

MÁ MĚNOVÝ AGREGÁT M3 VLIV NA INFLACI? PŘÍPADOVÁ STUDIE ČESKÉ REPUBLIKY, ŠVÝCARSKA A IZRAELE

DOES THE MONETARY AGGREGATE M3 THE AFFECT ON THE
INFLATION? A CASE STUDY OF THE CZECH REPUBLIC,
SWITZERLAND AND ISRAEL

Liběna Černohorská, Petr Malěř

Abstract: *The aim of the paper is to analyse the influence of monetary aggregate M3 on inflation in the Czech Republic, Switzerland and Israel between the years 2000 and 2017. The central banks in selected countries have not been able to fulfill their stated goal of achieving price stability. During the period under review, the selected central banks chose foreign exchange intervention as an instrument of unconventional monetary policy to achieve the set inflation target. The analysis of monetary policy in the selected countries will be determined by the long-term relationships between the M3 monetary aggregate and the inflation. Selected indicators were analyzed on quarterly data in the Czech Republic, Switzerland and Israel using the Engle - Granger cointegration test. We have found, based on the tests performed, that monetary policy in the monitored countries was not quite effective in the years 2000-2017 because we did not confirm in our empirical analyzes the long-term relationship between the monetary aggregate M3 in relation to inflation.*

Keywords: *Engle-Granger Test, Foreign Exchange Intervention, Inflation, Monetary Policy, M3.*

JEL Classification: E51, E47, C32, O24.

Úvod

Monetaristé vycházejí z teze, že v dlouhodobém časovém horizontu byly měnové agregáty považovány za rozhodující faktor pro provádění měnové politiky. Friedman a Schwartz (2008) vysvětlují vývoj hospodářského cyklu pomocí změn v peněžní zásobě a inflaci. Zároveň zdůrazňovali, stejně jako ostatní monetaristé, že měnová politika by neměla být používána jako aktivní nástroj pro stabilizaci hospodářského cyklu.

Předpokladem pro přijetí měnového agregátu jako zprostředkujícího cíle měnové politiky je stabilní vztah mezi změnami peněz a následnými změnami cenové hladiny. Takový stabilní vztah existuje za předpokladu, pokud je poptávka po penězích v průběhu času stabilní. V důsledku nestabilní poptávky po penězích v různých zemích odstoupilo několik centrálních bank od zprostředkujícího cíle měnové politiky ve formě měnových agregátů a zavedly nový měnověpolitický režim – cílování inflace. Cílování inflace, jak ji představil Svensson (1997, 2000), vychází z monetarismu a teze, že měnová politika by se měla zaměřit na udržení cenové stability. Současně ovšem sledují centrální banky i stabilitu finanční. Např. Kočišová a Stavárek (2018) se věnují hodnocení stability finančních systémů v různých zemích Evropské unie. Inflační cílování při realizaci měnové politiky nevyužívá měnové agregáty, což je v kontrastu se strategií měnového cílování. Baltensperger a kol. (2001) zmiňují, že během 70. let minulého století mnoho centrálních bank zvolilo měnové agregáty jako

zprostředkující cíle. Z tohoto důvodu se staly měnové agregáty důležitým nástrojem při provádění měnové politiky. Přesné detaily měnových strategií jednotlivých cílů se v různých zemích podstatně lišily. Nejdéle využívaly cílování peněžní zásoby jako zprostředkujícího cíle německá Bundesbank a Švýcarská národní banka. U obou těchto centrálních bank byla velmi úspěšná jejich měnová politika při dosažení nízké inflace po více než 25 let po zhroutení bretonwoodského systému.

Cílem článku je analyzovat vliv měnového agregátu $M3$ na inflaci v České republice, Švýcarsku a Izraeli v letech 2000 až 2017.

1 Formulace zvolené problematiky

Otázce účinnosti měnové politiky na makroekonomické agregáty se věnuje celá řada vědeckých studií. Často bývá účinnost měnové politiky hodnocena podle dopadu vývoje měnových agregátů či úrokových sazeb centrálních bank na ekonomické veličiny. Měnové agregáty poskytují důležité informace při realizaci měnových politik. S devizovými intervencemi má poměrně velké zkušenosti Japonsko, které je kromě jiných nekonvenčních nástrojů použilo již na počátku tohoto tisíciletí (Borio a Disyata, 2010). McCallum (2000) tvrdí, že pokud se úrokové sazby v otevřené ekonomice pohybují blízko nuly, může centrální banka použít devizové intervence ke znehodnocení domácí měny k tomu, aby zajistila růst či stabilizaci inflace a reálné ekonomiky.

1.1 Vztah peněžního agregátu $M3$ a inflace

V roce 1998 se ECB rozhodla v rámci realizaci své měnové politiky posílit úlohu peněz, která spočívá v důkladnější analýze měnových agregátů a poskytování dalších informací pro měnověpolitická rozhodnutí. Rozhodnutí ECB vedlo ke zvýšenému zájmu mnoha autorů, kteří se zabývali vlivem měnových agregátů na budoucí vývoj cen. Gerlach a Svensson (2003), Trecrosi a Vega (2002) či Altimari (2001) zkoumají vztah měnového agregátu $M3$ a inflace pomocí VAR modelu a Grangerovy kauzality. Uvedené studie dokazují, že $M3$ má podstatný vliv na vývoj inflace v Eurozóně. Gottschalk et al. (2000) předpovídají vliv měnových agregátů pomocí VAR modelů a komparují zjištěné výsledky s jednoduchým inflačním modelem s jednou proměnnou. Zjištěné výsledky nejsou tak robustní jako závěry autorů Gerlacha a Svenssona (2003) či Trecrosi a Vega (2002), nicméně nalézají možnost odhadu inflace pomocí měnového agregátu $M3$ v dlouhodobém horizontu. Na základě dat Eurozóny v letech 1986 – 2003 a s využitím analýzy časových řad dochází Bruggeman et al. (2005) k závěru, že ve sledovaném období byly dlouhodobé pohyby inflace vyvolané změnou peněžní zásoby. Problémům inflace, resp. deflace v České republice a v zemích Eurozóny se blíže věnuje např. Hedvičáková a Svobodová (2016).

Při hledání účinnosti měnové politiky, resp. devizových intervencí se jeví jako nejprůhodnější vztah měnového agregátu a inflace. Podrobnosti ohledně rozdílných příčin, průběhu a dopadů devizových intervencí v České republice, Švýcarsku a Izraeli jsou uvedeny v kapitole 1. 2. Všechny sledované centrální banky přistoupily k devizovým intervencím ze stejného důvodu – pomocí konvenčních nástrojů měnové politiky nebyly schopny dosáhnout stanoveného inflačního cíle.

Dle Peytrigneta a Stahela (1999) existuje korelace mezi růstem peněžní zásoby $M3$, inflací a růstem produktu ekonomiky. K tomuto závěru dospěli ve své studii zabývající se měnovými agregáty $M2$ a $M3$ ve Švýcarsku, konkrétně v letech 1996 a 1999. Závislost mezi množstvím peněz v oběhu $M2$ a cenovou hladinou, konkrétně ve

Spojených státech amerických, řešili Hallman et al. (1991), kteří ho ve své studii z roku 1991 potvrdili. Tento vztah je základním předpokladem pro dynamický model inflace. Narayan et al. (2006) přidávají do svého výzkumu ještě třetí veličinu a zkoumají tak vztah rozpočtových deficitů, nabídky peněz a inflace. Svou práci aplikovali na případ Fidži na čtvrtletních datech v 1970 až 2004. Bylo dokázáno, že inflace, veřejné deficity a nabídka peněz jsou na sobě závislé za předpokladu, že inflace je proměnou endogenní. Peněžní nabídka a veřejné deficity indukují inflaci v dlouhém období. Fratzscher, et al. (2019) zkoumali devizové intervence 33 centrálních bank od roku 1995 do roku 2011. Autoři došli k závěru, že devizové intervence jsou velmi účinný nástroj monetární politiky, ovšem ve vztahu vlivu k měnovému kurzu. Autoři této studie dále zdůrazňují, že efektivita devizových intervencí záleží spíše na okolnostech, za kterých byly devizové intervence prováděny.

Dalšími autory, kteří se zabývají vztahem $M3$ a inflací jsou Lütkepohl a Wolters (1998), kteří sestavili malý dynamický makroekonomický model zkoumající závislost mezi úrokovými sazbami, růstem měnového agregátu $M3$, reálného růstu a inflace. Autoři dochází na základě kointegrační analýzy s využitím čtvrtletních, sezonně očištěných dat Německa v letech 1976-1996 k závěru, že měnový agregát $M3$ je důležitým indikátorem pro kontrolu inflace. Bundesbanka se snažila o dosažení určité míry inflace pomocí cílování peněžní zásoby přes 20 let.

Giaptan a Cheng (1995) se zabývali inflací v Malajsii a s využitím Grangerovy kauzality byla nalezena obousměrná závislost mezi peněžní nabídkou a nominálním produktem. Centrální banka je schopna řízením peněžní nabídky ovlivnit cenovou stabilitu na straně výrobce, ne však na straně spotřebitele, pokud nepřistoupí ke snížení peněžní nabídky. Snížení peněžní nabídky však může mít silný dopad na reálný i nominální produkt.

Jílek (2015) zkoumal makroekonomický dopad růstu širokých měnových agregátů. Svou práci aplikoval na příkladu Spojených států amerických (1960-2007), Eurozóny (1991-2007), Japonska (1960-2007), Velké Británie (1987-2007) a České Republiky (1993-2007). Ve všech analyzovaných zemích znamenal růst měnového agregátu zvýšení inflace a zvýšení reálného HDP , a to v poměru 1:1.

Baltensperger a kol. (2001) analyzovali vztah mezi měnovým agregátem $M3$ a inflací ve Švýcarsku v letech 1978 - 1999. Z provedené analýzy, založené na kointegraci časových řad a modelu korekce chyb, dochází k závěru, že existuje vztah mezi měnovým agregátem $M3$ a inflací ve Švýcarsku. Měnový agregát $M3$ chápe jako možný indikátor budoucího vývoje inflace ve Švýcarsku. Prediktivní síla agregátu $M3$ je vyšší v dlouhodobém horizontu než v tom krátkodobém. Dochází také k závěru, že v případě nízkého růstu peněz v ekonomice, nemusí vést v následujícím období inflace. Přebytek $M3$ lépe predikuje kumulativní inflaci než roční, což je způsobeno delším časovým zpožděním v transmisním mechanismu. Přebytky $M3$ poskytují zároveň užitečné informace o případném růstu cenové hladiny. Současně upozorňují na skutečnost, že empirické studie v minulosti garantují vztah mezi měnovým agregátem $M3$ a cenovou hladinou i v budoucnu. Závěrem studie je, že měnový agregát $M3$ je důležitým ukazatelem pro měnovou politiku.

Na základě výše uvedených závěrů jednotlivých autorů jsou vybrány jako základní vztahy pro zkoumání účinnosti devizových intervencí ve vybraných státech (Česká republika, Švýcarsko a Izrael) vztah peněžního agregátu $M3$ a inflace, jelikož se

uvedeným centrálním bankám nedařilo plnit společný cíl měnové politiky, tedy cenovou stabilitu, a proto přistoupily k provádění devizových intervencí s cílem růstu inflace. Devizové intervence se následně projeví v jednotlivých zemích zvýšením peněžního agregátu *M3*.

1.2 Devizové intervence ve vybraných zemích

Centrální banky nezamýšlely pomocí devizových intervencí zvýšit množství peněz v ekonomice a stejně tak ani prvotní příčinnou nebyla snaha o zvýšení přebytku likvidity. Sledované centrální banky měly odlišné důvody pro zahájení devizových intervencí. Nízká inflace a nízké úrokové sazby byly hlavní příčinnou pro zahájení devizových intervencí České národní banky (ČNB), přičemž tyto problémy se vyskytovaly i v dalších světových ekonomikách (Franta, 2014). Švýcarská národní banka (SNB) zahájila devizové intervence nejen ze stejných důvodů jako ČNB, ale musela zároveň čelit i posilování domácí měny (Baltensperger et al., 2007). Naopak rozdílný primární důvod pro zahájení devizových intervencí měla centrální banka Izraele – Bank of Israel (BoI) - kde šlo hlavně o navýšení devizových rezerv centrální banky z důvodu pokračující globální integrace Izraele do světové ekonomiky. Později BoI odůvodňovala devizové intervenci nutností zásahu proti apreciaci šekelu. V České republice probíhaly devizové intervence v letech 2013 – 2017, ve Švýcarsku byly provedeny třikrát v letech 2009 až 2011 a v Izraeli dvakrát mezi roky 2008 a 2011 a následně od roku 2013, přičemž trvají až doposud (Bank of Israel, 2019; Česká národní banka, 2018; Swiss National Bank, 2018).

Vnější i vnitřní ekonomické podmínky před a také během devizových intervencí byly v jednotlivých zemích diametrálně odlišné. V České republice stále byla nízká inflace a klesající *HDP*, naopak ve Švýcarsku *HDP* rostlo a frank aprecioval. Rovněž izraelský šekel posiloval a *HDP* Izraele doslova letělo vzhůru, a to hlavně z důvodu momentálního stádia hospodářského cyklu země. Shodné je hlavní zaměření všech tří ekonomik. Hlavní položkou *HDP* byl a je vývoz zboží a služeb, jehož podpora byla druhotným cílem devizových intervencí. Země vývozu, tedy obchodní partneři, jsou ovšem odlišní, respektive v případě České republiky a Švýcarska je hlavním odběratelem Evropská unie v čele s Německem, zatímco Izrael obchoduje převážně se svými geografickými sousedy. V neposlední řadě je také důležité zmínit, že všechny tři zmiňované státy užívaly jako kurzový režim řízený floating, díky kterému měly centrální banky prostor pro zásahy do měnového vývoje a jako svůj měnověpolitický režim používají cílování inflace.

Odlišnosti byly nejen v započítání intervenčního režimu ale také ve fázi exitu, rozdíl mezi ukončením režimu jednotlivých centrálních bank byl odlišný. Po ukončení devizových intervencí nedošlo v České republice k výraznějšímu posílení koruny, oproti např. švýcarskému franku, který po ukončení devizových intervencí Švýcarskou centrální bankou posílil o 15 %. Zatímco v Izraeli byly pro upevnění stability ekonomiky zvoleny dodatečné jednorázové intervence, představitelé Švýcarské centrální banky nechaly kurz domácí měny „osudu“, což také následně znamenalo jeho velkou volatilitu.

Společným dopadem intervencí byl také nárůst devizových rezerv. V Izraeli se jednalo o dokonce primární cíl centrální banky BoI. K největšímu nárůstu rezerv došlo ale i ve Švýcarsku, kde devizové rezervy vzrostly mezi lety 2009 a 2015 z 50 mil. na 500 mil. CHF. Po následném přecenění dokonce dosáhly rezervy 600 mil CHF a právě

toto více jak desetinásobné zvýšení bylo jedním z hlavních podnětů k ukončení intervencí. ČNB během devizových intervencí vynaložila přes 2 biliony Kč a celkové devizové rezervy ČNB tak přesáhly 3 biliony Kč. Ve všech třech sledovaných zemích došlo k nárůstu exportu, ovšem na druhou stranu je potřeba připustit, že jeho pozitivní vliv na *HDP* byl vždy sražen dolů, a to růstem importu.

2 Použité metody a data

Pro zkoumání propojení dvou veličin je vhodné použít koncept kointegrace, kterým se mezi prvními zabývali zejména autoři Granger a Engle (1987), kteří poukázali na to, že v krátkém období bývá vývoj časových řad odlišný, zatímco v dlouhém období mají hodnoty tendence se vracet k určitému rovnovážnému stavu a právě tímto lze dokázat společnou vazbu obou veličin. Pokud mají dvě časové řady tendenci udržovat mezi sebou konstantní rozdíl v dlouhém období, jsou nazývány jako kointegrované. V rámci provedených analýz budete sledovat vztahy mezi peněžním agregátem *M3* a inflací, resp. *HDP* ve vybraných zemích, což nám umožní zhodnotit účinnost prováděných devizových intervencí.

Vstupní data pro analýzu v letech 2000 – 2017 mají kvartální charakter a jsou očištěná o sezónní vlivy. Data pro analýzu vztahu peněžního agregátu *M3* a vývoje inflace byla čerpána z Organizace pro hospodářskou spolupráci a rozvoj (OECD, 2018a; OECD, 2018b). Veškeré výpočty byly prováděny v programu Gretl 1.9.4.

Ekonomický výzkum v této práci je proveden pro období 2000 – 2017. Samotné devizové intervence ve sledovaných zemích (ČR, Švýcarsko a Izrael) byly prováděny pouze po příliš krátké období, aby bylo možné s ohledem na časové zpoždění, které je na časové řady aplikováno, provést analýzu pouze na tento časový úsek. Pro zjištění příčinných vazeb mezi sledovanými proměnnými je nejprve nutné provést testování časových řad na optimální řád zpoždění, následně ověřit existenci jednotkového kořene (resp. stacionaritu či nestacionaritu časových řad) a provést kointegrační analýzu pomocí Engle-Grangerova kointegračního testu. Blíže jednotlivé testy popisují ve svých studiích např. Kočišová (2018), Gerlach a Svensson (2003) či Černohorský (2017).

Testování časových řad na optimální řád zpoždění je jedním z předpokladů Grangerových testů. V analýze časových řad se hledá nejnižší hodnota u vybraných informačních kritérií. Řád zpoždění se určí podle toho, kde je nejnižší hodnota informačního kritéria. Takto určený řád zpoždění se využije následně v dalších testech. Vhodné kritérium závisí na počtu pozorování. Jak uvádí Liew (2004) či Gottschalk et al. (2000), při nízkém počtu pozorování (menším než 60) je vhodné pro určení optimálního řádu zpoždění použít Akaikeho informační kritérium (AIC), které lze zapsat následovně (Akaike, 1981):

$$AIC = n * \ln\left(\frac{RSS}{n}\right) + 2k \quad (1)$$

kde *RSS* je reziduální součet čtverců, *k* je počet parametrů, *n* je počet měření, *RSS/n* je reziduální rozptyl.

Následně je provedena analýza existence jednotkového kořene, kde se zjišťuje stacionárnost či nestacionárnost zkoumaných časových řad. Stacionární řada má tendenci se vracet k určité hodnotě či opisovat určitý zaznamatelný trend, zatímco u nestacionární řady se toto nevyskytuje. Formálně lze vycházet z uvedených vzorců (Arlt, Arltová, 2007):

Pro stochastický proces $\{ X_t, t= 0, \pm 1, \pm 2, \dots \}$ je definováno podle Arlt a Arltová (2007):

$$\text{funkce středních hodnot: } \mu_t = E(X_t) \quad (2)$$

$$\text{varianční funkce: } \sigma_t = D(X_t) = E(X_t - \mu_t)^2 \quad (3)$$

$$\text{kovarianční funkce } \gamma(t, t-k) = E(X_t - \mu_t)(X_{t-k} - \mu_{t-k}) \quad (4)$$

$$\text{korelační funkce } \rho(t, t-k) = \frac{\gamma(t, t-k)}{\sigma_t \sigma_{t-k}} \quad (5)$$

kde X_t je závislá proměnná, $E(X_t)$ značí střední hodnotu a $D(X_t)$ vyjadřuje rozptyl.

Zjištění stacionarity či nestacionarity časových řad bylo provedeno podle Dickey a Fuller (1979) pomocí rozšířeného Dickey – Fullera testu (dále jen ADF test), kdy byly provedeny všechny tři druhy testů, tj. s konstantou, bez konstanty, a s konstantou a trendem. Při testování se předpokládá, že níže uvedený proces (rovnice 6), kde je testováno, že $\theta=0$ (proměnná obsahuje jednotkový kořen), má tvar (Arlt, Arltová, 2007):

$$\Delta X_t = (\theta - 1)X_{t-1} + \sum_{i=1}^p \alpha_i X_{t-i} + e_t \quad (6)$$

X_t zde vyjadřuje opět závislou proměnnou, p zpoždění a e_t reziduální složku.

Rozhodnutí o stacionaritě, respektive nestacionaritě časových řad bude provedeno na základě vyhodnocení p -hodnoty na hladině významnosti 0,05, která tedy s 95% pravděpodobností stanoví, zda došlo k zamítnutí nebo nezamítnutí nulové hypotézy, která je stanovena následovně:

- H_0 : testované řady jsou nestacionární (neexistence jednotkového kořene)
- H_1 : testované řady jsou stacionární (existence jednotkového kořene)

Pokud časové řady dosahují integrace na stejném stupni, bude přistoupeno ke třetímu kroku – kointegrační analýze, která je provedena pomocí Engle - Grangerova kointegračního testu. V souladu s ním jsou dále testovány náhodné složky pomocí ADF testu a to kvůli zjištění existence jednotkových kořenů (Engle a Granger, 1987). Proto jsou stanoveny tyto hypotézy:

- H_0 : testované řady nejsou kointegrované
- H_1 : testované řady jsou kointegrované

Rozhodnutí o vztahu časových řad vychází z p -hodnoty definované Engle – Grangerovým kointegračním testem. V případě nezamítnutí nulové hypotézy ($p > 0,05$) budou časové řady označeny nekointegrované, tj. obsahující jednotkový kořen. V opačném případě ($p < 0,05$) budou časové řady označeny za kointegrované.

3 Určení optimálního řádu zpoždění a stacionarity časových řad

Jak již bylo uvedeno v části 2, před použitím Engle-Grangerových testů je třeba otestovat časové řady na optimální řád zpoždění. Jako závislá proměnná je stanovena v tomto vztahu *CPI*, nezávislá proměnná peněžní agregát *M3*.

3.1 Testování optimálního řádu zpoždění

V ekonomické teorii uvádí např. Mankiw (2014) či Revenda (2011) jako optimální řád zpoždění časových řad v rozmezí 12 až 18 měsíců, což odpovídá námi stanovenému řádu 6 zpoždění při čtvrtletních datech. V Tab. 1 jsou zaznamenány

hodnoty AIC kritéria na 6 řádů zpoždění pro testy s konstantou, s trendem a pro testy s konstantou a trendem, v závislosti na tom, u jakého typu testu byla zjištěna minimální hodnota testovacího kritéria AIC.

Tab. 1: Výsledky optimálního zpoždění AIC pro M3

Řád zpoždění	AIC pro CPICZE test s konstantou	AIC pro CPISWI test s trendem	AIC pro CPIISR test s trendem
1	2,34654	1,94653	2,51222
2	2,37456	1,64257	2,56984
3	2,59120	1,50134	2,20156
4	2,23315	1,29845	2,31002
5	2,10256	1,26412	2,34568
6	2,02541*	1,00109*	2,15203*

Zdroj: (vlastní zpracování na základě výsledků z programu Gretl 1.9.4)

Na základě provedeného testu optimálního řádu zpoždění (**Chyba! Nenalezen zdroj odkazů.**1) pro M3 a CPI je určen řád časového zpoždění šesti čtvrtletí pro Českou republiku (ČR), Švýcarsko i Izrael, přičemž pro ČR se využívá test s konstantou a pro Izrael a Švýcarsko test s trendem. Zjištěné výsledky budou zohledněny při testování stacionarity časových řad (ADF testech) a kointegračních testech.

3.2 Testování stacionarity časových řad

V rámci dalšího kroku je nutné provést test na stacionaritu časových řad. Pro ověření, jestli časové řady jsou či nejsou stacionární, je nezbytné použít ADF test. Do ADF testu vstupuje model s konstantou či s trendem, v závislosti na výsledcích testování optimálního řádu zpoždění, tj. minimální hodnoty AIC.

Tab. 2 zachycuje výsledné p -hodnoty, ze kterých vyplývá, že všechny p -hodnoty jsou větší než hladina významnosti, tudíž lze tvrdit, že časové řady jsou nestacionární, a proto jsou nulové hypotézy nezamítnuty. Aby bylo dosaženo stacionarity časových řad, je třeba provést jejich diferencování pomocí první diference.

Tab. 2: Výsledky testu ADF pro M3

Zkratka proměnné	p -hodnota	Výsledek ADF testu	H_0 :
M3CZE	0,9983	časová řada je nestacionární	nezamítnuto
CPICZE	0,8564	časová řada je nestacionární	nezamítnuto
M3SWI	0,6231	časová řada je nestacionární	nezamítnuto
CPISWI	0,9985	časová řada je nestacionární	nezamítnuto
M3ISR	0,8123	časová řada je nestacionární	nezamítnuto
CPIISR	0,9348	časová řada je nestacionární	nezamítnuto

Zdroj: (vlastní zpracování na základě výsledků z programu Gretl 1.9.4)

Výsledky provedených ADF testů pro diferencované časové řady M3 a další sledované proměnné znázorňuje Tab. 2. Časové řady jsme testovali na jejich stacionaritu či nestacionaritu na stejný řád zpoždění a test s konstantou nebo s trendem jako původní časové řady.

Tab. 3: Výsledky ADF testu pro první diference M3

Zkratka proměnné	<i>p</i> -hodnota	Výsledek ADF testu	H ₀ :
<i>d_M3CZE</i>	0,0442	časová řada je stacionární	zamítnuto
<i>d_CPICZE</i>	0,0032	časová řada je stacionární	zamítnuto
<i>d_M3SWI</i>	0,4659	časová řada je nestacionární	nezamítnuto
<i>d_CPISWI</i>	0,0261	časová řada je stacionární	zamítnuto
<i>d_M3ISR</i>	0,0242	časová řada je stacionární	zamítnuto
<i>d_CPIISR</i>	0,0027	časová řada je stacionární	zamítnuto

Zdroj: (vlastní zpracování na základě výsledků z programu Gretl 1.9.4)

Tab. 3 uvádí výsledné hodnoty ADF testu pro upravené proměnné pomocí první diference. Takto upravené časových řady pro ČR a Izrael (*d_CPICZE* a *d_M3CZE*, resp. *d_M3ISR* a *d_CPIISR*) a inflace Švýcarska (*d_CPISWI*) jsou na hladině významnosti 0,05 stacionární ($p < 0,05$), tedy u nich existuje jednotkový kořen a právě tyto časové řady jsou následně zahrnuty do Engle-Grangerova kointegračního testu.

4 Zjištění vzájemné závislosti časových řad pomocí Engle-Grangerova kointegračního testu

V předchozím testu byla zjištěna nestacionarita původních časových řad a po úpravě diferencováním bylo zjištěno, že některé časové řady jsou stacionární na stejném stupni. U těchto časových řad lze přistoupit k Engle-Grangerovu kointegračnímu testu, který předpokládá nestacionarita původních časových řad a stejný stupeň integrace (Tab. 3). Tab. 4 zachycuje vztah daných párů časových řad, které byly shodně označeny za stacionární. Je patrné, že časové řady agregátu *M3* a inflace v Izraeli jsou kointegrované.

Tab. 4: Výsledky Engle-Grangerova kointegračního testu pro M3 a CPI

Zkratka proměnné	<i>p</i> -hodnota	Délka zpoždění	Výsledek kointegračního testu	H ₀ :
<i>d_M3CZE/d_CPICZE</i>	0,316	6	není kointegrace	nezamítnuto
<i>d_M3SWI/d_CPISWI</i>	nesplnění požadavků pro test kointegrace			
<i>d_M3ISR/d_CPIISR</i>	0,325	6	není kointegrace	nezamítnuto

Zdroj: (vlastní zpracování na základě výsledků z programu Gretl 1.9.4)

Ze zjištěných *p*-hodnot, které nabývají vyšší hodnoty než stanovená hladina významnosti ($p > 0,05$), lze konstatovat, že zkoumané časové řady *d_M3CZE* a *d_CPICZE*, resp. *d_M3ISR* a *d_CPIISR* nejsou kointegrované, tzn., že mezi nimi neexistují dlouhodobé vztahy. Jelikož nebyly splněny podmínky pro Engle-Grangerův test pro Švýcarsko, je možné konstatovat, že mezi peněžním agregátem *M3* a *CPI* neexistuje vztah, a proto se dá považovat měnová politika v těchto zemích za neúčinnou.

Na základě provedených testů je zjištěn závěr, že nebyl prokázán dlouhodobý vztah mezi peněžním agregátem *M3* a inflací ani v jednom ze tří analyzovaných států, tj. v České republice, Švýcarsku a Izraeli. K obdobnému závěru dochází také např. Lütkepohl a Wolters (1988) či Moosa (1997). Ovšem studie ekonomů Peytrigneta a Stahela (1999) dochází k odlišnému závěru, jelikož ve své studii o ekonomické situaci ve Švýcarsku mezi lety 1996 – 1999 dokázali korelační vztah mezi růstem *M3* a růstem *CPI*. Jako možné důvody rozdílných závěrů obou analýz lze spatřovat jednak

odlišné období, pro které byly obě analýzy prováděny, dále potom odlišnosti v nastavení měnových politik centrálních bank ve sledovaných obdobích a v neposlední řadě i přítomnost hospodářské krize, která ovlivnila všechny světové ekonomiky. Kombinace těchto faktorů způsobila, že analýza provedená v tomto článku nepotvrdila dlouhodobý vztah mezi zkoumanými veličinami (*M3* a *CPI*) v daných státech v daném období.

V současném globalizovaném světě existuje mnoho exogenních faktorů, které mají vliv na míru inflace, především pokud se jedná o obdobný typ ekonomiky jako je v ČR, tj. malé otevřené ekonomiky. Mezi zásadní exogenní faktory, které zapříčiňují neplatnost dlouhodobého vztahu mezi peněžním agregátem *M3* a inflací patří např. globalizovaná ekonomika či finanční inovace. Sledované země patří mezi malé otevřené ekonomiky, které jsou vysoce citlivé nejen na změnu devizového kurzu, ale i na řadu celosvětových faktorů, jako změna cen surovin, komodit, poptávku na zahraničních trzích apod. V rámci finančních inovací jsou klientům nabízeny nové produkty v rámci bankovního sektoru i mimo bankovní sektor, což ovlivňuje měřené množství peněz v oběhu a současně dochází i k částečnému odlivu peněz i mimo bankovní sektor (peníze nejsou v takové míře na běžných a termínovaných účtech, jako tomu bylo v minulosti, ale investuje se např. prostřednictvím investičních fondů). Dalším problémem je, že měřená míra inflace nevyjadřuje změny v cenové hladině všech statků, ale jen u vybraných spotřebních statků a nezachycuje např. růst cen nemovitostí, finančních aktiv apod. Současně dochází v jednotlivých ekonomikách k poklesu dlouhodobých průměrných nákladů mnoha firem v souvislosti s efektivnějším využíváním moderních technologií.

Závěr

Ve svých empirických analýzách nebyl potvrzen dlouhodobý vztah mezi měnovým agregátem *M3* ve vztahu k inflaci. Proto je možné kladně hodnotit rozhodnutí zvolených centrálních bank týkající se opuštění měnověpolitického režimu cílování peněžní zásoby a přistoupení k měnověpolitickému režimu cílování inflace. Zároveň nebyla potvrzena monetaristická teze, kdy jsou v dlouhodobém časovém horizontu považovány měnové agregáty za rozhodující faktor při provádění měnové politiky. Při podrobnější analýze měnové politiky vybraných centrálních bank v době devizových intervencí vyplývá, že během těchto intervencí nedošlo u žádné z těchto bank nejprve k naplnění požadovaných cílů, tj. dosažení inflačního cíle. Jednotlivé centrální banky se řídí při svých rozhodnutích při zpoždění v časovém horizontu zhruba 12-18 měsíců. Vzhledem k uváděnému časovému zpoždění mezi měnověpolitickým opatřením a jeho dopadem do reálné ekonomiky se centrální banky řídí nikoli aktuální situací, ale prognózou budoucího vývoje. Zjištěná skutečnost ovšem nevylučuje možnost, že může mít měnová politika ve vybraných zemích krátkodobé ekonomické dopady, což může být předmětem dalšího výzkumu.

Poděkování

Tento článek byl zpracován s podporou výzkumného projektu: GACR No. 18-05244S, „Innovative Approaches to Credit Risk Management“.

Reference

- Akaike, H. (1981). Likelihood of a model and information criteria. *Journal of Econometrics*, 16(1), s. 3-14. DOI 10.1016/0304-4076(81)90071-3
- Altimari, S. N. (2001). Does Money Lead Inflation in the Euro Area?. *ECB Working Paper No. 63*. [online]. Dostupné na: <https://ssrn.com/abstract=356101> [cit. 2019-02-11]
- Arlt, J., Arltová, M. (2007). *Ekonomické časové řady: [vlastnosti, metody modelování, příklady a aplikace]*. 1. vydání. Praha: Grada.
- Bank of Israel (2019). *The Functions of the Bank of Israel: Managing monetary policy*. [online]. Dostupné na: <http://www.boi.org.il/en/AboutTheBank/ObjectivesAndFunctions/Pages/MonetaryPolicy.aspx> [cit. 2019-02-04].
- Baltensperger, E., Hildebrand, M. P., Jordan, J. T. (2007). *The Swiss National Bank's monetary policy concept – an example of a 'principles-based' policy framework*. [online]. Schweizerisch National Bank. Dostupné na: https://www.snb.ch/n/mmr/reference/economic_studies_2007_03/source/economic_studies_2007_03.n.pdf [cit. 2018-12-06]
- Baltensperger, E, Jordan, T. J., Savioz, M. R. (2001). The demand for M3 and inflation forecasts: An empirical analysis for Switzerland. *Review of World Economics*, 137(2), s. 244-272.
- Borio, C., Disyata, P. (2010). Unconventional monetary policies: an appraisal. *The Manchester School*, 2010, 78(1), s. 53-89. DOI 10.1111/j.1467-9957.2010.02199.x
- Bruggeman, A., et al. (2005). *Structural filters for monetary analysis: the inflationary movements of money in the euro area*. ECB Working Paper No. 470. [online]. Dostupné na: http://ssrn.com/abstract_id=691882 [cit. 2018-09-02].
- Česká národní banka. (2018). *Devizové intervence zafungovaly učebnicově*. [online]. Dostupné na: https://www.cnb.cz/cs/verejnost/pro_media/clanky_rozhovory/media_2018/cl_18_180406_hampl_refl_ex.html [cit. 2018-07-04].
- Černohorský, J. (2017). Types of bank loans and their impact on economic development: a case study of the Czech republic. *Economics and Management*, 20(4), s. 34-48. DOI 10.15240/tul/001/2017-4-003
- Dickey, D. A., Fuller, W. A. (1979). Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*, 74(366), s. 427-431. [online]. Dostupné na: <http://www.jstor.org/stable/2286348> [cit. 2018-09-02].
- Engle, R. F., Granger, C. W. J. (1987). Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica*, 55(2), s. 251-276. [online]. Dostupné na: <http://www.jstor.org/stable/1913236> [cit. 2018-07-25].
- Franta, M., et al. (2014). *The exchange rate as an instrument at zero interest rates: the case of the Czech Republic*. Czech National Bank, Research Department. [online]. Dostupné na: <https://ideas.repec.org/p/cnb/rpnrpn/2014-03.html> [cit. 2018-06-21].
- Fratzcher, M., Gloede, O., Menkhoff, L., Sarno, L., Stöhr, T. (2019). When is foreign exchange intervention effective? Evidence from 33 countries. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 11(1), s. 132-56. DOI 10.1257/mac.20150317
- Friedman, M., Schwartz, A. J. (2008). *A monetary history of the United States, 1867-1960*. Princeton: Princeton University Press. ISBN 978-0-691-00354-2.
- Gerlach, S., Svensson, L. E. O. (2003). Money and inflation in the euro area: A case for monetary indicators?. *Journal of Monetary Economics*, 2003, 50(8), s. 1649-1672. DOI 10.1016/j.jmoneco.2003.02.002
- Giaptan, K., Cheng, Ch.-S. (1995). The causal nexus of money, output and prices in Malaysia. *Applied Economics*, 27(12), s. 1245-1251. DOI 10.1080/00036849500000107

- Gottschalk, J., Van Zandweghe, W., Martinez Rico, F. (2000). *Money as an Indicator in the Euro Zone*. Kiel Working Paper. [online]. Dostupné na: https://www.econstor.eu/bitstream/10419/17918/1/kap_984.pdf [cit. 2017-07-05].
- Hallman, J.J., Porter, R.D., Small, D.H. (1991). Is the price level tied to the M2 monetary aggregate in the long run?. *The American Economic Review*, s. 841-858. [online]. Dostupné na: https://www.jstor.org/stable/2006645?seq=1#metadata_info_tab_contents [cit. 2018-06-21].
- Hedvičáková, M., Svobodová, L. (2016). Inflation under the Influence of Deflation Pressures. V: *Innovation Management and Education Excellence Vision 2020: From Regional Development Sustainability to Global Economic Growth, Vols I – VI*. Norristown: Int Business Inforamtion Management Assoc-IBIMA, s. 3569-3573.
- Jílek, J. (2015). Makroekonomický dopad růstu širokých měnových agregátů ve vybraných zemích v letech 1960–2007. *Ekonomický časopis*, 63(01), s. 3-18.
- Kočišová, K. (2018). Bank Competition and Performance: The Case of Slovakia and the Czech Republic. *Journal of Applied Economic Sciences (JAES)*, 13(5), s. 1159-1176.
- Kočišová, K., Stavárek, D. (2018). The evaluation of banking stability in the European Union countries. *International Journal of Monetary Economics and Finance*, 11(1), s. 36-55.
- Liew, V. K.-S. (2004). Which Lag Length Selection Criteria Should We Employ? *Economics Bulletin*, 3(33), s. 1-9. [online]. Dostupné na: <http://ssrn.com/abstract=885505> [cit. 2018-11-11].
- Lütkepohl, H., Wolters, J. (1998). A money demand system for German M3. *Empirical Economics*, 23(3), s. 371-386. [online]. Dostupné na: <https://link.springer.com/article/10.1007/BF01294413> [cit. 2018-06-21].
- Mankiw, G.N. (2014). *Principles of macroeconomics*. 7. vydání, Stamford: Cengage Learning.
- McCallum, B. T. (2000). *Theoretical analysis regarding a zero lower bound on nominal interest rates*. National bureau of economic research. [online]. Dostupné na: <https://www.imf.org/external/pubs/ft/seminar/2000/targets/mccallum.pdf> [cit. 2018-11-14].
- Moosa, I.A. (1997). Testing the long-run neutrality of money in a developing economy: the case of India. *Journal of Development Economics*, 53(1), 139-155. DOI 10.1016/S0304-3878(97)00006-0
- OECD. (2018a). *Broad money M3*. [online]. [online]. Dostupné na: <https://data.oecd.org/money/broad-moneyM3.htm> [cit. 2018-02-28].
- OECD. (2018b). *Data: Inflation (CPI)*. [online]. Dostupné na: <https://data.oecd.org/price/inflation-CPI.htm> [cit. 2018-02-28].
- Peytrignet, M. (1999). *Swiss Monetary Policy under a Flexible Exchange Rate Regime: Monetary Targets in Practice*. Bank of Canada. [online]. Dostupné na: <http://www.bankofcanada.ca/wpcontent/uploads/2010/08/peytrignet-final.pdf> [cit. 2018-02-06].
- Narayan, P. K., Narayan, S., Prasad, A. (2006). Modelling the relationship between budget deficits, money supply and inflation in Fiji. *Pacific Economic Bulletin*, 21(2), s.103-116. [online]. Dostupné na: https://www.researchgate.net/profile/Seema_Narayan/publication/255855464_Modelling_the_Relationship_between_Budget_Deficits_Money_Supply_and_Inflation_in_Fiji/links/58c0997aaca2720944fdaca1/Modelling-the-Relationship-between-Budget-Deficits-Money-Supply-and-Inflation-in-Fiji.pdf [cit. 2019-06-21].
- Revenda, Z. (2011). *Centrální bankovníctví*. 3. vydání, Praha: Management Press.
- Svensson, L. E. O. (1997). Inflation forecast targeting: Implementing and monitoring inflation targets. *European economic review*, 41(6), 1111-1146. DOI 10.1016/S0014-2921(96)0005 5-4
- Svensson, L.E.O. (2000). *The zero bound in an open economy: A foolproof way of escaping from a liquidity trap*. National Bureau of Economic Research. [online]. Dostupné na: <http://www.imes.boj.or.jp/english/publication/mes/2001/me19-s1-11.pdf> [cit. 2018-11-14].
- Swiss National Bank. (2018). *Monetary policy by year*. [online]. Dostupné na: https://www.snb.ch/en/i/about/monpol/id/monpol_current#t3 [cit. 2018-11-14].

Trecrosi, C., Vega, J.L. (2002). The information content of *M3* for future inflation in the euro area. *Review of World Economics*, 138(1), s. 22-53. [online]. Dostupné na: <https://link.springer.com/content/pdf/10.1007%2F02707322.pdf> [cit. 2017-07-07].

Kontaktní adresa

doc. Ing. Liběna Černohorská, Ph.D.

Univerzita Pardubice, Fakulta ekonomicko-správní, Ústav ekonomických věd,
Studentská 84, 532 10 Pardubice, Česká republika

E-mail: libena.cernohorska@upce.cz

Tel. číslo: +420466036452

Ing. Petr Maléř

Univerzita Pardubice, Fakulta ekonomicko-správní, Ústav ekonomických věd,
Studentská 84, 532 10 Pardubice, Česká republika

Received: 10. 09. 2019, reviewed: 19. 11. 2019

Approved for publication: 09. 12. 2019