

Aleš Michl\*

## Abstract

### Money and Inflation: Lost Cointegration

Using a cointegration, we show that there is no long-term relationship between money in the economy  $M$  and real (and nominal) GDP and CPI (US data from 1959 to 2018). There is no empirical evidence to support the textbook claim that “inflation is always and everywhere a monetary phenomenon”. Only when we shorten the time series to the period before the crisis (1959–2008), there is a cointegration between CPI and  $M2$ , but only at the 10% significance level and only according to one of two co-integration tests. The relationship that existed before the crisis either had to fall apart or change. There are three possible explanations: (1) The growth of  $M$  in low-inflation economies (CPI below 10% annually) is distributed more equally between CPI and real GDP than in the event of significant changes in  $M$ . (2) The falling velocity of money after the crisis of 2008/2009. (3) The last possibility is an increase in the adequacy problem of inflation – the CPI does not adequately reflect the economic definition of inflation.

**Keywords:** inflation, quantity theory of money, cointegration

**JEL Classification:** C12, E51, E40

## Úvod

Inflace je nejčastěji chápána jako dlouhodobý růst cenové hladiny vyvolaný nadměrnou emisí peněz. Tato „populární“ definice se váže ke kvantitativní teorii peněz a při výkladu se obvykle využívá známá rovnice směny:

$$M * V = P * Q . \quad (1)$$

Rovnice směny vyjadřuje vztah mezi peněžní zásobou ( $M$ ), rychlostí oběhu peněz ( $V$ ), cenovou hladinou ( $P$ ) a objemem směňované produkce ( $Q$ ). Problém s měřením objemu směňované produkce vedl při empirickém testování ke zjednodušení, a tak  $Q$  bývá nahrazeno množstvím finální produkce, reálným hrubým domácím produktem ( $Y$ ). Rovnici (1) proto můžeme přepsat jako:

$$M * V = P * Y . \quad (2)$$

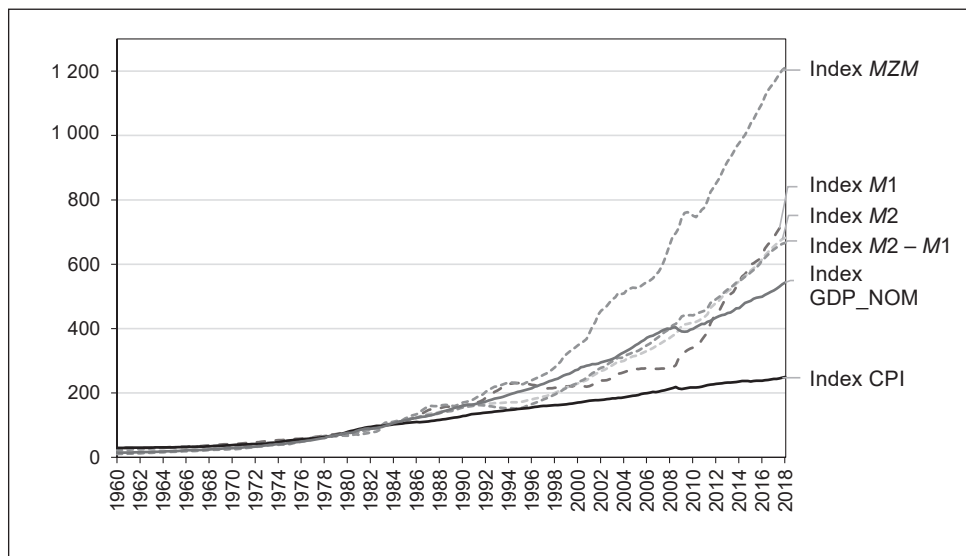
Vztah mezi množstvím peněz v ekonomice a cenovou hladinou je důležitý nejenom v teoretické rovině, ale i v praxi. Většina centrálních bank ve vyspělých zemích upustila od cílování tempa růstu peněžních agregátů, neboť jejich vztah s inflací se ukázal v mnoha situacích jako nestabilní. Známy je výrok guvernéra Bank of Canada Geralda Boueyho z roku 1983: „My jsme neopustili měnové agregáty, to měnové agregáty opustily nás“

\* Aleš Michl (ales.michl@gmail.com), Vysoká škola ekonomická v Praze, Fakulta financí a účetnictví.

(viz např. Mishkin, 2000). Významnou výjimkou byla Evropská centrální banka (ECB), v jejímž rozhodování hrály měnové agregáty poměrně důležitou úlohu, a to po vzoru Bundesbanky. Analýzy měnových agregátů tvořily oficiálně druhý pilíř strategie měnové politiky (viz například Issing, 2005). Poslední relevantní ECB Working Paper (viz Hartmann, Smets, 2018) ale již naznačuje, že se peníze již vytrahly – z popisu aktuálních ECB modelů, na kterých je založená predikce, anebo z modelů reakční funkce, nevyplývá zásadnější role pro proměnnou  $M$ .

Idea pro tento článek se zrodila tak, že jsme zanesli do grafu dlouhodobý vývoj spotřebitelské inflace CPI (proxy za  $P$ ), nominálního HDP (proxy za  $P * Y$ ) a vývoj měnových agregátů v USA (proxy za  $M$ ) a našli zajímavý problém: dlouhodobý vztah mezi množstvím peněz v ekonomice, indexem spotřebitelských cen (CPI) a nominálním HDP se mohl rozpadnout. Zvláště po finanční krizi 2008/2009 z obrázku 1 pozorujeme, že indexy množství peněz vzrostly výrazně více než například CPI.

**Obrázek 1 | Vývoj indexů peněžních agregátů  $M$ , nominálního HDP a CPI v USA od roku 1960, báze průměr let 1982–1984 = 100**



Zdroj: FRED, vlastní výpočty

Rozhodli jsme se proto, že vztah mezi penězi a inflací důkladně otestujeme a využijeme k tomu kvantitativní teorii peněz, respektive rovnici (2). V teoretické části práce popíšeme literaturu a vývoj monetárního pojetí inflace vycházející z kvantitativní teorie peněz. Uvědomujeme si, že existují i další přístupy k inflaci. Keynesovci (zejména neokeynesovci) analyzují především krátkodobé výkyvy v hrubém domácím produktu a cenové hladině pomocí modelu agregátní poptávky a agregátní nabídky – hovoříme o poptávkové teorii inflace a nákladové (nabídkové) teorii inflace. Krátkodobý vztah

mezi nezaměstnaností a inflací pak vyjadřuje moderní verze Phillipsovy křivky, na kterou navazuje myšlenka nových keynesovců, že inflace je funkcí produkční mezery, tedy rozdílu mezi skutečným reálným produktem a potenciálním produktem. Podle tohoto přístupu kladná hodnota produkční mezery vede k inflaci v ekonomice – viz modely cílování inflace. Zajímá nás dlouhodobý pohled, a proto zůstaneme u monetárního pojetí inflace odvozeného z kvantitativní teorie peněz. Nevyřešíme tímto článkem nekončící spor mezi endogenním a exogenním pojetím peněz – viz dále v kapitole 1 zmíněná kritika monetaristického přístupu od postkeynesovců, například od Kaldora, který své dílo z roku 1982 nazval příznačně, *Metla monetarismu*.

V praktické, empirické části, provedeme testy stacionarity a kointegrace pro proměnné v rovnici (2), pro množství peněz, důchodovou rychlost, CPI a reálné HDP (a později i pro nominální HDP) s cílem zjistit, zda byl/je mezi veličinami dlouhodobý vztah, anebo se rozpadl, nebudeme řešit směr kauzality. Pokud bychom pro data nenalezli kointegraci, pak se zaměříme na nalezení důvodů, proč vztah nebyl nalezen, nespokojíme se s pouhým konstatováním, že takové výsledky by podporovaly současnou praxi centrálních bank, které místo cílování měnových agregátů cílí inflaci. Naopak kointegrace mezi penězi a inflací by jasně implikovala, že je na místě klást v praktické politice centrálních bank na měnové agregáty větší důraz.

## 1. Kvantitativní teorie peněz a průzkum literatury

Kvantitativní teorie peněz představuje významnou, v některých etapách dokonce stěžejní komponentu vývoje ekonomické teorie. Jejím rozvoji a kritice je věnováno velké množství literatury. Při pohledu do historie můžeme vztah cenové hladiny a peněžní zásoby odvozovat prvotně z Fisherovy verze rovnice směny (Fisher, 1911), poté z přístupu cambridgeské školy, založeného na poptávce po penězích (Pigou, 1917, Marshall, 1923), nebo z pozdějšího přístupu Friedmana, založeného na vlastním pohledu na poptávku po penězích (Friedman, 1956, 1959, 1970a nebo Friedman, Schwartz, 1982). Tyto tři přístupy je i v empirické práci, jakou je ta naše, nejdříve potřeba diskutovat a ukázat na nich možnosti a omezení správného dosazení proměnných do rovnice (2) v praktické části této studie.

Základy moderní kvantitativní teorie peněz položil Fisher (1911). Teorii založil na transakčním přístupu, jenž je možné zapsat následujícím vztahem:

$$M * V_T = \sum_{i=1} (P_i * Q_i), \quad (3)$$

kde  $(P_i * Q_i)$  je součin ceny a množství zboží a služby za každou  $i$ -tou transakcí. Zjednodušená verze Fisherova transakčního přístupu může být zapsána v následujícím tvaru:

$$M * V_T = P * T, \quad (4)$$

kde platí, že  $M$  = množství peněz v ekonomice,  $V_T$  = transakční rychlost peněz,  $P$  = průměrná cenová hladina,  $T$  = celkový objem zboží a služeb směňovaných za peníze, tedy dohromady  $P * T$  vyjadřuje celkovou výši (objem, hodnotu) peněžních transakcí.

Fisherův přístup je metodologicky založen na analyzování všech transakcí v ekonomice, které mají peněžní charakter. Fisher chápal transakční rychlost peněz,  $V_T$ , jako konstantu, a proto byl pro něj důležitý zejména funkční vztah od  $M$  k  $P$ . Pravá strana rovnice ve Fisherově přístupu pak zahrnuje jak finální produkt, tak i meziproduct. Z krátkodobého hlediska je nutno transakce upravit o zálohově placené zboží a splácení dříve poskytnutých obchodních úvěrů (s kladným znaménkem) a dále o nové prodeje financované obchodními úvěry clearingem (se záporným znaménkem). Z dnešního pohledu Fisherův metodologický přístup umožňuje ještě další rozšíření o transakce finančního charakteru, obchody s akciemi nebo dluhopisy, nákupy nemovitostí, obchody s finančními a reálnými investičními aktivy.

Jako důchodová verze rovnice je označována následující rovnice cambridgeské teorie, namísto proměnné  $T$  se objevuje proměnná  $Y$ :

$$M_D = k * P * Y, \quad (5)$$

kde  $M_D$  představuje poptávku po penězích,  $k$  je koeficient vyjadřující podíl peněz na celkovém čistém nominálním důchodu,  $P$  je cenová hladina a  $Y$  je velikost čistého reálného důchodu. Po převezení  $k$  na levou stranu získáme:

$$M_D * \frac{1}{k} = P * Y. \quad (6)$$

Cambridgeská verze byla primárně formulována jako teorie poptávky po penězích (Pigou, 1917; Marshall, 1923). Jestliže u Fishera byla rychlost obratu peněz  $V_T$  spojena s objemem transakcí, v cambridgeské verzi je  $1/k$  důchodová rychlost obratu peněz vycházející z držby hotovostních zůstatků, neboť, jak uvádí Koderová, Sojka, Havel (2011), tato teorie má mikroekonomické základy a je založena na analýze faktorů, které ovlivňují přání subjektů držet určitou část svých nominálních důchodů v hotovostní formě. Předpokládá se, že  $k$  bude v čase konstantní a že opět platí funkční vztah od  $M$  k  $P$ . Levou stranu rovnice například Mandel (1996) dále diskutuje ve vztahu ke stabilitě důchodové rychlosti peněz.

Novou kvantitativní teorii peněz včetně vlastní teorie poptávky po penězích formuloval Friedman v dílech (1956) a (1959). Poté v rozsáhlé práci se Schwartz (1963) navrhli při empirické verifikaci kvantitativní teorie testovat následující dva vztahy:

$$P * Y = f(M) \quad (7)$$

$$P = f(M). \quad (8)$$

Podle Friedmana, Schwartz (1963) existuje vztah mezi změnou peněžní zásoby ( $M$ ) a změnou nominálního důchodu ( $P * Y$ ), v řádech desetiletí ale míra růstu peněz ( $M$ ) ovlivňuje především ceny ( $P$ ). Dopad na reálný výstup pak podle nich závisí na jiných faktorech, jako je podnikavost, vynalézavost lidí a podnikatelů, šetrnost a institucionální prostředí. Z toho odvodili tvrzení, že „inlace je vždy a všude peněžním jevem“ a to v tom smyslu, že je a může být produkována pouze rychlejším růstem peněžního objemu než výstupu.

Práce týmu Friedmana, Schwartz (1963) vzbudila v odborných kruzích velký ohlas. Meltzer (1965) vyzval k publikování dalšího uceleného a komplexního teoretického odvození empirického výzkumu a sám pokračoval v rozšiřování monetaristické teorie poptávky po penězích. Na to reagoval Friedman (1970a) komplexní teoretickou statí, do které shrnul i svou dosavadní teorii poptávky po penězích. Hned do první poznámky Friedman uvedl, že tak reaguje i na výzvu Meltzera. Poté následovala další rozsáhlá teoretická i empirická práce se Schwartz (1982), zahrnující roli peněz v ekonomice, poptávku po penězích i empiricky ověřující vztahy (7) a (8) v delším období.

Základem Friedmanova teoretického přístupu (vycházíme zde ze shrnujícího díla Friedman, Schwartz, 1982) byl nový pohled na poptávku po penězích jednotlivce, postavené na vlastní koncepci permanentního důchodu ve spotřební funkci a portfoliovém přístupu k držným aktivům (zboží, obligace a akcie):

$$\frac{M_D}{P} = f(y, w; r_M, r_B, r_E, p^e; u), \quad (9)$$

kde  $r_M$  = očekávaná výnosnost peněz,  $r_B$  = očekávaná výnosnost obligací,  $r_E$  = očekávaná výnosnost akcií,  $p^e$  = očekávaná míra inflace,  $u$  = proměnná zahrnující všechny další proměnné, které ovlivňují užitek spojený s držbou peněz, patří sem například očekávání budoucí hospodářské politiky. Proměnné  $y$  a  $w$  je pak potřeba nadefinovat obzvláště precizně.

Proměnná  $y$  je u Friedmana diskontovaný očekávaný příjem jedince, respektive současná hodnota budoucích pracovních důchodů, proměnná odpovídající Friedmanovu permanentnímu důchodu. Zatímco běžné roční příjmy mohou fluktuovat, permanentní důchod je velice stabilní proměnná a je součástí celkového bohatství. Dále je ve Friedmanově konceptu důležité, že pro jedince platí rozpočtové omezení dané celkovým bohatstvím, případně ochotou věřitele mu s ohledem na toto celkové bohatství a permanentní příjem půjčit.

Proměnnou  $w$  chápe Friedman jako rentu nebo nájem pramenící z majetku jedince, z části jeho bohatství, která je ve fyzické formě. Bohatství jedince Friedman rozděloval na fyzickou a lidskou formu. Lidskou formou myslel například souhrn schopností a znalostí jednotlivých subjektů. Bohatství ve fyzické formě jde opatřit z běžných příjmů. Za prostředky z nájmu nebo renty lze pak opatřit lidský kapitál. Někteří autoři později zařadili do poptávky i vzájemný poměr mezi lidským a fyzickým kapitálem a označují ho jako  $h$ .

Friedman a Schwartz (1982) definují i poptávku po penězích celého podnikového sektoru. Očekávané výnosnosti peněz a aktiv a očekávaná inflace  $r_M, r_B, r_E, p^e$  jsou zde pojímány podobně jako u jednotlivců. Pod proměnnou  $u$  se dá nyní rozumět vše ostatní, co ovlivňuje poptávku po penězích v podnikovém sektoru, například očekávání ohledně ekonomického vývoje. Na rozdíl od poptávky jednotlivce Friedman argumentuje, že firma má daleko větší možnosti k získání peněz a fyzického kapitálu, k tomu, aby maximalizovala své zisky; kromě úvěrů může totiž využít i kapitálové trhy. Nemá tak cenu v soukromém sektoru rozlišovat mezi  $y$  a  $w$  a zkoumat  $w$  jako podíl kapitálu ve fyzické formě na celkovém bohatství (když ho teoreticky mohou mít firmy neomezeně). Místo toho Friedman uvažuje v obecné rovině, že nejhodnější proměnnou by zde mohl být index efektivity nebo užítka různých množství peněz pro firmu, nebo celkové firemní transakce, čistá přidaná hodnota nebo čistý příjem.

Jak uvádí Friedman a Schwartz (1982), jen málo empirických prací bylo zaměřených speciálně na poptávku po peněžích jedince anebo poptávku soukromého sektoru, většina se týkala agregované úrovně, proto doporučoval proměnné shrnout do celkového bohatství společnosti, označme ho jako  $W$ .

Dostáváme tak agregovanou formu Friedmanovy poptávky po peněžích:

$$\frac{M_D}{P} = f\left(W; r_M, r_B, r_E, p^e; u\right). \quad (10)$$

Funkce je lineárně homogenní v proměnných  $W$  a  $P$ , platí tedy mj. zvýší-li se bohatství  $W$   $x$ -krát, zvýší se  $x$ -krát i poptávka po peněžích:

$$x * \frac{M_D}{P} = f\left(x * W; r_M, r_B, r_E, p^e; u\right). \quad (11)$$

Položíme-li  $x = \frac{1}{Y}$ , můžeme psát:

$$\frac{M_D}{P * Y} = f\left(\frac{W}{Y}; r_M, r_B, r_E, p^e; u\right). \quad (12)$$

Vynásobíme-li rovnici (12)  $P * Y$ , dostáváme

$$M_D = f\left(\frac{W}{Y}; r_M, r_B, r_E, p^e; u\right) * P * Y, \quad (13)$$

kde pod součinem  $P * Y$  rozumíme nominální důchod. A po převedení funkčního vztahu na levou stranu můžeme psát:

$$M_D * \frac{1}{f\left(\frac{W}{Y}; r_M, r_B, r_E, p^e; u\right)} = P * Y. \quad (14)$$

Tímto způsobem jsme odvodili novou kvantitativní rovnici podle Friedmana, obdobu

rovnice (2), kde člen  $\frac{1}{f\left(\frac{W}{Y}; r_M, r_B, r_E, p^e; u\right)}$  lze chápat jako obrácenou hodnotu

důchodové rychlosti obrátu peněz  $V$ . Anebo funkční vztah  $f$  můžeme chápat jako  $k$ , kde zřejmě největší roli bude hrát podíl celkového bohatství na současném důchodu a dále pak očekávání ohledně výnosnosti aktiv, inflace a budoucí ekonomické situace. Rychlosti obrátu peněz ve Friedmanově pojetí nemusí být podle Koderové, Sojky a Havla (2011) nutně konstantní, ale změny je možné předvídat. Poptávka po peněžích je pak vysoce stabilní veličina. Základní determinantou změn cenové hladiny a nominálního důchodu je proto změna množství peněz v oběhu  $M$ . Z toho Friedman odvodil, že existuje poměrně přesný vztah mezi tempem růstu  $M$  a tempem růstu nominálního důchodu ( $P * Y$ ).

Na tomto místě je vhodné zmínit kritiku monetaristického přístupu ke vztahu mezi peněžní zásobou a cenovou hladinou, potažmo i výstupem. Vedle ostatních autorů pokračujících v Keynesově tradici (a zejména postkeynesovců) představuje nejrigoróznější kritiku

Friedmanova přístupu práce Kaldora (1982). Podobně jako ostatní postkeynesovci Kaldor argumentuje, že nabídka peněz je endogenní. Spíše než aby nabídka peněz ovlivňovala nominální důchod, ovlivňuje nominální důchod nabídku peněz. Jinými slovy: lze konstatovat, že i řada postkeynesovců vidí kauzální vztah mezi penězi a vývojem ekonomiky, pouze směr tohoto kauzálního vztahu je opačný než u Friedmana a dalších monetaristů. Naše empirická analýza tak nepřímou testuje i tuto teoretickou predikci, neboť pokud by byly dvě časové řady  $X$  a  $Y$  kointegrované, pak existuje Grangerova kauzalita od  $X$  k  $Y$ , anebo od  $Y$  k  $X$ .

Shrneme-li všechna pojetí kvantitativní teorie peněz, ze kterých je odvozena námi empiricky testovaná rovnice (2), pak pro naši empirickou část práce vidíme tři problémy:

- (1) Co se týče levé strany kvantitativní rovnice, za rychlost obratu peněz nedosazujeme precizně naměřenou proměnnou podle Fishera  $V_T$ , nebo cambridgeskou konstantu  $1/k$  a ani se nesnažíme spočítat Friedmanovu funkci  $f$ , jak by vycházela v daném čase  $t$ . Do rovnice (2) budeme dosazovat za  $V$  proměnnou spočítanou ex post jako poměr indexu nominálního HDP k indexu stavu peněžního agregátu  $M$ . Proto rovnice (2) vždy vyjde – vypočítáme  $V$ , které způsobuje rozdíl mezi  $M$  na jedné straně a  $(P * Y)$  na straně druhé. To z rovnice dělá v jistém smyslu tautologii, neboť je pravdivá díky tomu, že jeden její člen jsme definovali právě tak, aby vždy platila. Na druhou stranu je zapotřebí upozornit, že analýzy kointegrace s dopočítanou proměnnou nejsou pro naše hlavní výsledky (tedy vztah mezi  $M$  a  $P$ ) důležité a poskytujeme je hlavně pro případnou další diskusi.
- (2) Co se týče pravé strany rovnice, až budeme v další části práce za  $Y$  dosazovat naměřené HDP, nebude to precizní aplikace teorie, neboť podle Fisherovy rovnice bychom měli dosazovat celkový objem zboží a služeb směňovaných za peníze. Dosazením HDP za  $Y$  předpokládáme, že všechny další zmíněné členy na pravé straně Fisherovy rovnice jsou nulové, případně že se mění ve stabilních proporcích, aniž by to narušovalo systém, což nemusí nutně platit. Narážíme tak na problém, že hrubý domácí produkt neodráží veškeré transakce v ekonomice (těžko ale získat empirická data o všech transakcích v ekonomice). Podle cambridgeské verze bychom zase měli dosazovat spíše čistý produkt a podobně Friedman, Schwartz (1982) dosazovali za  $Y$  proměnnou ČNP – čistý národní produkt, který vznikne odečtením spotřeby fixního kapitálu od hrubého národního produktu (HNP), tedy HNP bez amortizace fixního kapitálu/investic. Spočítali jsme proto dlouhodobý korelační koeficient mezi námi dosazovaným reálným HDP a reálným ČNP v USA. Tento koeficient vychází 0,9998, nevidíme tak důvod mezi proměnnými rozlišovat.
- (3) Problematické může být i samotné dosazení spotřebitelské CPI za inflaci. Z definice CPI plyne, že je vypovídající jen do té míry, do které vybrané zboží a služby v koši správně vypovídají o inflaci v ekonomice. Uveďme příklad cen nemovitostí: Ve spotřebním koši ve Spojených státech položka „Bydlení“ zabírá podle U. S. Bureau of Labor Statistics 42,2 % z celkového koše. Je to ale široce pojatá položka a je pod ní chápáno nájemné, náklady na ubytování mimo domov, ekvivalent vlastního nájemného bydlení, pojištění domácnosti, energie jako voda, elektřina, plyn a náklady na odpad. Nejsou zde ale zastoupeny ceny nových ani starých nemovitostí. Hlavním důvodem, proč se nezahrnují ceny nemovitostí, je námitka, že podstatná část nákupu

domu nebo bytu má investiční povahu, a není tedy součástí spotřeby. Nezahrnutím cen nemovitostí je ale CPI naměřená v době realitního boomu relativně nízká. Naopak v dobách recese, které bývají spojeny s poklesem cen nemovitostí, je relativně vysoká. Aydin a Volkan (2011) například ukazují, že pokud centrální banka zahrnuje vývoj na reálním trhu v režimu cílování inflace do svého rozhodování, výsledný hospodářský cyklus může být hladší.<sup>1</sup>

Gordon (2006), citující výsledky měření tzv. Boskinovy komise, zase upozorňuje, že CPI může systematicky spíše nadhodnocovat skutečnou ekonomickou inflaci. Děje se tomu tak zejména z toho důvodu, že CPI měří cenu pevného koše zboží, a neodráží tak schopnost spotřebitelů nahrazovat výrobky za jiné – levnější. Když se takto změní relativní ceny, skutečné životní náklady rostou pomaleji, než udává CPI. Dalším problémem jsou pak neměřitelné změny v kvalitě. Když firma zvýší kvalitu zboží, které prodává, tak ne všechny cenové změny u zboží reflektují změnu v životních nákladech. Pak dochází ke zvyšování kvality (jež nejde změřit) a měřená hodnota CPI stoupá rychleji, než by měla. A problém může nastat i u zcela nového zboží, které vchází do spotřebitelského koše s velkým zpožděním.

Tím, že jsou známy problémy a omezení měření, lze říci, že CPI zcela adekvátně a plně nevypovídá o jevu chápaném pod ekonomickou definicí inflace, hovoříme o tzv. adekvátním problému – problému adekvátního přiřazování statistických ukazatelů ekonomickým jevům. Tomuto tématu se věnuje řada ekonomů. Za domácí autory uveďme například Fischera a Sixtu (2009) anebo Košťákovou (2017), která ve svém článku konstatuje: „Statistická praxe je kompromisem mezi tím, co jsme si teoreticky vymezili, a tím, co je prakticky možné a včas dostupné. A proto také často existuje více ukazatelů měřících jeden a tentýž jev, ale z různých pohledů.“

## 2. Dosavadní empirický výzkum a metody

Dosavadní empirický výzkum se dá rozdělit do dvou základních kategorií: zkoumání závislosti časových řad různě nadefinovaných  $M$  a  $P$  ve zvolené jedné nebo dvou zemích, anebo napříč velkým souborem zemí (cross-section). Kromě zmíněných autorů Friedmana a Schwartz (shrnující práce z roku 1982) testovali a s větší či menší mírou významnosti dokázali dlouhodobý vztah mezi růstem peněz a inflací například Dwyer a Hafer (1988) nebo McCandless a Weber (1995). V české literatuře monetární přístup k inflaci v malé otevřené ekonomice testují například Arlt, Kodera, Mandel a Tomšík (2006). Na datech z ČR došli k závěru, že funguje transmisní mechanismus mezi vývojem peněžní zásoby a vývojem cen mezinárodně obchodovatelného a neobchodovatelného zboží.

---

1 Pro srovnání: CPI v ČR zahrnuje ceny nových nemovitostí (váha 1,8 % z celkového koše), ale nezachycuje ceny starších nemovitostí. ČNB (2017) proto začala počítat alternativní index inflace zahrnující ceny nejen nových, ale i starších nemovitostí včetně pozemků, a to s poměrně velkou vahou, 14 % z celkového CPI. Meziroční změna alternativního indexu se v důsledku poklesu cen nemovitostí v letech 2010 až 2012 pohybovala o 0,7 procentního bodu pod spotřebitelskou inflací, poté se oba ukazatele během roku 2013 sblížily. Od roku 2014 do 2017 zase zrychlující růst cen nemovitostí rozevíral odchylku opačným směrem. Například ve čtvrtém čtvrtletí 2017 ukazoval tento alternativní index inflaci o 1 procentní bod vyšší, než CPI – více viz Hampl a Havránek (2017).



**Tabulka 1 | Shrnutí vybraných studií zabývajících se dlouhodobým vztahem peněžní zásoby a cenové hladiny**

Autoři	Definice <i>M</i>	Definice <i>P</i>	Počet zemí ve vzorku	Časové rozpětí	Použité metody	Výsledek
<b>Friedman, Schwartz (1982)</b>	Oběživo + běžné a termínované vklady	Deflátor čistého národního produktu ČNP	USA, UK	1873–1975	Komparativní a grafická analýza, korelace	Významná pozitivní korelace. Růst <i>M</i> ovlivní nominální důchod, v delším období hlavně ceny
<b>Engle, Granger (1987)</b>	<i>M1</i> , <i>M2</i> , <i>M3</i>	Nominální HNP	USA	1959–1981	Kointegrace, RVAR, UVAR, ARVAR, AUVAR	Nominální HNP kointegrováno s <i>M2</i> , ale nikoliv s <i>M1</i> a <i>M3</i>
<b>Dwyer, Hafer (1988)</b>	<i>M2</i>	Deflátor HDP	62 zemí	1979–1984, pětileté průměry	Standardní regrese	Existence významného vztahu mezi <i>M</i> a inflací
<b>McCandless, Weber (1995)</b>	<i>M0</i> , <i>M1</i> a <i>M2</i>	CPI	110 zemí z dat MMF	1960–1990	Korelace	Velice silná pozitivní korelace
<b>De Grauwe a Polan (2005)</b>	<i>M1</i> , <i>M2</i>	CPI	160 zemí z dat MMF, rozdělení na země s nízkou a s vysokou inflací	1969–1999	Standardní regrese, panelová regrese	Na celém vzorku silný pozitivní vztah, jen pro nízkoinflační země slabý a neprůkazný vztah
<b>Arlt, Kodera, Tomšík, Mandel (2006)</b>	<i>M2</i>	Ceny mezinárodně obchodovatelného a neobchodovatelného zboží v ČR	ČR	1Q 1996–1Q 2005	VARX	Statisticky významný vztah
<b>Gertler, Hofmann (2016)</b>	<i>M2</i> , <i>M3</i>	HDP deflátor	21 vyspělých ekonomik a 25 rozvíjejících se ekonomik	1950–2011	ARDL model	Vztah existuje, silnější je u rozvíjejících se ekonomik, v čase ale postupně vztah slábne

Zdroj: Friedman a Schwartz (1982), Engle, Granger (1987), Dwyer a Hafer (1988), McCandless a Weber (1995), De Grauwe a Polan (2005), Arlt, Kodera, Tomšík a Mandel (2006), Gertler, Hofmann (2016)

Co se týče empirických studií zkoumajících velký soubor zemí, za důležitý považujeme závěr De Grauw, Polan (2005), kteří shledávají monetární přístup k inflaci za empiricky neprůkazný. Autoři konstatují: „Silné spojení mezi inflací a růstem peněz je téměř vždy způsobeno přítomností zemí s vysokou inflací nebo hyperinflací ve vzorku. Vztah mezi inflací a růstem peněz pro země s nízkou inflací (v průměru méně než 10 % za rok za posledních 30 let) je slabý.“ Gertler, Hofmann (2016) zase na vzorku 21 vyspělých ekonomik a 25 rozvíjejících se ekonomik upozornili na to, že vztah sice existuje (silnější je u rozvíjejících se ekonomik, kde je vyšší inflace), ale postupně v čase slábne: v období let 1950–1984 byl vztah silnější než například v období 1995–2011.

Co se týče použitých metod autorů, ty se v čase značně liší, jak ukazuje tabulka 1. V době, kdy Friedman sepsal práce citované v tomto článku, nebyl ještě samotný koncept kointegrace ani nadefinován. Některé starší práce používají i jednoduchou regresi, aniž by braly ohled na stacionaritu. Kointegrace s testováním stacionarity časových řad jsou pro empirické dokazování vhodnější. Stacionarita jednodušeji řečeno znamená, že veličina má tendenci se vracet k určité hodnotě či opisovat trend. Nestacionarita znamená, že hodnoty časové řady nemají zřetelnou tendenci vracet se k nějaké konstantě. Engle a Granger (1987) prokázali, že lze modelovat dlouhodobý vztah mezi dvěma nestacionárními proměnnými za předpokladu, že rezidua jsou stacionární. Pokud by časové řady podle testů nebyly kointegrované, pak by se dlouhodobě vyvíjely nezávisle na sobě. Proto jsou testy důležité pro případný odhad ADL/ECM modelu. Engle, Granger (1987) na datech z USA za období let 1959–1981 ukázali, že nominální HNP je kointegrováno s  $M_2$ , ale ne už s  $M_1$  nebo  $M_3$ . Jak jsme viděli z obrázku 1, hlavně po krizi 2008/2009 se zdá, že v USA se vztah mohl rozpadnout úplně. Jelikož jsme se zaměřili na dlouhé období, tak jsme jako metodu zvolili právě kointegraci. Nezkoumali jsme příčiny a následky, ani kauzalitu.

### 3. Data a popisná statistika

Testovali jsme dlouhodobé vztahy mezi proměnnými v kvantitativní teorii peněz vyjádřenou rovnicí (2). Všechna data jsme nechali ve formě bazických indexů a pře počítali jsme vše na bázi průměr 1982–1984 = 100. A to proto, že v oficiální databance Fedu, nazvané FRED, i na Bloombergu je přesně na této bázi (průměr let 1982–1984 = 100) počítána a vykazovaná dlouhodobá řada indexu CPI.

Indexy značíme  $I$  s dolním označením příslušné časové řady. Za proměnné jsme dosadili tyto indexy z USA (data získaná z databázi FRED a Bloomberg):

Za  $M$  jsme dosadili:

- $I_{M_1}$ , 1982–1984 = 100, data od 1Q 1959 do 1Q 2018, sezónně očištěno.  $M_1$  zahrnuje oběživo mimo oběživa na pokladnách Ministerstva financí a FEDu plus cestovní šeky nebankovních emitentů plus vklady na běžných účtech plus jiné šekovatelné vklady (OCDs).
- $I_{M_2}$ , 1982–1984 = 100, data od 1Q 1959 do 1Q 2018, sezónně očištěno.  $M_2$  tvoří  $M_1$  plus spořicí vklady plus malé termínované vklady (do 100 000 USD) plus retailové fondy peněžního trhu (MMMF).

- $I_{M2M}$ , 1982–1984 = 100, data od 1Q 1959 do 1Q 2018, sezónně očištěno.  $M2M$  (Money of Zero Maturity) jsou definovány jako  $M2$  minus malé terminované vklady (do 100 000 USD) plus institucionální fondy peněžního trhu.
- $I_{M2-M1}$ , 1982–1984 = 100, data od 1Q 1959 do 1Q 2018, sezónně očištěno.  $M2$  minus  $M1$ , tedy spořicí vklady plus malé termínované vklady (do 100 000 USD) plus retailové fondy peněžního trhu (MMMF).

Ve snaze zachytit co nejvíce agregátů  $M$  (a jejich vazby směrem k CPI) jsme tedy kromě nejčastěji používaných  $M1$  a  $M2$  zvolili i  $M2M$ , který zahrnuje nejlikvidnější peníze v ekonomice, a dále pak rozdíl mezi  $M2$  a  $M1$ . Řadu  $M3$  přestal Fed v roce 2003 vykazovat kvůli podobnosti s  $M2$ , proto s ní nepracujeme.

Za  $V$  jsme dosadili:

- $I_V$  pro příslušná  $M$ , 1982–1984 = 100, data od 1Q 1959 do 1Q 2018. Jedná se o index ex post spočítané důchodové rychlosti peněz, respektive o poměr indexu nominálního HDP k indexu daného peněžního agregátu.

Za  $P$  jsem dosadili:

- $I_{CPI}$ , 1982–1984 = 100, data od 1Q 1959 do 1Q 2018, sezónně očištěno, index spotřebitelských cen.

Za  $Y$  jsme dosadili:

- $I_{HDP}$ , 1982–1984 = 100, data od 1Q 1959 do 1Q 2018, sezónně očištěno, index reálného hrubého domácího produktu.

Dále jsme použili i časovou řadu  $I_{HDP\_NOM}$ , tedy index nominálního HDP, 1982–1984 = 100, data od 1Q 1959 do 1Q 2018, sezónně očištěno.

Použili jsme sezónně očištěná data s největší možnou frekvencí pozorování, která byla čtvrtletní – dáno dostupností dat pro HDP. Protože nám šlo o srovnání situace před a po krizi let 2008/2009, rozhodli jsme se ještě před samotným začátkem kointegrovaní vyloučit data z turbulentního období krize samotné a těsně po ní (risk off přístup). Vyloučili jsme data od 3Q 2008, kdy hlavně po pádu banky Lehman Brothers krize akcelerovala, po 1Q 2009 včetně, kdy bylo dosaženo dno na akciovém trhu a recese ekonomiky pomalu končila. Po tomto období již považujeme ukazatele opět za víceméně ustálené.

#### 4. Testování stacionarity

Provedli jsme testy stacionarity všech indexů časových řad na celém období dostupných dat 1959–2018. Z časových řad indexů bylo patrné, že docházelo k nárůstu volatility a že indexy  $M$  měly lehce exponenciální chování – z tohoto důvodu jsme logaritovali. Logaritmovat bylo vhodné i index CPI, protože se ukázalo na diferencích, že rovněž dochází k nárůstu volatility v čase. Jelikož za  $M$  v rovnici (2) jsme dosadili  $I_M$ , pak pokud  $I_M$  logaritmuje, budeme výsledek značit jako malé  $m$  – tedy  $\ln(I_M) = m$ . A stejně u ostatních indexů, budeme logaritmované proměnné značit malými písmeny. Testovaná rovnice (2)

tedy dostane po logaritmování a v čase  $t$  tento tvar:

$$m_t + v_t = p_t + y_t, \quad (15)$$

a po konkrétním dosazení pak například pro  $m_1$  tato rovnice nabývá tvar:

$$m1_t + v_{m1,t} = cpi_t + hdp_t, \quad (16)$$

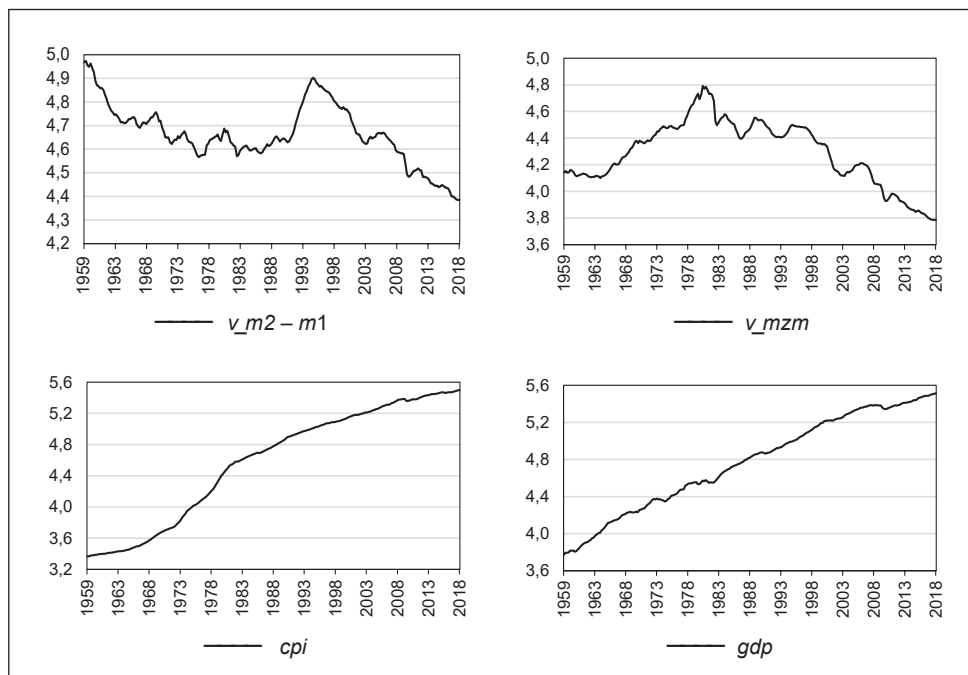
a obdobně pro ostatní proměnné.

Na obrázku 2 jsou znázorněny už logaritmované časové řady.

**Obrázek 2 | Grafy logaritmovaných indexů všech použitých časových řad (osa x čas, osa y přirozený logaritmus proměnné)**



Obrázek 2 | pokračování



Zdroj: vlastní výpočty

Stacionaritu jsme testovali pomocí tří testů: rozšířeného Dickeyova-Fullerova (ADF) testu, Phillipsova-Perronova testu (PP) a Kwiatkowskiho, Phillipsova, Schmidtova, a Shinova (KPSS) testu. Výsledky jsou shrnuty v tabulkách 2 a 3:

Z tabulek 2 a 3 vyplývá, že časové řady  $m1$  a  $mzm$  budou  $I(1)$ . KPSS je přísnější s ohledem na délku časové řady, proto v problematických časových řadách  $m2$ ,  $v_{m1}$ ,  $v_{m2}$ ,  $v_{mzm}$ ,  $v_{m2 - m1}$ ,  $cpi$  a  $hdp$  jsme přihlédlí k výsledkům prvních dvou testů, i když KPSS test nevyšel, volíme proměnné také jako  $I(1)$ . Řada  $m2 - m1$  je nejproblematictější, podle výsledků jsme zvažovali, zda ji z analýzy vypustíme. Ekonomicky je ale zajímavé ponechat agregát vzniknuvší z rozdílu mezi  $m2$  a  $m1$  zahrnující úspory ve formě spořicích vkladů plus nízké termínované vklady. Proto jsme se u této proměnné rozhodli podle ADF testu (byť i ten vyšel na hraně) a rovněž zvolili  $I(1)$ .

**Tabulka 2 | Výsledky testů stacionarity logaritmovaných měnových agregátů na celém období 1959–2018**

Test/Řada	<i>m</i> 1	<i>m</i> 2	<i>mzm</i>	<i>m</i> 2 – <i>m</i> 1
<b>ADF (LEVEL)</b>	<i>p</i> = 0,993 nestacionární	<i>p</i> = 0,280 nestacionární	<i>p</i> = 0,974 nestacionární	<i>p</i> = 0,054 nestacionární (na hraně)
<b>ADF (1d)</b>	<i>p</i> = 0,000 stacionární	<i>p</i> = 0,000 stacionární	<i>p</i> = 0,000 stacionární	<i>p</i> = 0,004 stacionární
<b>ADF (2d)</b>	–	–	–	–
<b>Phillipsův-Peronův test (LEVEL)</b>	<i>p</i> = 0,994 nestacionární	<i>p</i> = 0,294 nestacionární	<i>p</i> = 0,981 nestacionární	<i>p</i> = 0,029 stacionární
<b>Phillipsův-Peronův test (1d)</b>	<i>p</i> = 0,000 stacionární	<i>p</i> = 0,000 stacionární	<i>p</i> = 0,000 stacionární	–
<b>Phillipsův-Peronův test (2d)</b>	–	–	–	–
<b>KPSS (LEVEL) 5%crit = 0,463</b>	<i>ts</i> = 2,044 nestacionární	<i>ts</i> = 2,048 nestacionární	<i>ts</i> = 2,079 nestacionární	<i>ts</i> = 2,033 nestacionární
<b>KPSS (1d)</b>	<i>ts</i> = 0,175 stacionární	<i>ts</i> = 0,492 nestacionární (na hraně)	<i>ts</i> = 0,110 stacionární	<i>ts</i> = 0,717 nestacionární
<b>KPSS (2d)</b>	–	<i>ts</i> = 0,232 stacionární	–	<i>ts</i> = 0,105 stacionární
<b>Možné řády integrace (I) podle testů</b>	I(1)	I(1)/I(2)	I(1)	I(0)/I(1)/(2)
<b>Volba řádu integrace</b>	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)

Poznámka: *ts* značí testovou statistiku u testu KPSS, kde nejde spočítat přímo *p* hodnota. Řada je nestacionární, když *ts* vyjde větší než 0,463.

Zdroj: vlastní výpočty

**Tabulka 3 | Výsledky testů stacionarity pro logaritmované proměnné  $v$ , CPI a HDP pro celé období 1959–2018**

Test Řada	$v_{m1}$	$v_{m2}$	$v_{mzm}$	$v_{m2-m1}$	<i>cpi</i>	<i>hdp</i>
<b>ADF (LEVEL)</b>	$p = 0,218$ nestacionární	$p = 0,906$ nestacionární	$p = 0,928$ nestacionární	$p = 0,385$ nestacionární	$p = 0,558$ nestacionární	$p = 0,202$ nestacionární
<b>ADF (1d)</b>	$p = 0,000$ stacionární	$p = 0,000$ stacionární	$p = 0,000$ stacionární	$p = 0,000$ stacionární	$p = 0,0272$ stacionární	$p = 0,000$ stacionární
<b>ADF (2d)</b>	–	–	–	–	–	–
<b>Phillipsův-Peronův test (LEVEL)</b>	$p = 0,229$ nestacionární	$p = 0,915$ nestacionární	$p = 0,940$ nestacionární	$p = 0,460$ nestacionární	$p = 0,495$ nestacionární	$p = 0,107$ nestacionární
<b>Phillipsův-Peronův test (1d)</b>	$p = 0,000$ stacionární	$p = 0,000$ stacionární	$p = 0,000$ stacionární	$p = 0,000$ stacionární	$p = 0,000$ stacionární	$p = 0,000$ stacionární
<b>Phillipsův-Peronův test (2d)</b>	–	–	–	–	–	–
<b>KPSS (LEVEL) 5% = 0,463</b>	$ts = 1,288$ nestacionární	$ts = 0,339$ stacionární	$ts = 0,781$ nestacionární	$ts = 0,720$ nestacionární	$ts = 1,863$ nestacionární	$ts = 2,066$ nestacionární
<b>KPSS (1d)</b>	$ts = 0,647$ nestacionární	–	$ts = 0,568$ nestacionární	$ts = 0,166$ stacionární	$ts = 0,515$ nestacionární	$ts = 0,495$ stacionární
<b>KPSS (2d)</b>	$ts = 0,086$ stacionární	–	$ts = 0,205$ stacionární	–	$ts = 0,139$ stacionární	$ts = 0,046$ stacionární
<b>Možné řády integrace (I) podle testů</b>	I(1)/I(2)	I(0)/I(1)	I(1)/I(2)	I(1)	I(1)/I(2)	I(1)/I(2)
<b>Volba řádu integrace</b>	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)

Poznámka:  $ts$  značí testovou statistiku u testu KPSS, kde nejde spočítat přímo  $p$  hodnota. Řada je nestacionární, když  $ts$  vyjde větší než 0,463.

Zdroj: vlastní výpočty

## 5. Výsledky kointegrace

Podle testů stacionarity rozhodujeme, že všechny řady jsou I(1), proto jsme pomocí statistického programu EViews udělali testy kointegrace časových řad. Použili jsme Engleův-Grangerův test (single equation) – jeho výsledek ANO x NE je uveden v následujících tabulkách 4 a 5 – a dále Phillipsův-Ouliarisův (single equation) test kointegrace, jehož výsledek je uveden vždy v závorce ve stejných tabulkách. Oba dva tyto testy ve své proceduře zahrnují i vyhodnocení testů stacionarity, které jsme provedli v předchozí části práce.

**Tabulka 4 | Kointegrace pro celé období 1Q 1959–1Q 2018, výsledky podle Engleova-Grangerova testu, v závorce pak výsledky podle Phillipsova-Ouliarisova testu (významnost byla testována na 5% hladině)**

	<i>u</i>	<i>cpi</i>	<i>hdp</i>
<i>m1</i>	NE (NE)	NE (NE)	NE (NE)
<i>m2</i>	NE (NE)	NE (NE)	NE (NE)
<i>mzm</i>	NE (NE)	NE (NE)	NE (NE)
<i>m2 – m1</i>	NE (NE)	NE (NE)	NE (NE)

Zdroj: vlastní výpočty

**Tabulka 5 | Kointegrace pro období před krizí 1Q 1959–2Q 2008, výsledky podle Engleova-Grangerova testu, v závorce pak výsledky podle Phillipsova-Ouliarisova testu (významnost byla testována na 5% hladině)**

	<i>u</i>	<i>cpi</i>	<i>hdp</i>
<i>m1</i>	NE (NE)	NE (NE)	NE (NE)
<i>m2</i>	NE (NE)	ANO na 10 % (NE)	NE (NE)
<i>mzm</i>	NE (NE)	NE (NE)	NE (NE)
<i>m2 – m1</i>	NE (NE)	NE (NE)	NE (NE)

Zdroj: vlastní výpočty

Jediný významný kointegrační vztah vyšel mezi *m2* a *cpi* pro období let 1959–2008. Výsledný zvolený model vybraný podle AIC kritéria je ADL (4, 2). Rezidua vykazovala znaky heteroskedasticity na 5% hladině významnosti, z tohoto důvodu jsme použili robustní HAC model, abychom získali nestranné *p*-hodnoty proměnných. Dlouhodobé členy modelu jsou významné.

Model korekce chyb, respektive kointegrační rovnice má následující tvar:

$$\begin{aligned} \Delta cpi_t = & 0,449 * \Delta cpi_{(t-1)} + 0,096 * \Delta cpi_{(t-2)} + 0,349 * \Delta cpi_{(t-3)} - 0,203 * \\ & * \Delta m2_t + 0,133 * \Delta m2_{(t-1)} - 0,017 * \left( cpi_t - \left( 0,669 * m2_{(t-1)} + 1,598 \right) \right) + u_t. \end{aligned} \quad (17)$$

Z rovnice vyplývá, že v předkrizovém období 1Q 1959–2Q 2008 byl pozitivní vztah mezi *m2* a *cpi*, koeficient u logaritmu *m2* vyšel: 0,669 (*p*-hodnota 0,000) a kointegrační člen  $-0,017$  (*p*-hodnota 0,000). Parametry jsou tedy významné, ale připomínáme, že vztah vyšel jen podle Engleova-Grangerova testu, a to až na 10% hladině významnosti.



Dále jsme zkoušeli kromě indexů i kointegrace pro mezičtvrtletní změny proměnných, interpretace výsledků byla shodná: pozitivní vztah jen mezi  $m2$  a  $cpi$  v období před krizí, koeficient u logaritmu  $m2$  ( $qoq$ ) vyšel 0,668 ( $p$ -hodnota 0,000) a kointegrační člen  $-0,021$  ( $p$ -hodnota 0,000).

Rovněž jsme testovali Friedmanův funkční vztah uvedený v rovnici (7), a to že  $P * Y = f(M)$ . Test jednotkového kořene pro časovou řadu nominálního HDP na celém období ukázal na stacionaritu (ADF a Phillipsův-Peronův test zamítli nulovou hypotézu jednotkového kořene,  $p$ -hodnoty: 0,018 a 0,005) a KPSS test ukazoval na integraci řádu 2 (pro 1. diferenci  $ts = 2,043$ , 5% level 0,463). Na zkráceném (předkrizovém) období do 2Q 2008 se ale ukázalo, že podle ADF testu ( $p$ -hodnoty: level 0,168, 1d 0,000) a Phillipsova-Peronova testu ( $p$ -hodnoty: level 0,192, 1d 0,000) je časová řada  $I(1)$  a podle KPSS testu  $I(2)$  s testovou statistikou pro 1. diferenci 0,778 a testovým kritériem 0,463 pro 5% hladinu významnosti. Testy kointegrace na celém i předkrizovém období neukázaly na to, že by časové řady byly kointegrované.

**Tabulka 6 | Kointegrace pro celé období 1Q 1959–1Q 2018, výsledky podle Engleova-Grangerova testu, v závorce pak výsledky podle Phillipsova-Ouliarisova testu (významnost byla testována na 5% hladině)**

	<i>hdp_nom</i>
<i>m1</i>	NE (NE)
<i>m2</i>	NE (NE)
<i>mzm</i>	NE (NE)
<i>m2 – m1</i>	NE (NE)

Zdroj: vlastní výpočty

**Tabulka 7 | Kointegrace pro období před krizí 1Q 1959–2Q 2008, výsledky podle Engleova-Grangerova testu, v závorce pak výsledky podle Phillipsova-Ouliarisova testu (významnost byla testována na 5% hladině)**

	<i>hdp_nom</i>
<i>m1</i>	NE (NE)
<i>m2</i>	NE (NE)
<i>mzm</i>	NE (NE)
<i>m2 – m1</i>	NE (NE)

Zdroj: vlastní výpočty

Pro období 2Q 2009 – 1Q 2018 kointegraci nepočítáme z důvodu příliš krátké časové řady.

## 6. Možná vysvětlení chybějící kointegrace

Vidíme tři hlavní potenciální vysvětlení neexistující kointegrace mezi peněžní zásobou a cenovou hladinou po krizi:

Jedno z možných vysvětlení je, že emise peněz se v nízkoinflační ekonomice (CPI pod 10 % ročně) v případě nízkých růstů  $M$  rozloží více a rovnoměrněji mezi růst  $P$  a růst reálného  $Y$  než v případě velkých změn  $M$ , kdy zřejmě více a zásadněji bude ovlivněna hlavně změna  $P$ . To může být důvod, proč nám pro USA vyšel neprůkazný vztah mezi  $M$  a  $P$  na celém období. Například velikost kointegračního členu může být malá a může být překryta náhodnou složkou.

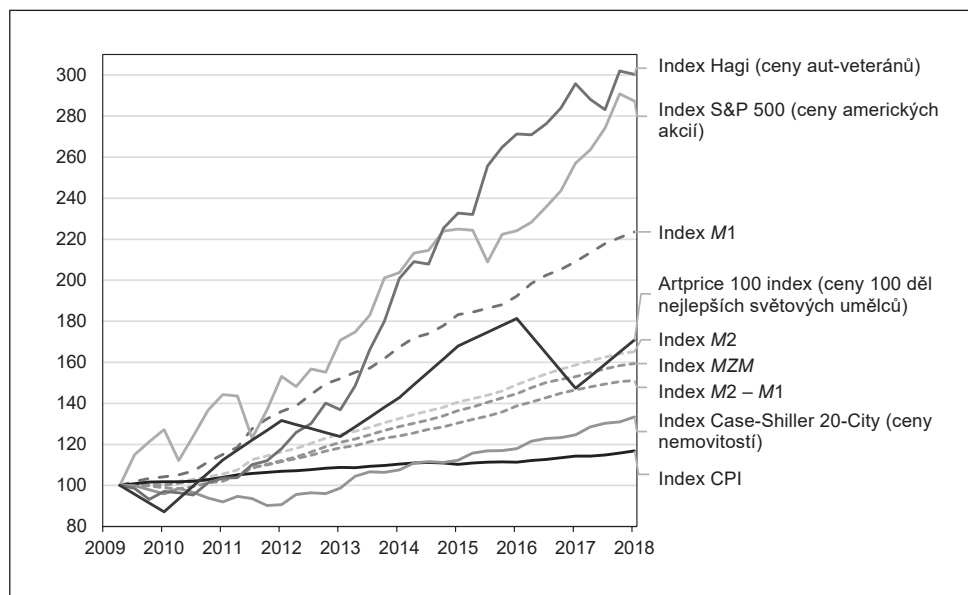
Dalším důvodem může být klesající důchodová rychlost peněz (viz obrázek 2); podrobnější analýzu poskytují například Anderson a kol. (2017). Například ex post vypočítaná důchodová rychlost pro  $M2$  začala klesat na přelomu tisíciletí a výrazněji pak po roce 2008, předtím byla více méně stabilní, což může být důvod, proč v předchozích studiích na starších datech vztah vyšel. Nepotvrzuje se předpoklad, že důchodová rychlost se bude s technologickým pokrokem zrychlovat – je to spíše naopak. Klesající důchodová rychlost peněz souvisí s nárůstem bohatství ekonomických subjektů. S odstupem času po krizi narostlo bohatství především vyšší třídě domácností s větším sklonem k úsporám a k akumulaci aktiv. I když Fed provedl kvantitativní uvolňování, důchodová rychlost peněz poklesla a to mohlo narušit vztahy. I proto se mohl po krizi 2008/2009 rozpadnout nebo změnit vztah mezi inflací a změnou agregátu  $M2$ , který zahrnuje spořicí vklady (respektive liší se od  $M1$  o  $M2 - M1$  a mezi CPI a  $M2 - M1$  kointegrace nevyšla ani na celém, ani na předkrizovém období). Zajímavý je odlišný vývoj rychlosti oběhu peněz pro různé agregáty. Zatímco pro  $M1$  rychlost oběhu roste až do krize a poté klesá v souvislosti s procesem oddlužování a akumulováním hotovosti, stejná veličina spočtená pro  $MZM$  a  $M2 - M1$  setrvale klesá již více než 20 let. Důvodem poklesu v rychlosti oběhu agregátu  $M2 - M1$  může být, že zde se jedná převážně o termínované a úsporné vklady, které bohatší domácnosti akumulují. U  $MZM$  pak hrají roli fondy peněžního trhu, jejichž majetek se v posledních desetiletích zvyšoval a mohl přispívat k poklesu rychlosti obrátu peněz. Jedná se však jen o hypotézy, které by bylo dobré testovat empiricky v dalším výzkumu.

V neposlední řadě může být třetím možným vysvětlením, proč nevychází vztah mezi  $M$  na jedné straně a CPI a reálným (ani nominálním) HDP na straně druhé, adekvátní problém jak u HDP, tak zejména u inflace. Uvedli jsme, že podle Fisherovy transakční teorie by měla pravá strana kvantitativní rovnice zahrnovat všechny transakce v ekonomice, ne jenom finální produkt HDP. Zejména však může problém nastat u CPI, pokud samotná definice indexu neodpovídá ekonomickému pojetí inflace. Tedy že adekvátní problém narostl zejména u CPI. Jedno z možných vysvětlení je, že nárůsty  $M$  v kombinaci s nulovou úrokovou sazbou od centrální banky a nárůstem bohatství střední a vyšší třídy nemusí ovlivňovat spotřebitelský koš CPI, ale zejména ceny aktiv, akcií, ceny nemovitostí a ceny dalších investičních aktiv. Nulová úroková sazba, která platila v USA mezi lety 2008 a 2015, znamenala v oceňovacích modelech velkou atraktivitu nemovitostí

a dalších aktiv. Pro měnovou politiku sledující stabilitu cen a finanční stabilitu to má závažný důsledek: Ačkoliv se CPI mohla do roku 2018 zdát být nízká, na finančních trzích mohly začínat vznikat bubliny (v ekonomickém pojetí byla inflace tedy paradoxně relativně vysoká).

Vše je vidět z obrázku 3, který ukazuje graf časových řad měnových agregátů *M*, CPI a pak cen vybraných aktiv. Z databanky Bloombergu jsme vzali dané indexy a normalizovali jsme je na základní období 2Q 2009 = 100, abychom sledovali jejich pokrizový vývoj. Z grafu vidíme, jak se dané proměnné zejména po krizi rozcházejí s naměřeným spotřebitelským CPI.

**Obrázek 3 | Indexy množství peněz *M*, CPI, cen nemovitostí, cen akcií v USA, cen aut-veteránů a umění, kde 2Q 2009 = 100**



Zdroj: Bloomberg, FRED, vlastní výpočty

## Závěr

V tomto článku zkoumáme, zda existuje kointegrace mezi peněžní zásobou a cenovou hladinou ve Spojených státech. Na celém dostupném období dat pro roky 1959–2018 nenacházíme dlouhodobý vztah mezi měnovými agregáty *M* a spotřebitelskou inflací CPI. Nevychází ani vztah mezi *M* a reálným (ani nominálním) HDP, ať už *M* nadefinujeme jako *M1*, *M2*, *MZM* nebo *M2 - M1*.

Na období před krizí, od 1959 do 2Q 2008, nám kointegrace vyšla mezi *M2* a CPI, nicméně ale až na 10% hladině významnosti a jen podle jednoho ze dvou testů, podle Engleova-Grangerova testu (podle Phillipsova-Ouliarisova testu dlouhodobý vztah není). Jelikož na celém období nevyšel žádný vztah a na období před krizí vztah vyšel, můžeme

konstatovat, že vztah, který byl před krizí, se musel buď rozpadnout, nebo změnit. S ohledem na délku časové řady po krizi nebylo možné vztah po roce 2008/09 s jistotou změřit – otestovat kointegraci.

Pokud index  $M$  není kointegrovan s CPI, je možné, že (1) Emise peněz se v nízkoinflační ekonomice (CPI pod 10 % ročně) v případě nízkých růstů  $M$  rozloží více a rovnoměrněji mezi CPI a reálné HDP než v případě velkých změn  $M$  (například velikost kointegračního členu může být malá a může být překryta náhodnou složkou). (2) Dalším důvodem může být klesající důchodová rychlost peněz, zejména po krizi 2008/2009. (3)  $A$ /nebo to může být samotným měřítkem CPI. Ekonomicky vzato by inflace mohla zahrnovat i cenu nemovitostí a ostatních aktiv. Anebo by ekonomické pojetí inflace mohlo být místo spotřebitelského koše CPI definičně blíže  $MZM$  – agregát  $MZM$  zahrnuje nejlíkvidnější aktiva v ekonomice, která je možné okamžitě přeměnit na spotřebu. Shrnutí-li, neexistenci dlouhodobého vztahu mezi množstvím peněz a cenovou hladinou měřenou CPI (případně výstupem) nelze vykládat jako ztracení závěrů kvantitativní teorie peněz. Zároveň také ale nedává podporu populárnímu tvrzení, že (spotřebitelská) inflace je vždy a všude peněžním fenoménem.

## Literatura

- Anderson, G., Bordo, M. a Duca, J. (2017). Money and Velocity During Financial Crises: From the Great Depression to the Great Recession. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 81, 32–49, <https://doi.org/10.1016/j.jedc.2017.03.014>
- Arlt, J., Kodera, J., Mandel, M., Tomšík, V. (2006). Monetární přístup k inflaci – střednědobý strukturální model v otevřené ekonomice (příklad České republiky v letech 1996–2004). *Politická ekonomie*, 54(3), 326–338, <https://doi.org/10.18267/j.polek.561>
- Aydin, B., Volkan, E. (2011). *Incorporating Financial Stability in Inflation Targeting Frameworks*. IMF Working Paper No. 11/224, <https://doi.org/10.5089/9781463904326.001>
- ČNB (2017). *Zpráva o inflaci – III/2017*. Česká národní banka. ISSN 1804-2457.
- De Grauwe, P., Polan, M. (2005). Is Inflation Always and Everywhere a Monetary Phenomenon? *The Scandinavian Journal of Economics*, 107(2), 239–259, <https://doi.org/10.1111/j.1467-9442.2005.00406.x>
- Dwyer, P. D. Jr., Hafer, R. W. (1988). Is Money Irrelevant? *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, 3–17.
- Engle, R. F., Granger, C. W. J. (1987). Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica*, 55(2), 251–276, <https://doi.org/10.2307/1913236>
- Fisher, I. (1911). *The Purchasing Power of Money: Its Determination and Relation to Credit, Interest, and Crises*. New York: Macmillan Company. ISBN 978-1146535533.
- Fischer, J., Sixta, J. (2009). K propočtu souhrnné produktivity faktorů. *Politická ekonomie*, 57(4), 544–554, <https://doi.org/10.18267/j.polek.698>
- Friedman, M. (1956). *Studies in the Quantity Theory of Money*. Chicago: University of Chicago Press. ISBN 978-0226264066.
- Friedman, M. (1959). The Demand for Money: Some Theoretical and Empirical Results. *Journal of Political Economy*, 67(4), 327–351, <https://doi.org/10.1086/258194>

- Friedman, M. (1970a). A Theoretical Framework for Monetary Analysis. *The Journal of Political Economy*, 78(2), 193–238, <https://doi.org/10.1086/259623>
- Friedman, M. (1970b). *Counter-Revolution in Monetary Theory*. Wincott Memorial Lecture, Institute of Economic Affairs. London Occasional Paper No. 33, pp. 14. ISBN 978-0255360074.
- Friedman, M., Schwartz, A. J. (1963). *A Monetary History of the United States, 1867–1960*. Princeton: Princeton University Press. ISBN 978-0691003542.
- Friedman, M., Schwartz, A. J. (1982). *Monetary Trends in the United States and United Kingdom: Their Relation to Income, Prices, and Interest Rates, 1867–1975*. National Bureau of Economic Research Monograph. ISBN 978-0226264097.
- Gertler, P., Hofmann, B. (2016). *Monetary Facts Revisited*. BIS. Working Papers No. 566.
- Gordon, R. (2006). *The Boskin Commission Report: A Retrospective One Decade Later*. National Bureau of Economic Research. Working Paper No. 12311, <https://doi.org/10.3386/w12311>
- Hámpel, M., Havránek, T. (2017). *Should Inflation Measures Used by Central Banks Incorporate House Prices? The Czech National Bank's Approach*. Česká národní banka. Economic Research Division, pp. 22.
- Hartmann, P., Smets, F. (2018). *The First 20 Years of the European Central Bank: Monetary Policy*. ECB. Working Paper Series No. 2219.
- Issing, P. (2005). *The Monetary Pillar of the ECB*. Evropská centrální banka. Příspěvek Otmara Issinga na konferenci "The ECB and Its Watchers VII", Frankfurt. 3. 6. 2005.
- Kaldor, M. (1982). *The Scourge of Monetarism*. Oxford University Press. ISBN 978-0198772484.
- Košťáková, T. (2017). Adekvátní problém v ekonomické či sociální statistice. *Statistika a my*, 7. ISSN 1804-7149.
- Koderová, J., Sojka, M., Havel, J. (2011). *Teorie peněz*. Wolters Kluwer. ISBN 978-80-7357-640-0.
- Mandel, M. (1996). Peněžní a úvěrový transmisní mechanismus měnové politiky – problém stability důchodové rychlosti peněz a úvěrů v České republice. *Finance a úvěr*, 46(12), 694–709.
- Marshall, A. (1923). *Money, Credit, and Commerce*. Michiganská univerzita: Augustus M. Kelley. ISBN 978-1591020363.
- McCandless, G. T., Weber, W. (1995). Some Monetary Facts. *Quarterly Review*, 19(3), ISSN 0271-5287.
- Meltzer, A. H. (1965). Monetary Theory and Monetary History. *Schweizerische Zeitschrift für Volkswirtschaft und Statistik*, 101(4), 404–422.
- Mishkin, F. S. (2000). *From Monetary Targeting to Inflation Targeting: Lessons from the Industrialized Countries*. Columbia University. Předneseno na konferenci „Stabilization and Monetary Policy: The International Experience,” Mexico City, 14.11. 2000.
- Pigou, A. C. (1917). The Value of Money. *The Quarterly Journal of Economics*, 32(1), 38–65, <https://doi.org/10.2307/1885078>