132	Hannan-Quinn criter.	-7.552950
Durbin-Watson stat	1.789188		

**Nulová hypotéza: N\_ER has a unit root**

Exogenous: Constant, Linear Trend; Lag Length: 2 (Automatic - based on AIC, maxlag=9)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-3.433118	0.0609
Test critical values:	1% level	-4.198503	
	5% level	-3.523623	
	10% level	-3.192902	

**Augmented Dickey-Fuller Test Equation**

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
N_ER(-1)	-0.468311	0.136410	-3.433118	0.0015
D(N_ER(-1))	0.349908	0.159015	2.200472	0.0343
D(N_ER(-2))	0.238926	0.166217	1.437431	0.1592
C	0.713539	0.209579	3.404633	0.0016
@TREND(2001Q1)	-0.001508	0.000501	-3.008325	0.0048

R-squared	0.275741	Mean dependent var	-0.003102
Adjusted R-squared	0.195268	S.D. dependent var	0.012401
S.E. of regression	0.011124	Akaike info criterion	-6.045554
Sum squared resid	0.004455	Schwarz criterion	-5.836582
Log likelihood	128.9339	Hannan-Quinn criter.	-5.969458
F-statistic	3.426497	Durbin-Watson stat	1.790950
Prob(F-statistic)	0.017930		

**Nulová hypotéza: PRIBOR has a unit root**

Exogenous: Constant; Lag Length: 2 (Automatic - based on AIC, maxlag=9)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-2.409663	0.1454
Test critical values:	1% level	-3.600987	
	5% level	-2.935001	
	10% level	-2.605836	

**Augmented Dickey-Fuller Test Equation**

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PRIBOR(-1)	-0.094264	0.039119	-2.409663	0.0211
D(PRIBOR(-1))	0.399299	0.148866	2.682275	0.0109
D(PRIBOR(-2))	0.278017	0.153700	1.808833	0.0786
C	0.029178	0.016739	1.743098	0.0896

R-squared	0.371302	Mean dependent var	-0.016511
Adjusted R-squared	0.320326	S.D. dependent var	0.051441
S.E. of regression	0.042409	Akaike info criterion	-3.390447
Sum squared resid	0.066545	Schwarz criterion	-3.223269
Log likelihood	73.50416	Hannan-Quinn criter.	-3.329570
F-statistic	7.283928	Durbin-Watson stat	1.875986
Prob(F-statistic)	0.000587		



**Nulová hypotéza: PRODUCT has a unit root**

Exogenous: Constant, Linear Trend; Lag Length: 1 (Automatic - based on AIC, maxlag=9)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-2.089339	0.5365
Test critical values:	1% level	-4.192337	
	5% level	-3.520787	
	10% level	-3.191277	

**Augmented Dickey-Fuller Test Equation**

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PRODUCT(-1)	-0.165190	0.079063	-2.089339	0.0434
D(PRODUCT(-1))	0.283623	0.156043	1.817600	0.0770
C	0.319541	0.150361	2.125156	0.0401
@TREND(2001Q1)	0.000703	0.000436	1.612989	0.1150

R-squared	0.141928	Mean dependent var	0.004564
Adjusted R-squared	0.074185	S.D. dependent var	0.017954
S.E. of regression	0.017275	Akaike info criterion	-5.188669
Sum squared resid	0.011341	Schwarz criterion	-5.023176
Log likelihood	112.9620	Hannan-Quinn criter.	-5.128009
F-statistic	2.095104	Durbin-Watson stat	2.001800
Prob(F-statistic)	0.117022		

**Nulová hypotéza: PX has a unit root**

Exogenous: None; Lag Length: 1 (Automatic - based on AIC, maxlag=9)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-1.474181	0.1295
Test critical values:	1% level	-2.621185	
	5% level	-1.948886	
	10% level	-1.611932	

**Augmented Dickey-Fuller Test Equation**

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PX(-1)	-0.051336	0.034824	-1.474181	0.1483
D(PX(-1))	0.347712	0.145058	2.397062	0.0213

R-squared	0.138895	Mean dependent var	0.008393
Adjusted R-squared	0.117367	S.D. dependent var	0.053516
S.E. of regression	0.050277	Akaike info criterion	-3.096084
Sum squared resid	0.101112	Schwarz criterion	-3.013338
Log likelihood	67.01777	Hannan-Quinn criter.	-3.065755
Durbin-Watson stat	1.935809		

**Nulová hypotéza: R\_PRIBOR has a unit root**

Exogenous: None; Lag Length: 4 (Automatic - based on AIC, maxlag=9)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-0.776818	0.3732
Test critical values:	1% level	-2.625606	
	5% level	-1.949609	
	10% level	-1.611593	

**Augmented Dickey-Fuller Test Equation**

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
R_PRIBOR(-1)	-0.060124	0.077398	-0.776818	0.4426
D(R_PRIBOR(-1))	0.282137	0.145252	1.942399	0.0604
D(R_PRIBOR(-2))	0.154206	0.145658	1.058687	0.2972
D(R_PRIBOR(-3))	0.421193	0.148795	2.830694	0.0077
D(R_PRIBOR(-4))	-0.463233	0.164317	-2.819147	0.0080

R-squared	0.380920	Mean dependent var	-0.011095
Adjusted R-squared	0.308087	S.D. dependent var	0.065732
S.E. of regression	0.054677	Akaike info criterion	-2.855539
Sum squared resid	0.101645	Schwarz criterion	-2.642262
Log likelihood	60.68302	Hannan-Quinn criter.	-2.779017
Durbin-Watson stat	1.762614		

**Nulová hypotéza: THK has a unit root**

Exogenous: Constant; Lag Length: 2 (Automatic - based on AIC, maxlag=9)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-2.025690	0.2751
Test critical values:	1% level	-3.600987	
	5% level	-2.935001	
	10% level	-2.605836	

**Augmented Dickey-Fuller Test Equation**

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
THK(-1)	-0.106001	0.052328	-2.025690	0.0501
D(THK(-1))	0.173566	0.155093	1.119109	0.2703
D(THK(-2))	0.148622	0.153253	0.969779	0.3385
C	0.567011	0.279034	2.032052	0.0494

R-squared	0.131913	Mean dependent var	0.002223
Adjusted R-squared	0.061527	S.D. dependent var	0.018812
S.E. of regression	0.018224	Akaike info criterion	-5.079691
Sum squared resid	0.012288	Schwarz criterion	-4.912514
Log likelihood	108.1337	Hannan-Quinn criter.	-5.018814
F-statistic	1.874145	Durbin-Watson stat	1.948938
Prob(F-statistic)	0.150892		

## Příloha č. 9 Výsledky rozšířených Dickey-Fullerových testů – první diference

### Nulová hypotéza: D(C\_HOUSE) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.167489	0.0007
Test critical values:		
1% level	-4.192337	
5% level	-3.520787	
10% level	-3.191277	

#### Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(C_HOUSE(-1))	-0.809760	0.156703	-5.167489	0.0000
C	0.004548	0.001252	3.632639	0.0008
@TREND(2001Q1)	-0.000108	4.03E-05	-2.691887	0.0104

R-squared	0.406477	Mean dependent var	-7.75E-05
Adjusted R-squared	0.376039	S.D. dependent var	0.003453
S.E. of regression	0.002728	Akaike info criterion	-8.901974
Sum squared resid	0.000290	Schwarz criterion	-8.777855
Log likelihood	189.9415	Hannan-Quinn criter.	-8.856480
F-statistic	13.35464	Durbin-Watson stat	1.968071
Prob(F-statistic)	0.000038		

### Nulová hypotéza: D(CENY) has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.957111	0.0002
Test critical values:		
1% level	-2.621185	
5% level	-1.948886	
10% level	-1.611932	

#### Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(CENY(-1))	-0.555340	0.140340	-3.957111	0.0003

R-squared	0.276344	Mean dependent var	3.71E-05
Adjusted R-squared	0.276344	S.D. dependent var	0.006425
S.E. of regression	0.005466	Akaike info criterion	-7.557191
Sum squared resid	0.001225	Schwarz criterion	-7.515818
Log likelihood	159.7010	Hannan-Quinn criter.	-7.542026
Durbin-Watson stat	2.105959		

**Nulová hypotéza: D(CREDITS) has a unit root**

Exogenous: None

Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.872539	0.0003
Test critical values:		
1% level	-2.621185	
5% level	-1.948886	
10% level	-1.611932	

**Augmented Dickey-Fuller Test Equation**

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(CREDITS(-1))	-0.536004	0.138412	-3.872539	0.0004

R-squared	0.267788	Mean dependent var	0.000132
Adjusted R-squared	0.267788	S.D. dependent var	0.023411
S.E. of regression	0.020033	Akaike info criterion	-4.959371
Sum squared resid	0.016454	Schwarz criterion	-4.917998
Log likelihood	105.1468	Hannan-Quinn criter.	-4.944206
Durbin-Watson stat	1.764996		

**Nulová hypotéza: D(DEPOSITS) has a unit root**

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.439864	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.596616	
5% level	-2.933158	
10% level	-2.604867	

**Augmented Dickey-Fuller Test Equation**

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(DEPOSITS(-1))	-0.857392	0.157613	-5.439864	0.0000
C	0.006641	0.001749	3.797638	0.0005

R-squared	0.425222	Mean dependent var	9.61E-05
Adjusted R-squared	0.410853	S.D. dependent var	0.010715
S.E. of regression	0.008224	Akaike info criterion	-6.716999
Sum squared resid	0.002706	Schwarz criterion	-6.634253
Log likelihood	143.0570	Hannan-Quinn criter.	-6.686670
F-statistic	29.59212	Durbin-Watson stat	1.963116
Prob(F-statistic)	0.000003		

**Nulová hypotéza: D(EXPORT) has a unit root**

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=9)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-5.699897	0.0000
Test critical values:	1% level	-3.596616	
	5% level	-2.933158	
	10% level	-2.604867	

**Augmented Dickey-Fuller Test Equation**

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(EXPORT(-1))	-0.894438	0.156922	-5.699897	0.0000
C	0.007122	0.003080	2.312218	0.0260

R-squared	0.448191	Mean dependent var	9.55E-05
Adjusted R-squared	0.434396	S.D. dependent var	0.024323
S.E. of regression	0.018292	Akaike info criterion	-5.118203
Sum squared resid	0.013385	Schwarz criterion	-5.035457
Log likelihood	109.4823	Hannan-Quinn criter.	-5.087874
F-statistic	32.48882	Durbin-Watson stat	2.003523
Prob(F-statistic)	0.000001		

**Nulová hypotéza: D(LR\_IR\_R) has a unit root**

Exogenous: Constant

Lag Length: 3 (Automatic - based on AIC, maxlag=9)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-3.904437	0.0046
Test critical values:	1% level	-3.610453	
	5% level	-2.938987	
	10% level	-2.607932	

**Augmented Dickey-Fuller Test Equation**

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LR_IR_R(-1))	-1.066457	0.273140	-3.904437	0.0004
D(LR_IR_R(-1),2)	0.223047	0.245670	0.907915	0.3703
D(LR_IR_R(-2),2)	0.111139	0.189828	0.585474	0.5621
D(LR_IR_R(-3),2)	0.283710	0.135937	2.087071	0.0445
C	-0.009451	0.012577	-0.751444	0.4576

R-squared	0.546733	Mean dependent var	0.000412
Adjusted R-squared	0.493408	S.D. dependent var	0.108534
S.E. of regression	0.077250	Akaike info criterion	-2.164338
Sum squared resid	0.202896	Schwarz criterion	-1.951061
Log likelihood	47.20460	Hannan-Quinn criter.	-2.087816
F-statistic	10.25276	Durbin-Watson stat	1.864006
Prob(F-statistic)	0.000015		

**Nulová hypotéza: D(MB) has a unit root**

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=9)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-10.92340	0.0000
Test critical values:	1% level	-3.596616	
	5% level	-2.933158	
	10% level	-2.604867	

**Augmented Dickey-Fuller Test Equation**

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(MB(-1))	-1.495818	0.136937	-10.92340	0.0000
C	0.011098	0.002896	3.831921	0.0004

R-squared	0.748934	Mean dependent var	0.000104
Adjusted R-squared	0.742657	S.D. dependent var	0.034694
S.E. of regression	0.017600	Akaike info criterion	-5.195372
Sum squared resid	0.012391	Schwarz criterion	-5.112626
Log likelihood	111.1028	Hannan-Quinn criter.	-5.165042
F-statistic	119.3207	Durbin-Watson stat	2.223430
Prob(F-statistic)	0.000000		

**Nulová hypotéza: D(MS) has a unit root**

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=9)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-6.370029	0.0000
Test critical values:	1% level	-3.596616	
	5% level	-2.933158	
	10% level	-2.604867	

**Augmented Dickey-Fuller Test Equation**

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(MS(-1))	-0.955020	0.149924	-6.370029	0.0000
C	0.006519	0.001343	4.854489	0.0000

R-squared	0.503582	Mean dependent var	-0.000311
Adjusted R-squared	0.491172	S.D. dependent var	0.007346
S.E. of regression	0.005240	Akaike info criterion	-7.618636
Sum squared resid	0.001098	Schwarz criterion	-7.535890
Log likelihood	161.9914	Hannan-Quinn criter.	-7.588307
F-statistic	40.57727	Durbin-Watson stat	1.951207
Prob(F-statistic)	0.000000		

**Nulová hypotéza: D(N\_ER) has a unit root**

Exogenous: None

Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=9)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-5.132132	0.0000
Test critical values:	1% level	-2.621185	
	5% level	-1.948886	
	10% level	-1.611932	

**Augmented Dickey-Fuller Test Equation**

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(N_ER(-1))	-0.798495	0.155587	-5.132132	0.0000

R-squared	0.390307	Mean dependent var	0.000579
Adjusted R-squared	0.390307	S.D. dependent var	0.015869
S.E. of regression	0.012391	Akaike info criterion	-5.920158
Sum squared resid	0.006295	Schwarz criterion	-5.878785
Log likelihood	125.3233	Hannan-Quinn criter.	-5.904993
Durbin-Watson stat	1.963368		

**Nulová hypotéza: D(PRIBOR) has a unit root**

Exogenous: None

Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=9)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-3.505424	0.0008
Test critical values:	1% level	-2.621185	
	5% level	-1.948886	
	10% level	-1.611932	

**Augmented Dickey-Fuller Test Equation**

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(PRIBOR(-1))	-0.461634	0.131691	-3.505424	0.0011

R-squared	0.230592	Mean dependent var	-0.000122
Adjusted R-squared	0.230592	S.D. dependent var	0.051477
S.E. of regression	0.045154	Akaike info criterion	-3.333966
Sum squared resid	0.083593	Schwarz criterion	-3.292593
Log likelihood	71.01328	Hannan-Quinn criter.	-3.318801
Durbin-Watson stat	2.212062		

**Nulová hypotéza: D(PRODUCT) has a unit root**

Exogenous: None

Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.955175	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.621185	
5% level	-1.948886	
10% level	-1.611932	

**Augmented Dickey-Fuller Test Equation**

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(PRODUCT(-1))	-0.753369	0.152037	-4.955175	0.0000

R-squared	0.374333	Mean dependent var	0.000427
Adjusted R-squared	0.374333	S.D. dependent var	0.022720
S.E. of regression	0.017971	Akaike info criterion	-5.176561
Sum squared resid	0.013242	Schwarz criterion	-5.135188
Log likelihood	109.7078	Hannan-Quinn criter.	-5.161397
Durbin-Watson stat	1.954900		

**Nulová hypotéza: D(IMPORT) has a unit root**

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-6.160839	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.596616	
5% level	-2.933158	
10% level	-2.604867	

**Augmented Dickey-Fuller Test Equation**

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(IMPORT(-1))	-0.967106	0.156976	-6.160839	0.0000
C	0.006177	0.002979	2.073900	0.0446

R-squared	0.486890	Mean dependent var	0.000185
Adjusted R-squared	0.474062	S.D. dependent var	0.025159
S.E. of regression	0.018246	Akaike info criterion	-5.123337
Sum squared resid	0.013316	Schwarz criterion	-5.040591
Log likelihood	109.5901	Hannan-Quinn criter.	-5.093007
F-statistic	37.95594	Durbin-Watson stat	2.016349
Prob(F-statistic)	0.000000		



**Nulová hypotéza: D(PX) has a unit root**

Exogenous: None

Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=9)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-4.502223	0.0000
Test critical values:	1% level	-2.621185	
	5% level	-1.948886	
	10% level	-1.611932	

**Augmented Dickey-Fuller Test Equation**

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(PX(-1))	-0.661716	0.146975	-4.502223	0.0001

R-squared	0.330831	Mean dependent var	-3.81E-05
Adjusted R-squared	0.330831	S.D. dependent var	0.062335
S.E. of regression	0.050991	Akaike info criterion	-3.090798
Sum squared resid	0.106605	Schwarz criterion	-3.049425
Log likelihood	65.90675	Hannan-Quinn criter.	-3.075633
Durbin-Watson stat	1.918853		

**Nulová hypotéza: D(R\_PRIBOR) has a unit root**

Exogenous: None

Lag Length: 3 (Automatic - based on AIC, maxlag=9)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-3.602185	0.0007
Test critical values:	1% level	-2.625606	
	5% level	-1.949609	
	10% level	-1.611593	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

**Augmented Dickey-Fuller Test Equation**

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(R_PRIBOR(-1))	-0.778079	0.216002	-3.602185	0.0010
D(R_PRIBOR(-1),2)	0.043862	0.215887	0.203170	0.8402
D(R_PRIBOR(-2),2)	0.156049	0.188500	0.827844	0.4134
D(R_PRIBOR(-3),2)	0.526933	0.141584	3.721708	0.0007

R-squared	0.645418	Mean dependent var	-0.000357
Adjusted R-squared	0.615025	S.D. dependent var	0.087622
S.E. of regression	0.054366	Akaike info criterion	-2.889229
Sum squared resid	0.103449	Schwarz criterion	-2.718607
Log likelihood	60.33996	Hannan-Quinn criter.	-2.828011
Durbin-Watson stat	1.794067		

**Nulová hypotéza: D(THK) has a unit root**

Exogenous: None

Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.305172	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.621185	
5% level	-1.948886	
10% level	-1.611932	

**Augmented Dickey-Fuller Test Equation**

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(THK(-1))	-0.788300	0.148591	-5.305172	0.0000
R-squared	0.406863	Mean dependent var		0.000414
Adjusted R-squared	0.406863	S.D. dependent var		0.024128
S.E. of regression	0.018582	Akaike info criterion		-5.109685
Sum squared resid	0.014157	Schwarz criterion		-5.068312
Log likelihood	108.3034	Hannan-Quinn criter.		-5.094520
Durbin-Watson stat	2.076101			

## Příloha č. 10 Charakteristiky regresních odhadů použitých rovnic

$$D(\text{MB}) = C(1) * (\text{MB}(-1) + 1,19 * \text{PRIBOR}(-1) - 2,98) + C(2) * D(\text{MB}(-1)) + C(3) * D(\text{PRIBOR}(-1)) + C(4)$$

	<b>Coefficient</b>	<b>Std. Error</b>	<b>t-Statistic</b>	<b>Prob.</b>
<b>C(1)</b>	0.001949	0.015425	0.126340	0.9001
<b>C(2)</b>	-0.501186	0.142905	-3.507122	0.0012***
<b>C(3)</b>	0.007974	0.056548	0.141010	0.8886
<b>C(4)</b>	0.011260	0.003145	3.579860	0.0010***
R-squared	0.247692	Mean dependent var		0.007454
Adjusted R-squared	0.188299	S.D. dependent var		0.020031
S.E. of regression	0.018047	Akaike info criterion		-5.101257
Sum squared resid	0.012377	Schwarz criterion		-4.935765
Log likelihood	111.1264	Hannan-Quinn criter.		-5.040597
F-statistic	4.170404	Durbin-Watson stat		2.235602
Prob(F-statistic)	0.011985			

$$D(\text{CENY}) = C(1) + C(2) * D(\text{CENY}(-1)) + C(3) * D(\text{CENY}(-2)) + C(4) * D(\text{CENY}(-3)) + C(5) * D(\text{CENY}(-4)) + C(6) * D(\text{LR\_IR\_R}(-1)) + C(7) * D(\text{LR\_IR\_R}(-2)) + C(8) * D(\text{LR\_IR\_R}(-3)) + C(9) * D(\text{LR\_IR\_R}(-4))$$

	<b>Coefficient</b>	<b>Std. Error</b>	<b>t-Statistic</b>	<b>Prob.</b>
<b>C(1)</b>	0.001605	0.000725	2.214045	0.0346
<b>C(2)</b>	-0.116326	0.153471	-0.757964	0.4544
<b>C(3)</b>	0.158698	0.127326	1.246388	0.2223
<b>C(4)</b>	0.079997	0.129089	0.619703	0.5401
<b>C(5)</b>	-0.152336	0.128234	-1.187956	0.2442
<b>C(6)</b>	0.003547	0.008857	0.400440	0.6917
<b>C(7)</b>	-0.017148	0.008470	-2.024481	0.0519
<b>C(8)</b>	-0.036303	0.007392	-4.911108	0.0000
<b>C(9)</b>	-0.031733	0.009274	-3.421710	0.0018
R-squared	0.651946	Mean dependent var		0.001826
Adjusted R-squared	0.559132	S.D. dependent var		0.006036
S.E. of regression	0.004008	Akaike info criterion		-8.002034
Sum squared resid	0.000482	Schwarz criterion		-7.618136
Log likelihood	165.0397	Hannan-Quinn criter.		-7.864295
F-statistic	7.024200	Durbin-Watson stat		2.180866
Prob(F-statistic)	0.000033			

$$D(\text{MB}) = C(1) + C(2) * D(\text{MB}(-1)) + C(3) * D(\text{MS}(-1))$$

	<b>Coefficient</b>	<b>Std. Error</b>	<b>t-Statistic</b>	<b>Prob.</b>
<b>C(1)</b>	0.004312	0.004350	0.991170	0.3277
<b>C(2)</b>	-0.554933	0.135038	-4.109465	0.0002
<b>C(3)</b>	1.009592	0.496604	2.032991	0.0489
R-squared	0.319014	Mean dependent var		0.007454
Adjusted R-squared	0.284092	S.D. dependent var		0.020031
S.E. of regression	0.016949	Akaike info criterion		-5.248481
Sum squared resid	0.011203	Schwarz criterion		-5.124362
Log likelihood	113.2181	Hannan-Quinn criter.		-5.202986
F-statistic	9.134965	Durbin-Watson stat		2.254226
Prob(F-statistic)	0.000557			

$$D(\text{PRODUCT}) = C(1) + C(2) * D(\text{PRODUCT}(-1)) + C(3) * D(\text{PRODUCT}(-2)) + C(4) * D(\text{PRODUCT}(-3)) + C(5) * D(\text{PRODUCT}(-4)) + C(6) * D(\text{LR\_IR\_R}(-1)) + C(7) * D(\text{LR\_IR\_R}(-2)) + C(8) * D(\text{LR\_IR\_R}(-3)) + C(9) * D(\text{LR\_IR\_R}(-4))$$

	<b>Coefficient</b>	<b>Std. Error</b>	<b>t-Statistic</b>	<b>Prob.</b>
<b>C(1)</b>	0.004377	0.003005	1.456301	0.1557
<b>C(2)</b>	-0.005492	0.179261	-0.030639	0.9758
<b>C(3)</b>	-0.151938	0.175198	-0.867236	0.3927
<b>C(4)</b>	0.065928	0.169080	0.389920	0.6994
<b>C(5)</b>	-0.162611	0.155490	-1.045803	0.3040
<b>C(6)</b>	-0.076829	0.036574	-2.100659	0.0442
<b>C(7)</b>	-0.073091	0.038915	-1.878217	0.0701
<b>C(8)</b>	-0.064037	0.032243	-1.986104	0.0562
<b>C(9)</b>	-0.032543	0.035632	-0.913316	0.3684
R-squared	0.404805	Mean dependent var		0.004929
Adjusted R-squared	0.246087	S.D. dependent var		0.018583
S.E. of regression	0.016135	Akaike info criterion		-5.216449
Sum squared resid	0.007810	Schwarz criterion		-4.832550
Log likelihood	110.7208	Hannan-Quinn criter.		-5.078709
F-statistic	2.550460	Durbin-Watson stat		1.935741
Prob(F-statistic)	0.029941			

$$D(\text{CENY}) = C(1) + C(2) * D(\text{CENY}(-1)) + C(3) * D(\text{THK}(-1))$$

	<b>Coefficient</b>	<b>Std. Error</b>	<b>t-Statistic</b>	<b>Prob.</b>
<b>C(1)</b>	0.000957	0.000836	1.145438	0.2590
<b>C(2)</b>	0.330991	0.143378	2.308515	0.0264
<b>C(3)</b>	0.090466	0.043245	2.091960	0.0430
<hr/>				
R-squared	0.247236	Mean dependent var		0.001578
Adjusted R-squared	0.208633	S.D. dependent var		0.005885
S.E. of regression	0.005235	Akaike info criterion		-7.598003
Sum squared resid	0.001069	Schwarz criterion		-7.473884
Log likelihood	162.5581	Hannan-Quinn criter.		-7.552509
F-statistic	6.404547	Durbin-Watson stat		2.101879
Prob(F-statistic)	0.003934			

$$D(\text{EXP\_INF}) = C(1) + C(2) * D(\text{EXP\_INF}(-1)) + C(3) * D(\text{EXP\_INF}(-2)) + C(4) * D(\text{EXP\_INF}(-3)) + C(5) * D(\text{EXP\_INF}(-4)) + C(6) * D(\text{PRIBOR}(-1)) + C(7) * D(\text{PRIBOR}(-2)) + C(8) * D(\text{PRIBOR}(-3)) + C(9) * D(\text{PRIBOR}(-4))$$

	<b>Coefficient</b>	<b>Std. Error</b>	<b>t-Statistic</b>	<b>Prob.</b>
<b>C(1)</b>	-0.005356	0.007049	-0.759846	0.4533
<b>C(2)</b>	0.112276	0.159460	0.704105	0.4868
<b>C(3)</b>	0.075211	0.124805	0.602626	0.5513
<b>C(4)</b>	0.269375	0.127771	2.108270	0.0435
<b>C(5)</b>	-0.416713	0.139570	-2.985700	0.0056
<b>C(6)</b>	0.304555	0.162628	1.872718	0.0709
<b>C(7)</b>	0.145078	0.167841	0.864381	0.3942
<b>C(8)</b>	-0.779201	0.157764	-4.939047	0.0000
<b>C(9)</b>	0.260256	0.188155	1.383204	0.1768
<hr/>				
R-squared	0.585131	Mean dependent var		-0.004017
Adjusted R-squared	0.474500	S.D. dependent var		0.054969
S.E. of regression	0.039848	Akaike info criterion		-3.408311
Sum squared resid	0.047636	Schwarz criterion		-3.024413
Log likelihood	75.46207	Hannan-Quinn criter.		-3.270572
F-statistic	5.289008	Durbin-Watson stat		2.009325
Prob(F-statistic)	0.000347			

$$D(\text{CENY}) = C(1) + C(2) * D(\text{CENY}(-1)) + C(3) * D(\text{CENY}(-2)) + C(4) * D(\text{CENY}(-3)) \\ + C(5) * D(\text{CENY}(-4)) + C(6) * D(\text{EXP\_INF}(-1)) + C(7) * D(\text{EXP\_INF}(-2)) + C(8) * D(\text{EXP\_INF}(-3)) \\ + C(9) * D(\text{EXP\_INF}(-4))$$

	<b>Coefficient</b>	<b>Std. Error</b>	<b>t-Statistic</b>	<b>Prob.</b>
<b>C(1)</b>	0.002867	0.000967	2.964796	0.0059
<b>C(2)</b>	0.038184	0.169878	0.224774	0.8237
<b>C(3)</b>	0.045376	0.161321	0.281277	0.7804
<b>C(4)</b>	-0.065515	0.160800	-0.407428	0.6866
<b>C(5)</b>	-0.314373	0.157804	-1.992169	0.0555
<b>C(6)</b>	0.012209	0.015681	0.778613	0.4423
<b>C(7)</b>	0.032224	0.015593	2.066578	0.0475
<b>C(8)</b>	0.045137	0.016576	2.722997	0.0107
<b>C(9)</b>	0.025834	0.017710	1.458704	0.1550

R-squared	0.474503	Mean dependent var	0.001826
Adjusted R-squared	0.334370	S.D. dependent var	0.006036
S.E. of regression	0.004924	Akaike info criterion	-7.590047
Sum squared resid	0.000727	Schwarz criterion	-7.206148
Log likelihood	157.0059	Hannan-Quinn criter.	-7.452307
F-statistic	3.386101	Durbin-Watson stat	2.027775
Prob(F-statistic)	0.006936		

$$D(\text{N\_ER}) = C(1) * (\text{N\_ER}(-1) - 0,20 * \text{R\_PRIBOR}(-1) - 1,47) + C(2) * D(\text{N\_ER}(-1)) \\ + C(3) * D(\text{R\_PRIBOR}(-1)) + C(4)$$

	<b>Coefficient</b>	<b>Std. Error</b>	<b>t-Statistic</b>	<b>Prob.</b>
<b>C(1)</b>	-0.058256	0.040776	-1.428683	0.1613
<b>C(2)</b>	0.149537	0.162390	0.920854	0.3629
<b>C(3)</b>	-0.015344	0.030399	-0.504754	0.6166
<b>C(4)</b>	-0.002589	0.002015	-1.285203	0.2065

R-squared	0.071444	Mean dependent var	-0.002965
Adjusted R-squared	-0.001863	S.D. dependent var	0.012281
S.E. of regression	0.012292	Akaike info criterion	-5.869312
Sum squared resid	0.005742	Schwarz criterion	-5.703820
Log likelihood	127.2556	Hannan-Quinn criter.	-5.808652
F-statistic	0.974593	Durbin-Watson stat	1.935577
Prob(F-statistic)	0.414819		

$$D(\text{CENY}) = C(1) * (\text{CENY}(-1) - 0,20 * \text{EXPORT}(-1) - 0,85) + C(2) * D(\text{CENY}(-1)) \\ + C(3) * D(\text{EXPORT}(-1)) + C(4)$$

	<b>Coefficient</b>	<b>Std. Error</b>	<b>t-Statistic</b>	<b>Prob.</b>
<b>C(1)</b>	-0.351531	0.108826	-3.230208	0.0026***
<b>C(2)</b>	0.387689	0.157862	2.455877	0.0187**
<b>C(3)</b>	0.015746	0.055240	0.285053	0.7772
<b>C(4)</b>	0.000857	0.000811	1.056688	0.2973

R-squared	0.396407	Mean dependent var	0.001578
Adjusted R-squared	0.348755	S.D. dependent var	0.005885
S.E. of regression	0.004749	Akaike info criterion	-7.771236
Sum squared resid	0.000857	Schwarz criterion	-7.605744
Log likelihood	167.1960	Hannan-Quinn criter.	-7.710576
F-statistic	8.318790	Durbin-Watson stat	2.295357
Prob(F-statistic)	0.000223		

$$D(\text{CENY}) = C(1) * (\text{CENY}(-1) - 0,25 * \text{IMPORT}(-1) - 0,55) + C(2) * D(\text{CENY}(-1)) \\ + C(3) * D(\text{IMPORT}(-1)) + C(4)$$

	<b>Coefficient</b>	<b>Std. Error</b>	<b>t-Statistic</b>	<b>Prob.</b>
<b>C(1)</b>	-0.379030	0.109146	-3.472698	0.0013
<b>C(2)</b>	0.358711	0.143226	2.504504	0.0167
<b>C(3)</b>	0.003098	0.053678	0.057718	0.9543
<b>C(4)</b>	0.001006	0.000773	1.301099	0.2011

R-squared	0.423794	Mean dependent var	0.001578
Adjusted R-squared	0.378304	S.D. dependent var	0.005885
S.E. of regression	0.004640	Akaike info criterion	-7.817671
Sum squared resid	0.000818	Schwarz criterion	-7.652178
Log likelihood	168.1711	Hannan-Quinn criter.	-7.757011
F-statistic	9.316221	Durbin-Watson stat	2.253024
Prob(F-statistic)	0.000095		

$$D(\text{THK}) = C(1) + C(2) * D(\text{THK}(-1)) + C(3) * D(\text{PX}(-1))$$

	<b>Coefficient</b>	<b>Std. Error</b>	<b>t-Statistic</b>	<b>Prob.</b>
<b>C(1)</b>	0.000320	0.002747	0.116454	0.9079
<b>C(2)</b>	0.160254	0.141934	1.129073	0.2658
<b>C(3)</b>	0.132981	0.051704	2.571977	0.0140
<hr/>				
R-squared	0.183776	Mean dependent var		0.001637
Adjusted R-squared	0.141918	S.D. dependent var		0.018965
S.E. of regression	0.017567	Akaike info criterion		-5.176797
Sum squared resid	0.012036	Schwarz criterion		-5.052678
Log likelihood	111.7127	Hannan-Quinn criter.		-5.131302
F-statistic	4.390490	Durbin-Watson stat		2.235631
Prob(F-statistic)	0.019067			

$$D(\text{CENY}) = C(1) * ( \text{CENY}(-1) - 0,44 * \text{C\_HOUS}(-1) + 0,46 ) + C(2) * D(\text{CENY}(-1)) + C(3) * D(\text{CENY}(-2)) + C(4) * D(\text{C\_HOUS}(-1)) + C(5) * D(\text{C\_HOUS}(-2)) + C(6)$$

	<b>Coefficient</b>	<b>Std. Error</b>	<b>t-Statistic</b>	<b>Prob.</b>
<b>C(1)</b>	-0.283265	0.071276	-3.974233	0.0003***
<b>C(2)</b>	0.398450	0.127451	3.126307	0.0036***
<b>C(3)</b>	0.482680	0.141371	3.414283	0.0016***
<b>C(4)</b>	0.133430	0.235877	0.565676	0.5752
<b>C(5)</b>	-1.010635	0.240611	-4.200281	0.0002***
<b>C(6)</b>	0.002808	0.000958	2.930551	0.0059***
<hr/>				
R-squared	0.559212	Mean dependent var		0.001663
Adjusted R-squared	0.496242	S.D. dependent var		0.005932
S.E. of regression	0.004210	Akaike info criterion		-7.968077
Sum squared resid	0.000620	Schwarz criterion		-7.717310
Log likelihood	169.3456	Hannan-Quinn criter.		-7.876761
F-statistic	8.880655	Durbin-Watson stat		1.763696
Prob(F-statistic)	0.000016			



$$D(\text{CENY}) = C(1) + C(2) * D(\text{CENY}(-1)) + C(3) * D(\text{CENY}(-2)) + C(4) * D(\text{CENY}(-3)) \\ + C(5) * D(\text{C\_HOUS}(-1)) + C(6) * D(\text{C\_HOUS}(-2)) + C(7) * D(\text{C\_HOUS}(-3))$$

	<b>Coefficient</b>	<b>Std. Error</b>	<b>t-Statistic</b>	<b>Prob.</b>
<b>C(1)</b>	0.001043	0.001206	0.864576	0.3935
<b>C(2)</b>	0.547359	0.160366	3.413184	0.0017
<b>C(3)</b>	0.232383	0.146612	1.585023	0.1225
<b>C(4)</b>	-0.241095	0.142554	-1.691249	0.1002
<b>C(5)</b>	0.153963	0.259594	0.593091	0.5572
<b>C(6)</b>	-1.148951	0.274515	-4.185393	0.0002
<b>C(7)</b>	0.901441	0.307823	2.928442	0.0061
<hr/>				
R-squared	0.496730	Mean dependent var		0.001767
Adjusted R-squared	0.405227	S.D. dependent var		0.005970
S.E. of regression	0.004604	Akaike info criterion		-7.766252
Sum squared resid	0.000699	Schwarz criterion		-7.470698
Log likelihood	162.3250	Hannan-Quinn criter.		-7.659389
F-statistic	5.428532	Durbin-Watson stat		2.205357
Prob(F-statistic)	0.000538			

$$D(\text{CREDITS}) = C(1) + C(2) * D(\text{CREDITS}(-1)) + C(3) * D(\text{CREDITS}(-2)) + C(4) * D(\text{CREDITS}(-3)) \\ + C(5) * D(\text{THK}(-1)) + C(6) * D(\text{THK}(-2)) + C(7) * D(\text{THK}(-3))$$

	<b>Coefficient</b>	<b>Std. Error</b>	<b>t-Statistic</b>	<b>Prob.</b>
<b>C(1)</b>	0.002065	0.002090	0.987801	0.3304
<b>C(2)</b>	-0.050941	0.146907	-0.346761	0.7310
<b>C(3)</b>	0.313199	0.118259	2.648426	0.0123
<b>C(4)</b>	0.126317	0.107962	1.170015	0.2504
<b>C(5)</b>	0.230714	0.113643	2.030165	0.0505
<b>C(6)</b>	0.222602	0.118942	1.871513	0.0702
<b>C(7)</b>	-0.035324	0.121473	-0.290798	0.7730
<hr/>				
R-squared	0.424036	Mean dependent var		0.002349
Adjusted R-squared	0.319316	S.D. dependent var		0.015709
S.E. of regression	0.012960	Akaike info criterion		-5.696246
Sum squared resid	0.005543	Schwarz criterion		-5.400692
Log likelihood	120.9249	Hannan-Quinn criter.		-5.589383
F-statistic	4.049215	Durbin-Watson stat		1.990929
Prob(F-statistic)	0.003780			

**Příloha č. 11 Prokázané příčinné vztahy Grangerovými párovými testy kauzality<sup>90</sup>**

Kauzální vztah mezi proměnnými			pro zpoždění
CENY	determinuje	PRIBOR	1, 2, 3, 4, 5, 6, 7
PRIBOR	determinuje	CENY	7
PRODUCT	determinuje	PRIBOR	1, 2, 3, 7
MS	determinuje	MB	1, 2
LR_IR_R	determinuje	CENY	3, 4
LR_IR_R	determinuje	PRODUCT	1, 2, 3, 4
THK	determinuje	CENY	1
CENY	determinuje	THK	4
PRIBOR	determinuje	EXP_INF	3, 4
EXP_INF	determinuje	CENY	3, 4
PX	determinuje	THK	1,2, 3, 4
EXPORT	determinuje	CENY	dlouhodobě
IMPORT	determinuje	CENY	dlouhodobě
C_HOUS	determinuje	CENY	2, 3, 4
THK	determinuje	CREDITS	1, 2, 3

Zdroj: Vlastní tvorba.

<sup>90</sup> Prokázaná kauzalita prostřednictvím VAR modelů se vstupními daty ve formě prvních diferencí zlogaritmovaných časových řad, která byla registrována na hladině významnosti pěti procent. Výjimku tvoří pouze vazby export – ceny, resp. import – ceny, kde byla kauzalita prokázána s využitím metodiky konstrukce modelů korekce chyby pro dlouhé období.