

UNIVERZITA KARLOVA V PRAZE

**FAKULTA SOCIÁLNÍCH VĚD
INSTITUT EKONOMICKÝCH STUDIÍ**



Bakalářská práce

**Meta-analýza důchodové elasticity
poptávky po penězích**

Autor: **Jana Sedlaříková**

Vedoucí práce: **PhDr. Tomáš Havránek**

Praha 2012

Prohlášení

1. Prohlašuji, že jsem předkládanou práci zpracovala samostatně a použila jsem uvedené prameny a literaturu.
2. Prohlašuji, že práce nebyla využita k získání jiného titulu.
3. Souhlasím s tím, aby práce byla zpřístupněna pro studijní a výzkumné účely.

V Praze dne 27. července 2012

Jana Sedlaříková

Poděkování

Na tomto místě bych ráda poděkovala svému vedoucímu práce PhDr. Tomáši Havránkovi za seznámení s problematikou meta-analýz, cenné rady, připomínky a čas, který mi ochotně věnoval během vypracovávání této práce.

Dále bych chtěla poděkovat Mag. Dr. Markusi Knellovi za propůjčení seznamu studií, který využíval při své předchozí meta-analýze a který se stal výchozím při sběru dat pro tuto práci.

V neposlední řadě děkuji rodině za podporu při celém studiu a poskytnutí potřebného zázemí. Moje poděkování patří rovněž mému příteli za jeho velkou trpělivost a mým skvělým spolubydlícím za neutuchající podporu a náměty.

Bibliografický záznam

SEDLAŘÍKOVÁ, J. (2012): *“Meta-analýza důchodové elasticity poptávky po penězích.”* Praha: Univerzita Karlova, Fakulta sociálních věd, Institut ekonomických studií, 2012. 91 s. Vedoucí bakalářské práce: PhDr. Tomáš Havránek.

Rozsah práce: 108 044 znaků

Abstrakt

Důchodová elasticita peněžní poptávky představuje důležitou ekonomickou proměnnou ovlivňující funkci peněžní poptávky. Přesné určení velikosti peněžní poptávky je důležité především pro centrální bankovníctví, kde ovlivňuje transmisní mechanismy. Nicméně v teoretickém ani praktickém kontextu neexistuje jednoznačný konsensus ohledně přesné struktury funkce peněžní poptávky a hodnoty důchodové elasticity. Během 20. století bylo jednotlivými ekonomickými proudy představeno mnoho teorií, které se danou problematikou zabývají. Stejně tak bylo provedeno velké množství empirických výzkumů, které si kladly za cíl odhadnout hodnotu důchodové elasticity pomocí reálných ekonomických dat. Tyto výzkumy jsou však charakteristické velkou heterogenitou jednotlivých výsledků. Metoda meta-analýzy slouží jako efektivní statistický nástroj, který umožňuje tuto různorodou skupinu odhadů systematicky zhodnotit. Pomocí této metody bylo na základě 985 empirických odhadů z více než 70 primárních studií zjištěno, že odhady důchodové elasticity jsou vychýlené v důsledku publikační selektivity pouze při využití širokých měnových agregátů. Výsledné odhady očištěné o publikační vychýlení se pohybují v rozmezí od 0,78 pro úzké měnové agregáty do 0,93 pro široce definované peníze. Mimo to meta-regresní analýza odhalila, že je výsledný odhad důchodové elasticity úzce spjat s vyspělostí dané ekonomiky a proměnnými využívanými ve funkci peněžní poptávky.

Klasifikace JEL C83, E41, E52,

Klíčová slova meta-analýza, publikační selektivita, důchodová elasticita, peněžní poptávka

Abstract

The income elasticity of money demand represents an important economic variable which affects money demand function. Precise evaluation of money demand is important for central banking and for determining the transmission mechanism. Nevertheless, there is no general agreement on the exact structure of the function of money demand and income elasticity values neither in theoretical nor practical context. Many different economic theories concerning this field were developed by various economists during the 20th century. There was also a large amount of empirical research whose goal was to estimate the value of income elasticity based on real economic data. However, these studies are characterized by strong heterogeneity of the respective results. The method of meta-analysis is considered to be an effective statistical instrument that allows systematic evaluation of these inconsistent estimates. This method was applied to the dataset consisting of 985 empirical estimates from more than 70 primary studies. The publication selection bias was detected only in the case of using broad monetary aggregates. The resulting estimates adjusted for publication bias range from 0.784 for narrow monetary aggregates to 0.93 for the broadly defined money. In addition, meta-regression analysis revealed correlation between income elasticity and economic development in observed regions and variables that are included in the function of money demand.

JEL Classification C83, E41, E52,

Keywords meta-analysis, publication selection, income elasticity, money demand

Obsah

Seznam tabulek	viii
Seznam grafů	ix
Seznam zkratk	x
Teze bakalářské práce	xi
1 Úvod	1
2 Peněžní poptávka - teoretický přístup	3
2.1 Peněžní poptávka	3
2.1.1 Peníze jakožto specifická komodita	3
2.2 Teorie peněžní poptávky	4
2.2.1 Tradiční neoklasické teorie	4
2.2.2 Tradiční keynesiánská teorie	6
2.2.3 Neokeynesiánské teorie	7
2.2.4 Moderní neoklasické teorie	9
3 Peněžní poptávka - empirický přístup	11
3.1 Empirické studie peněžní poptávky	11
3.2 Důchodová elasticita z pohledu jednotlivých teorií	12
3.3 Stabilita peněžní poptávky	13
3.3.1 Využívané ekonometrické modely	14
4 Přehled literatury, sběr a popis dat	16
4.1 Přehled literatury	16
4.2 Sběr dat	18
4.3 Specifikace a popis proměnných	19
4.3.1 Velikost a přesnost odhadu	20

4.3.2	Vlastnosti primárních modelů	20
4.3.3	Vlastnosti práce a dat	24
4.3.4	Metody odhadů	25
4.3.5	Publikační vlastnosti	25
5	Meta-analýza důchodové elasticity	27
5.1	Úvodní analýza dat	27
5.2	Vliv publikační selektivity na odhady důchodové elasticity . . .	30
5.2.1	Pojem publikační selektivita	30
5.2.2	Grafické testy publikační selektivity	31
5.2.3	Test trychtýřové asymetrie a přesnosti odhadů důchodové elasticity	35
5.2.4	Víceúrovňový model smíšených efektů	37
5.3	Heterogenita odhadů	40
5.3.1	MRA zkoumající heterogenitu odhadů	40
5.3.2	Obecný model a geografický původ dat	41
5.3.3	Upravený meta-regresní model	45
5.3.4	Výsledné odhady důchodové elasticity	47
6	Závěr	50
	Seznam použité literatury	53
A	Seznam použitých studií	I
B	Popis proměnných	IV
C	Publikační selektivita – všechna data	VII
D	Meta-regresní analýza	IX

Seznam tabulek

5.1	Popisná statistika odhadů důchodové elasticity γ	28
5.2	Test publikační selektivity - OLS	37
5.3	Test publikační selektivity - model smíšených efektů	38
5.4	Heterogenita důchodové elasticity	43
5.5	Důchodové elasticity – výsledné odhady	48
5.6	Důchodové elasticity – výsledné odhady s vlivem zemí	49
A.1	Seznam použitých studií	I
B.1	Proměnné využívané v meta-regresní analýze	IV
C.1	Test publikační selektivity - OLS – všechna data	VII
C.2	Test publikační selektivity - model smíšených efektů – všechna data	VIII
D.1	Heterogenita důchodové elasticity - obecný model	IX
D.2	Heterogenita důchodové elasticity – obecný model s vlivem zemí	XIII
D.3	Heterogenita důchodové elasticity – peněžní agregáty	XVI

Seznam obrázků

5.1	Hustoty odhadů důchodové elasticity	30
5.2	Trychtýřový graf pro celý vzorek dat	32
5.3	Trychtýřový graf pro úzké a široké měnové agregáty	33
5.4	Galbraithův graf t-statistik důchodové elasticity	35

Seznam zkratk

- ARDL** Autoregressive distributed lag model
- DOLS** Dynamická metoda nejmenších čtverců (Dynamic ordinary least squares)
- EG** Engle-Granger method
- EMU** Evropská hospodářská a měnová unie (Economic and Monetary Union)
- FAT** Test trychtýřové asymetrie (Funnel asymmetry test)
- FMOLS** Plně modifikovaná metoda nejmenších čtverců (Fully modified ordinary least squares)
- GDP** Hrubý domácí produkt (Gross domestic product)
- GNP** Hrubý národní produkt (Gross national product)
- GLS** Metoda obecných čtverců (Generalized least squares)
- IIP** Index průmyslové produkce (Index of industrial production)
- JCR** Journal Citation Report
- LRT** Likelihood-ratio test
- MRA** Meta-regresní analýza (Meta-regression analysis)
- NI** Národní příjem (National income)
- NNP** Čistý národní produkt (Net national product)
- OECD** Hospodářská organizace pro spolupráci a rozvoj (Organisation for Economic Co-operation and Development)
- OLS** Metoda nejmenších čtverců (Ordinary least squares)
- PET** Test přesnosti efektu (Precision-effect test)
- VECM** Vektorový model korelace chyb (Vector error-correction model)
- WLS** Metoda vážených čtverců (Weighted least squares)

Teze bakalářské práce

Autor práce	Jana Sedlaříková
Vedoucí práce	PhDr. Tomáš Havránek
Název práce	Meta-analýza důchodové elasticity poptávky po penězích

Předběžná náplň práce Meta-analýza je ekonometrická metoda, jejímž základním cílem je souhrnně zhodnotit výsledky dříve provedených studií ve snaze očistit tyto závěry o publikační selekci a další zkreslující a vychylující jevy.

Hlavním obsahem mé bakalářské práce bude sesbírat konkrétní data z jednotlivých studií zabývajících se důchodovou elasticitou peněžní poptávky a na jejich základě provést meta-analýzu.

V úvodu představím hlavní ekonomické teorie zabývající se problematikou peněžní poptávky. Charakterizuji základní pojmy, s nimiž se v dané oblasti pracuje, a pokusím se nastínit, v čem spočívají klíčové rozdíly jednotlivých teoretických modelů, které důchodovou elasticitou peněžní poptávky zkoumají. Na základě tohoto teoretického základu a dostupných dat stanovím základní proměnné, s nimiž budu v rámci studie pracovat. Poté rozeberu některé konkrétní modely a postupy meta-analýzy. Zaměřím se především na modernější metody, které nebyly v dřívějších studiích využívány. Během své práce budu vycházet z meta-analýzy, kterou na téma elasticity peněžní poptávky publikovali M.Knell a H.Stix. Tato studie využívala data získaná v roce 2003. Přínos mé práce bude tedy spočívat zejména ve zdokonalení výsledků studie aplikací nových metod a aktuálních dat.

Struktura

1. Úvod
2. Teorie peněžní poptávky
3. Úvod meta-analýzy – sběr dat

4. Popis proměnných a stanovení hypotéz
5. Meta-analýza důchodové elasticity
6. Závěr

Topic characteristics Meta-analysis is the econometric method, whose basic aim is to sum up the results of previously conducted studies in an effort to clarify these conclusions from the publication selection bias and other distorting effects.

The main content of my work will be to collect specific data from various studies on income elasticity of money demand and on that basis make a meta-analysis.

At first I will introduce the major economic theories dealing with money demand. I will characterize the basic concepts, which are working in the field, and try to outline the key differences of the models. Based on this theoretical background and available data I will state the key variables, with whom I will work in the study. Then I will discuss some specific models and procedures for meta-analysis. I will focus mainly on modern methods that were not used in earlier studies. My work will be based on a study published by M.Knell and H.Stix. This study used data collected in 2003. Contribution of my work will therefore consist mainly of improving the results of the study by application of new methods and by including current data.

Seznam odborné literatury / Core bibliography

1. KNELL, M. & H. STIX (2005): "The Income Elasticity of Money Demand: A Meta-Analysis of Empirical Results." *Journal of Economic Surveys* **19(3)**: pp. 513–533.
2. SERLETIS, A. (2001): "The demand for money: theoretical and empirical approaches / by Apostolos Serletis." Boston, GB: Kluwer Academic Publishers
3. STANLEY, T. D. (2001): "Wheat from Chaff: Meta-analysis as Quantitative Literature Review." *Journal of Economic Perspectives* **15(3)**: pp. 131–150.
4. STANLEY, T. D., C. DOUCOLIAGOS, & S. B. JARRELL (2008): "Meta-regression analysis as the socio-economics of economics research." *The Journal of Socio-Economics* **37(1)**: pp. 276–292.
5. STANLEY, T. D. (2005): "Beyond Publication Bias." *Journal of Economic Surveys* **19(3)**: pp. 309–345.

Kapitola 1

Úvod

„Peněžní poptávka představuje velice důležitý koncept v historii ekonomického myšlení a je jedním z nejvíce populárních pojmů teoretické i empirické ekonomie“ (Komárek & Melecký 2004, str. 73, vlastní překlad).

Z tohoto důvodu bylo na téma peněžní poptávky v průběhu minulých desetiletí publikováno velké množství jak teoretických, tak i empirických výzkumných studií. Nicméně i přes značné úsilí se ekonomům nepodařilo dojít k obecnému konsensu ohledně stability a přesné struktury funkce peněžní poptávky. Stejně jako celý koncept, i jednotlivé odhady jak důchodové tak i úrokové elasticity peněžní poptávky se napříč těmito jednotlivými studiemi značně liší.

Důchodová elasticita přitom představuje jeden z klíčových faktorů, které ovlivňují agregátní funkci peněžní poptávky. Přesné určení velikosti peněžní poptávky je potom důležité především pro centrální bankovníctví, kde ovlivňuje transmisní mechanismy a tím i chování centrálních bank v realizaci měnové politiky.

Tato práce vychází především z dříve provedené meta-analytické studie Knell & Stix (2005), která své výsledky založila na 381 odhadech pocházejících ze 16 různých zemí publikovanými v rozmezí let 1994 až 2002.

Hlavní přínos práce spočívá v rozšíření daného vzorku dat a aplikování nových efektivnějších meta-analytických modelů, které byly od publikování výše zmíněné studie formulovány. Jedním z těchto modelů je víceúrovňový model smíšených efektů, jehož hlavní výhodou je zohlednění korelace odhadů v rámci jednotlivých skupin, obvykle studií. V mém případě jsem se zaměřila na tři základní aspekty, na jejichž základě data seskupuji. Prvním z nich jsou

studie, ze kterých jsou data čerpána, druhým autoři daných studií a poslední skupiny tvoří země, z nichž dané odhady pochází. Toto seskupení má velký význam především z pohledu eliminace případných převažujících vlivů studií (příp. autorů nebo zemí), z nichž pochází velké množství odhadů, na úkor studií (příp. autorů nebo zemí), z nichž jsem získala pouze malý vzorek dat.

Data, která byla jsem sesbírala pro tuto práci, pochází ze 73 různých empirických studií publikovaných v rozmezí let 1994 až 2012, které jsou založeny na datech z více než 80 zemí. Celkem jsem tedy získala 985 jednotlivých odhadů, jejichž hodnoty se pohybovaly v rozmezí od $-27,217$ do $44,790$ (po očištění dat o outliery se hodnoty elasticit pohybovaly v rozmezí od $-0,854$ do $2,950$). Vážený průměr dat, kde byly jako váhy použity počty výchozích pozorování, je roven hodnotě $1,0190$ (pro upravený vzorek je průměr roven $0,9459$), což indikuje, že důchodová peněžní poptávka by měla nabývat přibližně jednotkové elasticity. S těmito velkými variabilitami odhadů je úzce spjata také vysoká směrodatná odchylka, která je rovna přibližně hodnotě $1,9523$ (úpravou dat se směrodatná odchylka vylepšila na hodnotu $0,5933$).

Je tedy patrné, že se mezi sebou hodnoty jednotlivých empirických odhadů značně liší. Tyto hodnoty navíc nekorespondují ani s jednotlivými teoretickými proudy docházejícími k závěru, že by se důchodová elasticita peněžní poptávky měla pohybovat v rozmezí od $\frac{1}{3}$ do hodnot, které mírně překračují jednotkovou elasticitu.

Jedním z hlavních cílů této práce je na základě tohoto vzorku dat zjistit, zda jsou jednotlivé odhady publikované v primárních empirických studiích nějakým směrem vychýlené v důsledku publikační selektivity. Vedle toho se práce zabývá existencí charakteristických vlastností modelů, primárních studií a výchozích dat, které by mohly mít systematický vliv na výsledné odhady důchodové elasticity.

Tato bakalářská práce je strukturována do dvou větších celků. První, teoretická část práce, se zabývá jednotlivými ekonomickými teoriemi peněžní poptávky. Kapitola 2 poskytuje jednoduchý historický přehled teoretických směrů. Kapitola 3 se potom zabývá ekonometrickými modely používanými v empirických pracích a předpokládanou velikostí důchodové elasticity. Praktická část práce je také rozdělena do dvou kapitol. V kapitole 4 se věnuji přehledu literatury, popisu sběru dat a jednotlivých proměnných, které využívám v meta-regresní analýze. Stěžejní část práce tvoří kapitola 5, v níž se zabývám samotnou meta-analýzou důchodové elasticity peněžní poptávky. Shrnutí hlavních přínosů a závěrů práce je provedeno v kapitole 6.

Kapitola 2

Peněžní poptávka - teoretický přístup

Teorií zabývajících se peněžní poptávkou lze v ekonomické literatuře nalézt velké množství. Jednotlivé teorie se od sebe liší, a to jak jednotlivými předpoklady, tak i proměnnými, se kterými ve svých modelech pracují. Některé teorie přidávají k základnímu transakčnímu motivu poptávky po penězích i spekulativní, opatrnostní či užitkový motiv (Akinlo 2006).

Abychom byli schopni správně porozumět jednotlivým empirickým studiím, které se peněžní poptávkou zabývají, je třeba se v dané ekonomické kapitole orientovat i po stránce teoretické. Z toho důvodu se v této deskriptivní části práce zaměřím na představení a srovnání hlavních teoretických směrů, které se poptávkou po penězích zabývají. Nejprve provedu stručný přehled nejvýznamnějších teorií, poté podrobněji představím ty, které měly nejvýznamnější vliv na vývoj dané problematiky.

2.1 Peněžní poptávka

2.1.1 Peníze jakožto specifická komodita

V ekonomii není zvykem, aby se celé teorie soustředily na poptávku nebo nabídku po jedné specifické komoditě, jako je tomu v případě peněz. Důvodů, proč jsou peníze v tomto ohledu výjimkou, je hned několik. Jedním z nich je fakt, že peníze nejsou samy o sobě spotřebním zbožím. Obecné teorie poptávky vychází z předpokladu, že spotřebitelé mají ze spotřeby zboží nebo služby určité uspokojení. Z tohoto uspokojení, které lze vyjádřit pomocí užitkové funkce a izolant užitku, lze odvodit poptávkovou křivku. Peníze jsou v tomto

ohledu velmi specifickou komoditou, neboť nejsou samy o sobě spotřebovávány. V tomto ohledu bývají často zdůrazňovány dvě hlavní vlastnosti, které odlišují peníze od ostatních statků. Za prvé peníze slouží především jakožto univerzální prostředek směny. Za druhé je tržní hodnota peněz v krátkém časovém horizontu na rozdíl od ostatního zboží a služeb poměrně stabilní nebo alespoň relativně předvídatelná. Z tohoto důvodu spotřebitelé často preferují držení reálných peněžních zůstatků ve formě peněz jako pojistku proti nejistotě, která je často přítomna na kapitálových trzích. Tyto vlastnosti bývají souhrnně označovány jako likvidita. Částečně likvidní jsou samozřejmě všechny spotřební statky, peníze jsou nicméně obecně považovány za nejvíce likvidní komoditu a jsou poptávány pro svoji nepřímou hodnotu (Laidler 1993).

S ohledem na tyto charakteristické vlastnosti peněz vznikla celá řada makroekonomických teorií, které se s rozdílným důrazem na jednotlivé faktory a motivy držby peněz peněžní poptávkou zabývají.

2.2 Teorie peněžní poptávky

Teorií peněžní poptávky vznikla v 19. a 20. století celá řada a lze je rozdělit do dvou hlavních myšlenkových proudů – neoklasického a keynesiánského. Oba tyto proudy vznikaly ve dvou vlnách a můžeme je tedy jak z historického, tak i obsahového hlediska dále dělit na tradiční a moderní.

Za stěžejní v rámci tradiční neoklasické teorie je považována Fisherova teorie peněžní poptávky, která reprezentuje klasickou verzi kvantitativní teorie peněz. Dalšími významnými zástupci tradiční neoklasické teorie jsou Alfred Marshall a jeho následovníci z Cambridgeské školy. Významným představitelem moderní neoklasické teorie je monetaristická teorie, kterou formuloval Milton Friedman.

Teorie preference likvidity, kterou ve svých dílech formuloval John Keynes, se stala základem dalšího teoretického proudu, keynesiánství. Klasickou verzi teorie preference likvidity v pozdějších letech přepracovali mezi jinými i William Baumol a James Tobin (Revenda *et al.* 2005).

2.2.1 Tradiční neoklasické teorie

Fisherova kvantitativní teorie peněz

Jedním z prvních ekonomů zabývajících se peněžní poptávkou byl Irving Fisher. Přestože ve své teorii kladl důraz spíše na transakční rychlost oběhu peněz než na poptávku jako takovou, položil základy celé obsáhlé kapitoly peněžních

poptávek.¹ Základem kvantitativní teorie peněz je tzv. kvantitativní rovnice peněz:

$$M_t V_t = PT, \quad (2.1)$$

kde M_t značí množství peněz v ekonomice (resp. transakční peněžní poptávku) v čase t ; V_t symbolizuje transakční rychlost oběhu peněz; P agregátní cenovou hladinu a T objem realizovaných transakcí (Revenda 2001). Jinými slovy Fisherova rovnice říká, že oběh peněz je roven toku všeho zboží a služeb vyprodukovaných v dané ekonomice (Fase 1994). Tato rovnice reprezentuje čistou transakční verzi poptávky po penězích, neboť nebere v úvahu úrokovou míru, bohatství, inflaci ani další faktory.

Vzhledem k tomu, že transakční rychlost oběhu peněz je zde ovlivněna pouze technologickými změnami, je na ni v krátkém období nahlíženo jako na konstantu. Ani objem reálných transakcí T nemůže být změnou peněžní nabídky ovlivněn, neboť je určen podmínkami daného sektoru ekonomiky. Zvýšení nebo snížení peněžní nabídky, která je považována za exogenní proměnnou modelu, může tedy ovlivnit pouze výši cenové hladiny. Z rovnice (2.1) navíc vyplývá, že tato změna cenové hladiny je proporcionální ke změně peněžní nabídky (Revenda *et al.* 2005; Revenda 2001).

Alfred Marshall a Cambridgeská škola

Významný posun v teorii peněžní poptávky učinil anglický ekonom Alfred Marshall. Ten se na rozdíl od Fishera nesoustředí pouze na transakční motivy, ale zabývá se jí z hlediska nominálního důchodu. Marshall si položil otázku, jakou část důchodu si subjekty přejí držet v penězích. Tato zásadní otázka reprezentuje přesun od technických (subjektivních) faktorů ovlivňujících rychlost oběhu peněz k psychologickým (subjektivním) faktorům. Tuto vlastnost vyjádřil následovně:

$$M^y = kY, \quad (2.2)$$

kde M^y značí důchodovou peněžní poptávku, Y nominální důchod a k tzv. Marshallovu nebo cambridgeskou konstantu. Tato konstanta, která může být formálně vyjádřena pomocí vztahu:

$$k = \frac{M^y}{Y} \quad (2.3)$$

¹Irving Fisher shrnul svoji průlomovou teorii v knize *The Purchasing Power of Money*, kterou vydal roku 1911. Tímto dílem položil základy moderní kvantitativní teorii peněz (Revenda *et al.* 2005).

a vyjadřuje sklon jednotlivce k držbě peněz v poměru k jeho důchodu. Marshall došel k závěru, že tento poměr je pro ekonomické subjekty relativně stabilní. Nicméně mezi jednotlivci se tato konstanta může lišit (Revenda *et al.* 2005; Revenda 2001).

Marshallův koncept dále rozpracovali jeho následovníci z Cambridgeské školy. Ti teorii obohatili především o další faktory ovlivňující poměr k , a to úrokovou míru a bohatství. Ukázali, že mezi úrokovou mírou a Marshallovou konstantou k existuje negativní závislost. Naopak rostoucí bohatství způsobí růst koeficientu, neboť subjekty, které nakládají s větším důchodem a bohatstvím, budou mít i větší sklon k držbě peněžní zásoby. Vzhledem k tomu, že úroková míra je v ekonomii obecně považována za nestabilní veličinu, nebude ani poměr k nadále konstantní. Důchodová rychlost oběhu peněz je podle závěrů Cambridgeské školy nestabilní a měnová politika se tedy ukazuje jako neúčinná.

Tato rozpracovanější forma Marshallovy teorie se stala důležitým východiskem pro formalizaci empirickým modelů zabývajících se peněžní poptávkou. Základ peněžní poptávky tvoří velikost důchodu, kterým ekonomické subjekty disponují. Další vlivy jako úroková míra, bohatství a další technologické a institucionální vlivy jsou obsaženy v konstantě k (Revenda 2001).

2.2.2 Tradiční keynesiánská teorie

Tradiční neoklasické teorie peněžní poptávky se zabývají pouze transakčním motivem držby peněz. Keynesiánské teorie tento koncept rozšiřují a do svých modelů zahrnují tři základní motivy držby peněz – transakční motiv, motiv opatrnosti a spekuláční motiv (Revenda *et al.* 2005).

Teorie preference likvidity

Anglický ekonom John Keynes, zakladatel keynesiánské teorie, vychází z předpokladu, že peníze jsou druhem aktiva s nulovou výnosností. Peníze jsou zároveň vysoce likvidní komoditou, jejíž držení nenesé žádné významné riziko spojené s kolísáním úrokových měr a cen. Subjekty maximalizující užitek by se tedy měly držení peněz vyhýbat.² To, že tak nečiní, si vysvětluje tím,

²Předpoklad o nulové výnosnosti peněz nelze chápat striktně, neboť v současnosti jsou běžné bankovní účty úročeny. Nicméně jejich výnosnost je nižší než výnosnost jiných aktiv.

že subjekty mají jistou averzi k riziku a preferují držet své důchody spíše v likvidní formě aktiv (Revenda *et al.* 2005).

Své závěry Keynes rozpracoval v knize Obecná teorie zaměstnanosti, úroku a peněz, která vyšla v roce 1936. Ve knize rozlišuje pouze dva základní druhy finančních aktiv, peníze a obligace, mezi kterými se subjekty rozhodují. Toto rozhodnutí činí právě na základě tří hlavních motivů držby peněz.

Vzhledem k předpokladu, že důchody jsou vypláceny jednorázově v určitých intervalech, jsou jednotlivci nuceni držet část aktiv v penězích, aby mohli průběžně pokrývat výdaje. Tento motiv, který je přímo závislý na výši důchodu, bývá označován jako transakční motiv (transaction motive) (Laidler 1993).

Opatrnostní motiv (precautionary motive) vychází z předpokladu, že jednotlivci drží příjmy ve formě peněz, jakožto rezervu pro případ nejistoty v budoucnosti. Vzhledem k tomu, že tyto výdaje rostou s výší příjmů, závisí tento motiv také především na důchodu. Keynes však tvrdí, že na velikost peněžní poptávky má jistý vliv také úroková míra, kterou definuje jako odměnu za vzdání se likvidity. Pokud se v ekonomice očekává, že úrokové míry porostou, a poklesnou tedy ceny obligací, budou subjekty preferovat peníze na úkor obligací a naopak. V případě, že nelze dopředu predikovat vývoj úrokových sazeb, se tento spekulativní motiv (speculative motive) blíží nule.

Celkovou peněžní poptávku určenou na základě teorie preference likvidity lze zapsat jako součet těchto tří poptávek:

$$M_Y = M_{Y(1)}(Y) + M_{Y(2)}(Y) + M_{Y(3)}(i) = (m_y Y) + (m_i i), \quad (2.4)$$

kde $M_{Y(1)}(Y)$ značí transakční poptávku, $M_{Y(2)}(Y)$ opatrnostní a $M_{Y(3)}(i)$ spekulativní poptávku. Dále pak i značí úrokovou míru, m_y důchodovou a m_i úrokovou elasticitu peněžní poptávky.

S ohledem na spekulativní motiv, dochází Keynes ke stejnému závěru jako Marshallovi následovníci. Tedy, že peněžní poptávka je závislá jak na důchodu, tak i na úrokové míře (Revenda 2001).

2.2.3 Neokeynesiánské teorie

Keynesova teorie preference likvidity představovala velký průlom v oblasti teorií peněžní poptávky. Není tedy divu, že v průběhu 20. století vznikla spousta modernějších verzí, které z jejích základů vycházejí. V následující části bych ráda zmínila alespoň dvě z těchto interpretací. A to Baumolův-Tobinův model

transakční peněžní poptávky a Tobinův model spekulativní peněžní poptávky. Nejvýraznější rozdíl obou modelů oproti keynesově teorii spočívá v možnosti držet oba druhy finančních aktiv (tedy peníze i obligace) současně. Keynes tuto možnost nepřipouštěl a předpokládal, že subjekty buď drží celý svůj důchod v penězích, nebo jej celý použijí ke koupi obligací.

Baumolův-Tobinův model transakční poptávky po penězích

Tento model je založený na jednoduchém peněžním cyklu vycházejícím z teorie zásob. Na jeho počátku obdrží subjekt výplatu důchodu Y , který bude během období postupně spotřebovávat. Tento důchod rozdělí mezi dva druhy aktiv. Jednu část si ponechá ve formě peněz, kterými postupně kryje své náklady. Druhou část uloží do výnosných obligací, které bude po vyčerpání peněžních zdrojů průběžně rozprodávat.

To, jak velkou část důchodu uloží subjekt do obligací a kolik transakcí během jednoho období uskuteční, je řešením optimalizační úlohy minimalizující celkové náklady. Na jedné straně jsou náklady obětované příležitosti i , kdy se subjekt držením peněz dobrovolně vzdává zisku, který by generoval v případě nákupu obligací. Ty jsou však vyváženy transakčními náklady c , které vznikají při nákupu a prodeji obligací. Z tohoto pojetí jasně vyplývá, že poptávka po penězích je ovlivněna jak velikostí důchodu, tak i úrokovou mírou, která determinuje výnosnost obligací (Revenda *et al.* 2005).

Touto optimalizační úlohou dojdeme k rovnici peněžní poptávky, kterou lze vyjádřit následovně:³

$$\frac{M^d}{P} = \sqrt{\frac{cY_r}{2i}}, \quad (2.5)$$

kde M^d značí poptávku po peněžních zůstatcích, P agregátní cenovou hladinu a Y_r reálný hrubý domácí produkt (GDP, gross national product).

Tobinův model spekulativní poptávky po penězích

Další interpretace Keynesovy teorie preference likvidity, publikovaná americkým ekonomem Jamesem Tobinem v roce 1958, je založená na teorii portfolia. Tobin (1958) ve svém modelu uvažuje investora, který investuje svůj důchod (tedy své portfolio) do dvou hlavních aktiv – peněz s nulovou výnosností a dluhopisů, které svému držiteli nesou výnos ve formě kupónové platby a kapitálového výnosu (Kodera 2007).

³Detaillní odvození lze nalézt v pracích Baumol (1952) a Tobin (1956).

Tobinova teorie hledá optimální poměr peněz a dluhopisů v investorově portfoliu. Toto optimální složení se odvozuje pomocí užtkové funkce daného investora. Z empirických výzkumů vyplývá, že neoptimálnější je držet vysoce diverzifikované portfolio (Revenda *et al.* 2005).

2.2.4 Moderní neoklasické teorie

Odlišný pohled na peněžní poptávku nabízí monetaristická teorie. Stěžejní je zde předpoklad, že poptávka není ovlivněna úrokovou mírou. Z toho vyplývá, že funkce peněžní poptávky je relativně stabilní nebo alespoň dostatečně predikovatelná a měnová politika je tedy vysoce účinná (Revenda 2001).

Monetarismus

Za zakladatele této moderní kvantitativní teorie se považuje Milton Friedman. Ten v Chicagu roku 1956 vydal článek *The Quantity Theory of Money – A Restatement*, kde formuloval první ucelenou monetaristickou verzi peněžní poptávky (Revenda 2001).

Jednou z nejvýraznějších Friedmanových myšlenek je jeho pohled na peníze jako takové. Ty totiž na rozdíl od Marshalla nebo Keynesa nepovažuje za natolik specifickou komoditu, která si vyžaduje svoji speciální poptávkovou funkci, ale snaží se ji analyzovat pomocí obecné teorie poptávky. Nezabývá se tedy faktory, které spotřebitele motivují k tomu, aby drželi peníze. To, že spotřebitelé peníze v určité výši drží, bere jako základní předpoklad a soustředí se spíše na otázky, jak velkou část svého důchodu spotřebitelé drží v penězích a co tento poměr nejvíce ovlivňuje (Laidler 1993, str. 56-57).

Peníze tedy Friedman považuje za jedno ze základních aktiv, mezi které spotřebitel může rozdělit svůj důchod. Takovýchto aktiv ve své teorii rozlišuje pět – peníze, dluhopisy, akcie, fyzické zboží dlouhodobé spotřeby (včetně nemovitostí) a lidský kapitál. Lidský kapitál je tvořen znalostmi a dovednostmi konkrétního spotřebitele a lze ho vyjádřit jako diskontovanou hodnotu všech budoucích důchodů.⁴ Spotřebitel dělí své bohatství mezi tyto aktiva s cílem maximalizovat užitek.⁵ Tato peněžní poptávka je tedy ovlivněna stejnými faktory jako všechny ostatní druhy aktiv (Kodera 2007).

⁴Friedman rozlišuje dva druhy bohatství. Bohatství lidské (human wealth), které je tvořeno především lidským kapitálem a bohatství fyzické (nonhuman wealth), které je měřeno jakožto současná hodnota důchodů plynoucích z ostatních reálných a finančních aktiv.

⁵Podobně jako ekonomové neokeynesiánské ekonomie založil Friedman svůj model na optimalizační úloze maximalizující užitek racionálního ekonomického subjektu.

Tyto předpoklady Friedman vyjádřil pomocí následující monetaristické funkce peněžní poptávky:⁶

$$\frac{M^d}{P} = f\left(r_1, r_2, p^e, \frac{Y}{P}, h\right) \quad (2.6)$$

Levá strana rovnice představuje podíl nominální peněžní poptávky M^d a cenové hladiny P – tedy poptávku po reálných peněžních zůstatcích. Symboly r_1 a r_2 reprezentují očekávanou výnosnost obligací a akcií. P^e značí očekávanou inflaci, která ovlivňuje především poptávku po fyzickém zboží. Symbol h značí poměrné zastoupení lidského kapitálu na fyzickém bohatství a podíl $\frac{Y}{P}$ představuje výši permanentního reálného důchodu.⁷

Friedman předpokládá, že mezi poptávkou po reálných peněžních zůstatcích a reálném důchodu existuje silná, přímo úměrná závislost. Naopak na rozdíl od Keynesa předpokládá téměř zanedbatelnou citlivost peněžní poptávky na očekávané změny výnosností akcií a obligací, tedy na změny úrokových měr a inflace. Dochází tak k podobnému závěru jako tradiční neoklasikové, že peněžní poptávka je dána především transakčním motivem.

⁶podrobnější odvození rovnice viz (Kodera 2007, str. 40-47)

⁷Friedman (1956) definuje permanentní důchod jako současnou hodnotu očekávaných budoucích důchodů, tedy jako očekávaný diskontovaný dlouhodobý důchod. Takovýto důchod je oproštěn od všech externích šoků a přechodných vlivů a je tedy poměrně stabilní veličinou.

Kapitola 3

Peněžní poptávka - empirický přístup

3.1 Empirické studie peněžní poptávky

Z výše provedeného přehledu ekonomických teorií peněžní poptávky jasně vyplývá, že z teoretického hlediska nedošlo ke shodě, co se týká výkladu peněžní poptávky a vlivů, které na ni působí. Tento fakt se odráží i v empirických analýzách, které se od sebe také značně liší (Arlt *et al.* 2001).

Podobně jako v teoretickém proudu můžeme pozorovat i vývoj v provedených empirických studiích peněžní poptávky. Dříve publikované studie se zaměřovaly především na správnou specifikaci modelu odvozeného od určitého teoretického základu a na empirický odhad velikosti jednotlivých koeficientů. Společně s vývojem teoretických základů a ekonometrických technik došlo k výraznému posunu i na poli empirických studií. Dnešní modely se vedle specifikace modelu zabývají také otázkou stability dlouhodobé poptávkové funkce, kterou se snaží ověřit za pomoci různých kointegračních technik.¹ Většina empirických studií, na jejichž odhadech je následující meta-analýza založena, vychází z následujícího tvaru dlouhodobé poptávkové funkce:²

$$m_t - p_t = \beta_0 + \gamma y_t + \beta_1 Z_t + \beta_2 X_t + \epsilon_t, \quad (3.1)$$

¹Na tuto skutečnost bylo poukázáno v meta-analytické studii Knell & Stix (2004), kde autoři pracují se třemi různými vzorky dat. Ve vzorku dat, který obsahuje data, jejichž mediánem je rok 1974, bylo kointegračních technik využito pouze v 1,6 % případů. Naproti tomu ve zbývajících dvou vzorcích dat, které obsahují data s prostředními roky 1981 a 1982, bylo kointegračních technik využito ve více než 99 % modelů (konkrétně 99,2 % pro rok 1982 a 100 % pro rok 1981).

²Tvar této rovnice je odvozený především z rovnice (2.6), kterou navrhl Keynes v rámci teorie preference likvidity (Revenda *et al.* 2005).

kde symboly psané malými písmeny značí logaritmický tvar. Symbol m vyjadřuje velikost peněžní zásoby v čase t . Označení p je cenový index reprezentující cenovou hladinu. Výraz $m - p$ tedy představuje poptávku po reálných peněžních zůstatcích v čase t .³ Symbol y značí tzv. škálovou proměnnou (scale variable), která vyjadřuje výši příjmů (důchodu). Vzhledem k logaritmickému tvaru rovnice vyjadřuje koeficient γ elasticitu důchodové poptávky po penězích. Většina empirických prací ve svých modelech zohledňuje náklady příležitosti spojené s držbou peněz namísto výnosnějších finančních aktiv. Existuje mnoho způsobů, jimiž lze tyto náklady vyjádřit. Nejčastěji se k tomu využívá velikosti inflace, krátkodobé či dlouhodobé úrokové míry či jejich dalších obměn v závislosti na teorii, z níž daný model vychází. Tyto proměnné jsou zahrnuty ve sloupcovém vektoru Z_t s příslušným řádkovým vektorem koeficientů β_1 . V závislosti na specifikacích daného teoretického základu může model obsahovat ještě další faktory ovlivňující peněžní poptávku. Tyto faktory, jako například proměnné reprezentující bohatství, finanční inovaci, ceny akcií či směnný kurz jsou zahrnuty do sloupcového vektoru X_t s příslušným řádkovým vektorem koeficientů β_2 .

3.2 Důchodová elasticita z pohledu jednotlivých teorií

Téměř všechny teoretické i empirické studie se shodují v tom, že koeficient γ , který reprezentuje důchodovou elasticitu, bude nabývat kladných hodnot. V otázce jeho velikosti ovšem obecného konsensu dosaženo nebylo.

Kvantitativní teorie peněz předpokládá, že agregátní důchod (tedy objem vyprodukovaných zboží a služeb v dané ekonomice) roste stejným tempem jako peněžní poptávka. Z toho vyplývá, že by se důchodová elasticita peněžní poptávky měla pohybovat kolem jedné.

S tímto přístupem nesouhlasí především neoknesovské teorie zásob, které staví na předpokladu, že držba peněz je spojená s nezanedbatelnými fixními náklady. Tyto náklady způsobují, že poptávka po penězích bude růst pomalejším tempem než agregátní důchod. Podle Baumolova-Tobinova modelu by se

³Některé studie například Baltensperger *et al.* (2001), Fase & Winder (1996), Komárek & Melecký (2004) či Nagayasu (2003) využívají místo reálné poptávky její nominální verzi. Závislou proměnnou tedy vyjadřují pouze velikosti peněžní zásoby m . Proměnnou p často využívají jako další vysvětlující faktor a zahrnují ji do pravé strany rovnice.

měla důchodová elasticita peněžní poptávky rovnat $\frac{1}{2}$.⁴ Tedy desetiprocentní nárůst příjmů by měl způsobit pětiprocentní zvýšení poptávky po reálných peněžních zůstatcích (Mankiw 2002). I další teorie vycházející z neokeynesovské teorie zásob dochází k podobným odhadům. Například ve studii Miller & Orr (1966) se odhady pohybují v rozmezí $\frac{1}{3}$ až $\frac{2}{3}$.

Se závěry kvantitativní teorie se neztotožňují ani monetaristé, kteří tvrdí, že důchodová elasticita peněžní poptávky je větší než jednotková. Friedman ve své teorii klade důraz na všechny druhy faktorů (jako je bohatství nebo očekávané výnosy z obligací a akcií), které mohou mít systematický vliv na velikost peněžní poptávky. Zahrnutí těchto faktorů do modelu způsobí, že poptávka po finančních aktivech poroste rychlejším tempem než agregátní permanentní důchod, který je v čase relativně stabilní.⁵ V tomto kontextu mohou být finanční aktiva považována za luxusní statky s větší než jednotkovou elasticitou (Knell & Stix 2003).

3.3 Stabilita peněžní poptávky

Jak již bylo zmíněno výše, empirické práce zabývající se peněžní otázkou prošly na přelomu 70. a 80. let minulého století významnou změnou. O tuto změnu se zasloužila otázka stability, kterou se ekonomové nejen v USA, ale také ve Velké Británii začali zajímat. Toto období je charakteristické silnými ekonomickými šoky a změnami poptávky způsobenými rostoucí mírou finančních inovací. S ohledem na tyto šoky se začaly objevovat pochybnosti o dlouhodobé stabilitě poptávkové funkce.⁶

Stabilita funkce peněžní poptávky má z ekonomického hlediska velký význam, neboť je stěžejním předpokladem účinnosti jak monetární, tak i fiskální politiky. Není tedy překvapením, že se ekonomové začali touto problematikou

⁴Tato elasticita lze jednoduše formálně odvodit ze základní rovnice Baumolova-Tobinova modelu. Zlogaritmováním rovnice (2.5) dostaneme výraz $\ln M^d - \ln P = \frac{1}{2}(\ln c - \ln 2) + \frac{1}{2}\ln Y_r - \frac{1}{2}\ln i$. Nyní stačí položit $\beta_0 = \frac{1}{2}(\ln c - \ln 2)$ a dostaneme rovnici ve tvaru, který se používá v ekonometrických modelech (viz rovnice (3.1)) s důchodovou elasticitou rovnou $\frac{1}{2}$ a úrokovou elasticitou rovnou $-\frac{1}{2}$ (Kodera 2007).

⁵Friedman ve svých modelech vyjadřuje peněžní zásobu pomocí širokých měnových agregátů, které zahrnují vedle peněz i méně likvidní finanční aktiva.

⁶Arlt (1999) upozorňuje na fakt, že při modelování peněžní poptávky je třeba rozlišovat mezi krátkodobými a dlouhodobými vztahy. Krátkodobé vztahy jsou často vyvolány určitým vnějším jednorázovým šokem, který způsobí posun v peněžní poptávce. Tento šok má nicméně pouze krátkodobé následky a jeho vliv časem vymizí. Naproti tomu dlouhodobý vztah je charakterizován jako neměnný rovnovážný stav, který zůstává stabilní v čase. V tomto stavu se ekonomika ovšem zřídka kdy nachází. Nicméně se předpokládá, že k němu v čase konverguje.

zevrubně zabývat. Ve druhé polovině 20. století vzniklo mnoho ekonometrických metod, které se stabilitou funkcí obsahujících makroekonomické časové řady zabývají.

3.3.1 Využívané ekonometrické modely

Prvním krokem při zkoumání celkové stability modelu peněžní poptávky (tento model je z pohledu ekonometrické teorie příkladem vícerozměrného modelu časových řad) je určení stability jednotlivých časových řad (tedy vývoje jednotlivých proměnných v čase), s nimiž model pracuje.

Pro stabilitu zkoumané funkce je nezbytné, aby jednotlivé časové řady, které v modelu využíváme, byly stacionární.⁷ Arlt (1999) ve své studii říká: „Nestacionárnost procesu může být způsobena v čase se měnící střední hodnotou procesu či v čase se měnícím rozptylem procesu.“ To jinými slovy znamená, že nestacionární řady se v čase nevyvíjí stabilně, ale podle určitého stochastického nebo deterministického trendu. Mnoho současných empirických studií nicméně došlo k závěru, že časové řady makroekonomických veličin používaných k odhadu peněžní poptávky, jako jsou důchod, úroková míra či reálné peněžní zůstatky, stacionárními časovými řadami nejsou. Nejčastěji dochází ke zjištění, že se jedná o integrované procesy řádu jedna ($I(1)$).⁸

V případě, že jsou stochastické trendy, které určují vývoj těchto jednotlivých časových řad modelu, shodné nebo alespoň z velké části podobné, lze nalézt takovou kombinaci daných časových řad, která je schopna nestacionárnost vyloučit. Tento proces vyloučení nestacionárnosti se nazývá kointegrace časových řad a zavedl jej počátkem 90. let 20. století britský ekonom Clive W.J. Granger (Hušek 2009).⁹ V případě použití klasických regresních metod na časové řady, které mezi sebou nekointegrují, získáme nereálné odhady vzájemných vztahů. Tento jev bývá označován jako zdánlivá regrese (spurious regression) (Arlt 1999).

⁷Wooldridge (2006) definuje stacionární proces následovně: „Stochastický proces $\{X_t : t = 1, 2, \dots\}$ je stacionární, jestliže pro každou skupinu časových indexů $1 \leq t_1 < t_2 < \dots < t_m$ je sdružená distribuční funkce $(x_{t_1}, x_{t_2}, \dots, x_{t_m})$ shodná se sdruženou distribuční funkcí $(x_{t_1+h}, x_{t_2+h}, \dots, x_{t_m+h})$ pro všechna celá čísla $h \geq 1$.“

⁸U těchto procesů obecně platí, že první diference těchto řad jsou integrované řádu nula, $I(0)$.

⁹Pro dvě časové řady lze tento proces formálně zapsat následovně: Mějme-li klasický regresní model ve tvaru: $Y_t = \beta_1 + \beta_2 X_t + u_t$ pro $t = 1, 2, \dots, T$, kde jsou časové řady $\{X_t\}$ a $\{Y_t\}$ integrované řádu 1, tedy $\{X_t\} \sim I(1)$ a $\{Y_t\} \sim I(1)$. Existuje-li jejich kombinace taková, že $\{aX_t + bY_t\} \sim I(0)$, jsou tyto procesy kointegrované řádu (1,1) a označují se jako $\{X_t\}, \{Y_t\} \sim CI(1, 1)$. Vektor (a,b) se nazývá kointegrační vektor. Tento proces lze rozšířit na konečný počet řad a vyšší řády kointegrace, viz. Arlt (1999).

Z toho vyplývá, že hlavní podmínkou stability (a tedy dlouhodobého vztahu mezi proměnnými) vícerozměrného modelu nestabilních časových řad je potvrzení kointegračního vztahu mezi těmito řadami. V modelech peněžní poptávky se běžně využívá hned několika způsobů, kterými lze tento vztah potvrdit nebo vyvrátit.

Ve studiích zabývající se peněžní poptávkou, z nichž jsou čerpána data pro následující meta-analýzu, je využíváno hned několik testů kointegrace. Základní myšlenku testování integrace je stanovení počtu kointegračních vektorů přítomných v modelu. V případě, že je tento počet větší nebo rovný jedné, je kointegrace potvrzena.

Jeden z prvních a stále často využívaných je Engleův-Grangerův (EG) test kointegrace (Engle & Granger (1987)), který pracuje s rezidui původní regrese:

$$y_t = \beta_1 + \beta_2 x_{t1} + \beta_3 x_{t2} + \dots + \beta_k x_{tk} + \epsilon_t. \quad (3.2)$$

V případě, že jsou rezidua $\hat{\epsilon}_t$ získaná pomocí metody nejmenších čtverců (OLS, ordinary least squares) z tohoto modelu $I(0)$, lze usoudit, že mezi časovými řadami existuje kointegrační vztah.

V případě, že pracujeme s vícerozměrnými časovými řadami (jako je tomu při odhadu peněžní poptávky) naráží EG test na dva hlavní problémy. Prvním z nich je nízká spolehlivost OLS odhadů nestacionárních časových řad. Druhý problém nastává při existenci více kointegračních vektorů, kdy pomocí tohoto testu nelze určit jejich přesný počet a najít ten nejvhodnější (Cipra 2008).

Asi nejefektivnější a také nejčastěji využívanou metodou analýzy časových řad je Johansenova metoda. Tato metoda má hned několik předností. Jednou z nich je možnost zahrnout do modelu zároveň exogenní i endogenní proměnné. Její detailnější popis lze nalézt například v původních pracích Johansen & Juselius (1990) a Johansen (1991).¹⁰

Pokud se podaří naleznout kointegrační vztah mezi proměnnými využívanými v modelu peněžní poptávky, lze pomocí vektorových modelů korekce chyb (VECM, vector error-correction model) odhadnout jejich opravdové závislosti bez přítomnosti zdánlivé regrese. Další výhodou těchto modelů je to, že jsme s jeho pomocí schopni odlišit dlouhodobé vztahy od těch krátkodobých.¹¹

¹⁰Vedle těchto dvou nejzákladnějších metod existuje řada dalších testů kointegrace. Jejich podrobnější přehled a odvození lze naléznout například v publikaci (Lütkepohl & Krätzig 2004).

¹¹Podrobný popis a odvození modelů VECM lze nalézt například v publikaci Cipra (2008).

Kapitola 4

Přehled literatury, sběr a popis dat

V následujících kapitolách bakalářské práce se budu věnovat provedení meta-analýzy zabývající se elasticitou důchodové poptávky po penězích. Jak jsem již zmínila v úvodu, práce je založena na dříve publikované studii „Důchodová elasticita peněžní poptávky: Meta-analýza empirických výsledků“ (Knell & Stix 2005, vlastní překlad). Hlavním cílem níže provedené meta-analýzy je rozšířit danou studii a za použití nově publikovaných studií a metod očistit získané odhady od případné publikační selektivity. Dále se budu zabývat tím, zda mají některé vlastnosti těchto studií systematický vliv na heterogenitu mezi jednotlivými odhady. Všechny potřebné výpočty a grafy jsou provedeny za pomoci aplikace Microsoft Excel a statistického programu STATA. Českou terminologii meta-analýzy čerpám především z práce Polák (2011).

4.1 Přehled literatury

Vzhledem k rozsáhlosti literatury soustředící se na peněžní poptávku, není překvapením, že existuje také mnoho publikací, které se zabývají hodnocením a srovnáváním těchto studií. Většina publikací se orientuje na konkrétní segment této literatury. Například Sriram (2001) ve své práci zmapoval empirické studie publikované v průběhu 90.let, které při zkoumání peněžní poptávky využívají různé varianty VECM modelů. Boughton (1992) se naopak zaměřil na mezinárodní srovnání prací, které se soustředí na efekt finanční inovace. Fase (1994) došel k závěru, že se jednotlivé empirické odhady liší i v případě, kdy porovnává výsledky studií, které jsou si podobné v mnoha různých aspektech, jako je geografický původ dat, časové období či použitá metoda. Až na případ Německa, kde se mu podařilo najít v celku stabilní odhady, vznáší pochyby

o stabilitě peněžní poptávky a s ní spojené účinnosti monetární politiky. Poukazuje také na rozsáhlý vývoj ekonometrických metod vytvořených za účelem získání co nejuvěrohodnějších statistických výsledků.

Nicméně všechny výše zmíněné publikace jsou pouze popisnými pracemi, které své závěry nestaví na žádných ekonometrických výsledcích. Publikace, které provádí průzkum literatury s použitím ekonometrických modelů, tedy meta-analýzy, se mi podařilo naleznout pouze tři. Jedná se o studie Knell & Stix (2003), Knell & Stix (2004) a Knell & Stix (2005) publikované pod záštitou Rakouské národní banky.

První publikovanou studií, která využívá metody meta-analýzy při zkoumání variability empirických odhadů důchodové elasticity peněžní poptávky je Knell & Stix (2003). V této studii autoři zkoumají na více než 500 jednotlivých odhadech ze 79 článků, zda se výsledky empirických prací liší spíše z důvodu odlišného makroekonomického prostředí, kvality používaných modelů nebo různých charakteristik jednotlivých proměnných modelů, jako je například volba měnového agregátu. Pomocí těchto faktorů se jim podařilo vysvětlit přibližně polovinu variability zkoumaných odhadů důchodové elasticity. Druhá studie Knell & Stix (2004) se zabývá vedle důchodové elasticity také variabilitou úrokových elasticit poptávky po penězích. Práce staví na třech různých vzorcích dat. První je vzorek dat použitý v dřívější studii Knell & Stix (2003), další dva pochází z již výše zmíněných studií Fase (1994) a Sriram (2001). Na rozdíl od první studie, se v této práci autoři zaměřili spíše na srovnávání tří datasetů a do své meta-regresní analýzy (MRA, meta-regression analysis) zařadili menší počet vysvětlujících proměnných.

V prvních dvou studiích využívali autoři metod meta-analýzy především k odhalení vlivů, které mají různé proměnné na velikost a robustnost zkoumaných elasticit. Publikace Knell & Stix (2005) se zabývá také dalším fenoménem, který se v empirických studiích často objevuje, a to publikační selektivitou. Nicméně hypotéza vlivu publikační selektivity na výsledky empirických prací zabývajících se peněžní poptávkou nebyla v této práci podpořena.

Všechny tři studie potvrdily vztah mezi velikostí elasticit v závislosti na použitém měnovém agregátu. Tedy studie, které využívají ve svých empirických modelech širší pojetí peněz, dochází k vyšším odhadům než studie založené na užších měnových agregátech, jako je měnová báze nebo čisté oběživo. Stejně tak tyto studie podpořily Friedmanův závěr, že bohatství a finanční inovace mají negativní vliv na velikost důchodové elasticity peněžní poptávky.

4.2 Sběr dat

První krok meta-analýzy spočívá v sesbírání vhodného vzorku literatury. Jak již bylo několikrát zmíněno výše, tato práce vychází především ze studie Knell & Stix (2005). Původním záměrem bylo rozšířit původní vzorek dat vytvořený k této studii o nově publikované práce a na těchto datech provést meta-regresní analýzu. Bohužel ani daný vzorek dat ani seznam použitých prací nebyl v této publikaci zveřejněn. Kontaktovala jsem tedy oba autory publikace s prosbou o poskytnutí potřebných informací. Na tuto prosbu reagoval velice ochotně jeden z autorů a poskytl mi seznam 92 článků, ze kterých byla data čerpána. Jedná se o články, které byly publikovány po roce 1994 a které byly do konce července 2002 zařazeny do databáze EconLit. Bohužel datovou matici, která byla pro potřeby této práce vytvořena, se již autorům nepodařilo v archivu naleznout. Tento základní seznam prací jsem rozšířila o další práce publikované v databázi EconLit v období mezi srpnem 2002 a koncem března 2012. Pro zachování konzistence při vyhledávání dalších zdrojů dat jsem převzala vyhledávací kritéria, která byla použita při sběru dat ve studiích Knell & Stix (2003) a Knell & Stix (2005):

- Název práce obsahuje buď výraz *mon* demand* nebo *mon* stability*.
- V podrobném záznamu o práci je obsažen abstrakt, který umožní rychle zkontrolovat, zda článek obsahuje empirické výsledky či nikoli.
- Vybrány jsou pouze práce, které byly publikovány v jednom z 232 předních akademických časopisů (hodnocení časopisů je převzato z Journal Citation Report (JCR)).

Tímto způsobem bylo nalezeno dalších 36 studií zabývajících se peněžní poptávkou obsahujících empirické výsledky.

Získala jsem tedy seznam 128 studií publikovaných v předních akademických časopisech, z nichž nejstarší vyšel roku 1994 a nejnovější v září 2011. Nicméně při procházení jednotlivých studií jsem zjistila, že velká část z nich neobsahuje potřebné informace pro provedení následující meta-analýzy.

Některé práce se spíše než velikostí koeficientů funkce peněžní poptávky zabývají, s pomocí různých kointegračních metod, její dlouhodobou stabilitou. Pro získání přesných velikostí dlouhodobých odhadů jednotlivých proměnných je třeba provést jejich normalizaci. Některé práce, jako například Bohl (2000), Sharma & Ericsson (1998) nebo Terasvirta & Eliasson (2001) ovšem tuto

normalizaci neprovádí a zaměřují se pouze na potvrzení či vyvrácení dlouhodobé stability funkce peněžní poptávky. Hayo (1999) a Qin (1998) ve svých studiích provádí pouze ověření hypotézy, že důchodová elasticita peněžní poptávky se rovná jedné. Přesný empirický odhad, ke kterému během svého výzkumu dospěli, ovšem neuvádí. Další početná část prací, například Bahmani-Oskooee (1996), Hansen & Kim (1995), Rother (1999), Kia (2006) nebo Fiess & MacDonald (2001), sice uvádí přesné hodnoty odhadnutých parametrů, ale již nedokládají, jak statisticky přesné tyto výsledky jsou. Práce Agenor & Khan (1996) se za použití dynamického modelu zabývá pouze relativní peněžní poptávkou a substitučním efektem v rozvojových zemích a výsledky důchodové elasticity explicitně neuvádí. Naopak práce Raj (1995) se spíše než na důchodovou elasticitu soustředí na stabilitu rychlosti oběhu peněz.

Vzhledem k velkému počtu prací, které neuvádí přesné výsledky a z jejichž výsledků nelze s jistotou vyčíst přesné údaje, jsem se nakonec omezila pouze na studie, které explicitně uvádí velikost odhadované dlouhodobé elasticity společně s precizností tohoto odhadu (tedy uvádí velikost směrodatné odchylky či t-statistiku). Tímto postupem jsem dospěla k seznamu 73 prací, z nichž 41 pochází z původního seznamu použitého pro práci Knell & Stix (2005). Dalších 32 prací reprezentuje rozšiřující část datového vzorku. Seznam těchto prací je uveden v příloze A.

4.3 Specifikace a popis proměnných

Po sesbírání vhodného vzorku literatury nastává časově nejnáročnější část celé meta-analýzy, a to sběr a kódování potřebných dat obsažených v literatuře. Během této fáze jsem detailně přečetla všech 73 studií, z nichž jsem postupně sesbírala výslednou datovou matici pro následující meta-analýzu.

„Dalším krokem je rozlišit důležité charakteristicky jednotlivých prací a zakódovat je.“ (Stanley 2001, str. 135, vlastní překlad)

Nejdůležitější je si v této fázi uvědomit, jakou veličinou se bude autor v celé práci zabývat a jaké si klade hlavní cíle dané meta-analýzy a s ohledem na tato kritéria sesbírat z dané literatury potřebné informace (Stanley 2001). Stanley & Jarrell (1989) specifikoval základní model meta-regresní analýzy tvaru:

$$b_j = \beta + \sum_{k=1}^K \alpha_k Z_{jk} + e_j \quad (j = 1, 2, \dots, L) \quad (4.1)$$

kde b_j představuje odhad zkoumaného parametru β z j -té studie. L určuje celkový počet zkoumaných studií, β představuje „skutečnou“ hodnotu parametru a e_j je chyba dané meta-regrese. Z_{jk} představuje vektor zahrnující vysvětlující proměnné modelu (tyto proměnné bývají označovány jako meta-nezávislé nebo moderátorské proměnné), které mají pomoci vysvětlit, co způsobuje heterogenitu mezi jednotlivými odhady získanými z daného vzorku literatury.

Stanley *et al.* (2008) ve své práci navrhuje rozdělení jednotlivých proměnných zahrnutých do vektoru Z_{jk} do skupin podle jejich logické návaznosti. První skupinu tvoří klíčová proměnná měřící přesnost empirických odhadů, druhá skupina obsahuje vybrané vlastnosti původního modelu (v našem případě se jedná o obměny modelu viz rovnice (3.1)). Třetí skupina obsahuje míry kvality daného modelu. Těmi může být například počet testů, kterými model prošel, případně stupně volnosti modelu. Čtvrtá a pátá skupina obsahuje proměnné, které charakterizují autora práce (těmi může být věk, povolání, pohlaví apod.) a data, s nimiž daná studie pracuje.

V následující části práce se věnuji popisu základních proměnných, které budu během meta-analýzy využívat. Souhrnný přehled s detailním popisem všech proměnných a jejich zkratk je uveden v příloze B.

4.3.1 Velikost a přesnost odhadu

Společně s odhadem koeficientu důchodové elasticity peněžní poptávky je nezbytnou proměnnou pro provedení meta-analýzy také přesnost jeho měření. Přesnost bývá nejčastěji vyjádřena dvěma způsoby: pomocí směrodatné odchylky nebo příslušné t -statistiky daného koeficientu.¹ Dalším významným ukazatelem přesnosti odhadu je počet pozorování, s nimiž daná studie pracuje.

4.3.2 Vlastnosti primárních modelů

Měnový agregát

Důležitým kritériem při zkoumání peněžní poptávky je volba vhodného měnového agregátu. Nejčastěji se k tomu využívá měnový agregát M1, který nejlépe odpovídá teoretickým definicím peněžní zásoby, s níž pracují jednotlivé ekonomické teorie (ve vzorku dat, který jsem sesbírala pro tuto meta-analýzu je využit u více než 45% odhadů). Nicméně tento agregát je vzhledem ke své vysoké likviditě poměrně nestabilní (peníze mohou být poměrně rychle

¹Jedná se o t -statistiku určenou při nulové hypotéze $H_0 : \gamma = 0$.

převáděny do jiných druhů peněžní aktiv) a z toho důvodu bývá často nahrazován stabilnějšími širokými měnovými agregáty (tedy měnovými agregáty značenými číslicí 2 a výše) (Jílek 2004).

Další komplikace při sběru dat byla zapříčiněna faktem, že mezi jednotlivými centrálními bankami neexistuje shoda ohledně přesného definování měnových agregátů (Samuelson *et al.* 1995).² Nakonec jsem využila dvou různých způsobů kódování dat pomocí dummy proměnných. V prvním případě rozlišuji mezi jednotlivými měnovými agregáty.³ V druhém případě slučuji tyto agregáty do dvou větších skupin – na úzké a široké peníze.

Škálová proměnná

Stejně jako většina teoretických přístupů, tak i empirické práce jsou založeny především na transakčním motivu peněz. Volba škálové proměnné bývá tedy určována na základě objemu transakcí uskutečněných v dané ekonomice za určité období. Tento objem bývá nejčastěji aproximován pomocí agregátních proměnných měřící výši důchodu. Těmito proměnnými jsou například hrubý národní produkt (GNP, gross national product) nebo index průmyslové produkce (IIP, index of industrial production). V mém vzorku dat jsou tyto aproximace využity ve více než 62% odhadů. Práce vycházející z monetaristické verze peněžní poptávky aproximují permanentní důchod nejčastěji pomocí proměnných soukromé spotřeby (Laidler 1993).

Ve studiích, na kterých je založena tato práce, jsem se setkala s poměrně vysokým počtem různých vyjádření škálové proměnné. Z tohoto důvodu jsem stejným způsobem jako Knell & Stix (2003) rozdělila jednotlivé proměnné do čtyř větších skupin. První skupinu tvoří proměnné měřící národní příjem (tedy GDP, GNP, národní příjem (NI, national income) a čistý národní produkt (NNP, net national product)). Další dvě skupiny tvoří proměnné určené pomocí výdajů a proměnné aproximované pomocí indexů (například IIP). Poslední skupinu tvoří škálové proměnné aproximované soukromou spotřebou. Podrobný popis těchto skupin je uveden v příloze B.

²Detailní popis jednotlivých měnových agregátů dle definice České národní banky, Fedu a Evropské centrální banky lze nalézt například v knize (Jílek 2004, str.32-36).

³Při tomto rozlišování jsem vycházela především z měnových agregátů, které definuje Knell & Stix (2003).

Náklady příležitosti

V teorii i praxi se běžně rozlišují dva druhy úrokových měr (resp. výnosů), které působí na peněžní poptávku. A to vlastní výnos peněz a výnos z alternativních finančních aktiv. V ideálním případě by proto měly být náklady příležitosti vyjádřeny vektorem, který obsahuje proměnné zastupující oba tyto výnosy. Nicméně se ukázalo, že v praxi bývá často obtížné oba tyto výnosy správně aproximovat.⁴

Volba vhodného reprezentanta nákladů příležitosti záleží především na preferencích autorů dané studie. Práce, které jsou založeny na definici úzkých peněz (vycházející tedy především z transakčního motivu), většinou volí krátkodobé úrokové míry. Naopak práce založené na širším měnovém agregátu se často přiklánějí k využití dlouhodobých úrokových měr (Hanousek & Tůma 1995).⁵ Některé práce, například Fase & Winder (1996), Butter & Dijken (1997) nebo Boone & Noord (2008) využívají obou druhů úrokových sazeb. Z toho důvodu do modelu zahrnuji i proměnou *bothr*, která na tyto práce poukazuje.

Další skupina prací (například Vega (1998), Carlson *et al.* (2000) nebo Howells & Hussein (1997)) si vytváří vlastní proxy proměnnou pro náklady příležitosti.⁶ Práce Baharumshah *et al.* (2009) a Fidrmuc (2009) zahrnují do svých modelů také zahraniční úrokové sazby. To, zda daná studie využívá těchto alternativních měr nákladů příležitosti, zachycuji pomocí dummy proměnné *other*.

Další proměnou, která bývá využívána k aproximaci nákladů příležitosti, je inflace. Bahmani-Oskooee & Barry (2000) poukazuje na to, že pro země s vysokou mírou inflace je vhodnější použít inflaci jakožto měřítko nákladů příležitosti. A to především z toho důvodu, že tyto země nemívají natolik vyspělé finanční trhy a úrokové sazby bývají velice nestabilní.

⁴Problém nastává například v případě, kdy je množství poptávaných peněz vyjádřeno pomocí čistého oběživa, které není běžně úročeno.

⁵Jakožto míra krátkodobých měr se v praxi často využívají sazby na depozitních účtech a mezibankovním trhu. Dlouhodobé míry potom bývají vyjadřované pomocí výnosů dlouhodobých vládních obligací.

⁶Ta bývá často definována jako rozdíl krátkodobé a dlouhodobé úrokové sazby či pomocí funkce, která obsahuje různé typy úrokových sazeb.

Další faktory

Bohatství a finanční inovace

Další skupina proměnných, která se vyskytuje v empirických pracích založených na monetaristické teorii peněžní poptávky, slouží k aproximaci bohatství a finanční inovace. Například Arnold & Roelands (2010) využívá jako míru bohatství obyvatelstva cenu nemovitostí. Fischer (2007) ve své analýze průřezových dat mezi jednotlivými švýcarskými kantory určuje míru inovace pomocí počtu automatů, počtu automatů na velikost populace a počtu automatů v poměru k velikosti daného kantonu. Naproti tomu Arrau *et al.* (1995) aproximuje vývoj finančních produktů jednoduše pomocí časové proměnné.

Substituční efekt

Některé práce, jako například Fidrmuc (2009), Bahmani-Oskooee & Rehman (2005) nebo Carruth & Sanchez-Fung (2000), poukazují také na skutečnost, že při zkoumání peněžní poptávky je třeba vzít v úvahu i okolní ekonomiky a nezkoumat pouze peněžní poptávku v uzavřeném ekonomickém systému. Z tohoto důvodu do svých základních modelů zahrnují i další proměnné, které mají tento měnový substituční efekt zachytit. Často využívají jako tuto proxy proměnnou měnový kurz – práce Dobson & Ramlogan (2001) nebo Falk & Funke (1995). Fidrmuc (2009) tento efekt vyjádřil pomocí zahraničních úrokových sazeb a Komárek & Melecký (2004) využili přímé zahraniční investice a kapitálovou mobilitu vůči USA a Německu jakožto měřítko otevřenosti české ekonomiky.

Další vlivy

Ve zkoumaných pracích jsem našla ještě mnoho dalších vysvětlujících proměnných. Hondroyiannis *et al.* (2001a) například zahrnuje mezi vysvětlující proměnné měřítko růstu nominálních příjmů a Marvasti & Smyth (1999) se zabývá vlivem daňových sazeb. Práce Boone & Noord (2008) nebo Hoffman *et al.* (1995) využívají dummy proměnných k zachycení strukturálních šoků, kterými dané ekonomiky prošly. Nicméně tyto proměnné byly použity pouze v zanedbatelném zlomku studií a proto se jimi explicitně nezabývám. Při modelování heterogenity odhadů je zohledňuji pomocí dvou proměnných – *othervar* a *otherdummy*, které signalizují, že práce využívá nějaký další faktor (ve formě klasické nebo dummy proměnné).

4.3.3 Vlastnosti práce a dat

Geografický původ dat

Konečný vzorek dat se pochází z 82 různých zemí, z nichž 35 je součástí Hospodářské organizace pro spolupráci a rozvoj (OECD, Organisation for Economic Co-operation and Development). Nejčastěji se v něm objevují práce zkoumající data z USA, Švýcarska, Německa nebo Velké Británie.

Mezi zkoumanými studii se objevuje i několik zabývajících se agregátní peněžní poptávkou v Evropské hospodářské a měnové unii (EMU, Economic and Monetary Union) a vybraných státech Evropy. Hlavním cílem těchto studií je získat empiricky ověřené informace o stabilitě peněžní poptávky jakožto jedné z alternativní proměnných, kterou by mohla v té době nově vznikající Evropská centrální banka použít jako střednědobý cíl své měnové politiky. Studie se většinou zaměřují na agregování základních proměnných modelů pro jedenáct zakládajících zemí eurozóny. Některé studie však nezahrnují všechny státy z důvodu nedostupnosti všech relevantních údajů. Clausen (1998) z tohoto důvodu nezařadil do svého vzorku Lucemburko, Bruggeman (2000) vynechal data jak z Lucemburka, tak i Řecka a Portugalska. Autoři těchto prací předpokládají, že vzhledem k relativně malé velikosti daných ekonomik nebude mít toto vyloučení významný vliv na velikost výsledných odhadů. Některé studie naopak používají data všech tehdejších patnácti členů eurozóny. Tedy i Dánska, Řecka, Švédsko a Velké Británie, které se zakládání eurozóny aktivně neúčastnily. Mezi studii lze nalézt i další varianty agregátních skupin.⁷ S ohledem na podobnost daných ekonomik a stejné postupy agregace dat používám během celé analýzy jednu dummy proměnnou (*multiEU*), která reprezentuje všechny tyto skupiny.

Vzhledem k tomu, že zahrnutím vysokého počtu dummy proměnných pro každou zemi by došlo k významné ztrátě stupňů volnosti, využívám v základním modelu pouze tři základní proměnné reprezentující tři nejfrekventovanější skupiny zemí. První skupinu tvoří data, která pocházejí z USA a Kanady. Druhou potom data, která jsou čerpána ze zemí EU a Švýcarska. V návaznosti na práci Kumar (2011), která se zabývá poptávkou po úzkých penězích agregátech ve skupině dvaceti asijských a afrických rozvojových zemích a která předpokládá, že důchodová elasticita bude v těchto

⁷Například Falk & Funke (1995) agreguje data tří významných evropských ekonomických států – Francie, Německo a Nizozemsko. Dreger *et al.* (2007) zase soustředí na 10 nových členských zemí, které vstoupily do EU v roce 2004.

zemích z důvodu nevyspělého bankovního systému vyšší než ve vyspělých zemích,⁸ zahrnuji do modelu také proměnnou *nonOECD*, která má tento vliv zkoumat.

Další charakteristiky

Vedle geografického původu jsem se během sestavování datové matice zaměřila i na další vlastnosti dat primárních prací, které mohou způsobovat heterogenitu odhadů. Soustředila jsem na strukturu původních dat (tedy na to, zda je studie postavena na průřezových datech, časových řadách nebo na panelových datech), frekvenci dat, velikost vzorku dat nebo stáří daných informací. Podrobný popis je opět uveden v příloze B.

4.3.4 Metody odhadů

Studie Knell & Stix (2003) poukazuje na to, že v případě, kdy je ekonometrický model správně specifikován, neměla by mít použitá metoda žádný systematický vliv na jednotlivé empirické odhady. Nicméně v praxi se ukazuje, že se především z důvodu používání nízkého počtu pozorování odhady elasticit v závislosti na použité metodě liší.

Při sběru dat jsem se setkala s více než 30 různými metodami a postupy aplikovanými na modifikovanou funkci peněžní poptávky (viz. rovnice (3.1)). Vzhledem k tomu, že některé metody byly použity pouze na malý zlomek odhadů, budu se explicitně zabývat pouze těmi nejfrekventovanějšími. Nejvíce odhadů (28 %) bylo získáno za použití výše zmiňované Johansenovi kointegrace, nezanedbatelná část odhadů (více než 13 %) byla nicméně odhadnuta také pomocí klasické metody OLS.

4.3.5 Publikační vlastnosti

Poslední skupinou faktorů, které mohou mít vliv na publikační selektivitu a heterogenitu odhadů, jsou publikační vlastnosti daných studií.

Vzhledem k neustálému vývoji ekonomických teorií peněžní poptávky, ekonometrických metod a ekonomickému cyklu, může v odhadech důchodové elasticity sehrát významnou roli stáří studie, respektive rok její publikace. Vedle stáří studie je třeba také zkoumat její kvalitu. Jako proxy proměnnou

⁸Méně vyspělý bankovní systém je totiž spojen s výrazně vyššími transakčními náklady, které zvyšují spotřebu držení vysoce likvidních peněz, viz Baumolův-Tobinův model (Kumar 2011).

měřící kvalitu využívám počet citací dané práce. Pro získání počtu citací jsem využila údaje z Google Scholaru z dubna 2012. Vzhledem k tomu, že by bylo neadekvátní hodnotit kvalitu prací pouze dle absolutního počtu citací bez ohledu na to, kdy byla studie publikována, normalizuji počet citací pomocí stáří dané studie. Proměnná *citations* tedy představuje průměrný počet citací dané práce během jednoho roku.

Kapitola 5

Meta-analýza důchodové elasticity

5.1 Úvodní analýza dat

Havránek & Iršová (2010) ve své meta-analýze poukazuje na skutečnosti, že sběr dat, při němž se zaměříme pouze na námi zvolený „nejlepší“ odhad, může vést k dalšímu zkreslení výsledných dat. Na druhou stranu, použití průměru odhadů získaných z jedné studie může vést ke zbytečné ztrátě velkého množství informací. Z tohoto důvodu jsem při sestavování datové matice využívala všech odhadů důchodových elasticit, které byly v jednotlivých studiích uvedeny společně s příslušnou mírou jejich přesnosti.

Tímto způsobem získaný vzorek dat obsahuje 985 odhadů důchodové elasticity peněžní poptávky z více než 70 článků, které byly publikovány v rozmezí let 1994 až 2012.¹ Nejvíce odhadů (166) jsem získala ze studie Hoffman *et al.* (1995). Naproti tomu se v daném vzorku vyskytuje pět studií, z nichž jsem získala pouze jeden odhad.² Medián počtu odhadů získaných z jedné studie je roven 6. Primární studie jsou založeny na datech z rozmezí let 1861 až 2008 (medián časového rozpětí tvoří data z let 1975 až 1996), které pochází z 83 různých zemí nebo územních celků, jejichž makroekonomické ukazatele dané studie agregují. Primární studie využívají k odhadům funkce peněžní poptávky v průměru více než 131 pozorování (medián činí 87 pozorování). Nejméně pozorování (10) bylo využito ve studii Hondroyiannis *et al.* (2001a), naopak nejvíce dat využívá studie Asgary *et al.* (1997), která odhaduje důchodovou elasticitu pomocí 1499 pozorování.

Přibližně 47 % získaných odhadů je založených na odhadu funkce peněžní

¹Výsledná datová matice není k práci přiložena. V případě zájmu ji na požádání poskytnu.

²Přehled všech využitých studií s počtem získaných odhadů je uveden v příloze A.

poptávky, která využívá k měření peněžní zásoby úzké měnové agregáty. Z popisné statistiky získaných odhadů, která je uvedena v první části tabulky 5.1, je vidět, že některé odhady se značně liší od ostatních hodnot. Tyto extrémní hodnoty v datech zůstávají i po kontrole, zda nevznikly chybou při manuálním sběru dat. S ohledem na skutečnost, že by tyto hodnoty mohly nepříznivě ovlivnit výsledky meta-analýzy, jsem provedla úpravu dat.

Tabulka 5.1: Popisná statistika odhadů důchodové elasticity γ

	Počet	Minimum	Maximum	Medián	Průměr	Průměr*
Všechna data						
Celkem	985	-27,217	44,790	0,975	1,0303	1,01910
Úzké peníze	467	-27,217	44,790	0,887	0,9152	0,8671
Široké peníze	518	-6,790	14,111	1,020	1,1341	1,0819
Upravená data						
Celkem	911	-0,854	2,950	0,967	0,9510	0,9459
Úzké peníze	437	-0,854	2,950	0,887	0,8412	0,8130
Široké peníze	474	-0,587	2,930	0,995	1,0522	1,0015

Průměr – klasický aritmetický průměr všech odhadů

Průměr*– vážený průměr, kde jsou jako váhy použity počty pozorování

Zdroj: vlastní zpracování

Při úpravě dat jsem aplikovala tzv. Chauvenetovo kritérium na celý vzorek dat.³ Pomocí tohoto kritéria jsem určila interval, do kterého musí jednotlivé odhady náležet. Pokud určitý odhad překročí dolní nebo horní hranici tohoto intervalu, je označen jako outlier a je ze vzorku dat vyjmut. S ohledem na skutečnost, že k výpočtu daného intervalu se využívá směrodatná odchylka, která se po vyjmutí extrémních hodnot vylepší, je třeba aplikovat tento postup opakovaně, abychom byli schopni odhalit i tzv. „zastíněné“ outliery (shielded outlier). V tomto případě byl postup aplikován sedmkrát. Při sedmém stanovení horní a dolní meze, které odpovídají přibližně odhadům důchodové elasticity $-1,084$ a $2,987$, jsem nenalezla žádný odhad, který by tyto hranice překročil. Celkem jsem touto metodou odstranila 41 pozorování, tedy přibližně 4,2 % původních dat. Poté jsem stejný postup aplikovala na proměnnou představující preciznost odhadů ($\frac{1}{se}$). Po čtyřech aplikacích postupu jsem odstranila dalších 33 pozorování, jejichž hodnota přesáhla výslednou horní mez 53,574 (dolní mez vycházela při daných odchylkách záporně a nehrála tedy při detekci outlierů roli). Celkově bylo odstraněno 77

³Podrobnější popis a odvození tohoto kritéria lze naléznout v práci Lin *et al.* (2007).

odhadů, tedy přibližně 7,8 % původních dat. Směrodatná odchylka celého vzorku dat se tímto postupem vylepšila z hodnoty 1,9513 na 0,5933 (údaje jsou zaokrouhleny na 4 desetinná místa). Základní popisné statistiky takto upravených odhadů jsou uvedeny v druhé části tabulky 5.1.

Průměr odhadů důchodové elasticity upravených dat je roven 0,9510. Tento průměr není významně vzdálen od jedné, což odpovídá elasticitě, kterou předpokládá kvantitativní teorie peněz. Také rozdělení vzorku dat do dvou dílčích celků, podle toho, zda studie využívá jako míru peněžní zásoby úzkých nebo širokých peněžních agregátů, přibližně odpovídá teoretickým závěrům, které předpokládají, že elasticity měřené pomocí širších měnových agregátů budou vyšší. S ohledem na rozdílnost popisných statistik pro úzce a široce definované měnové agregáty se budu těmito skupinám v průběhu práce často věnovat odděleně.

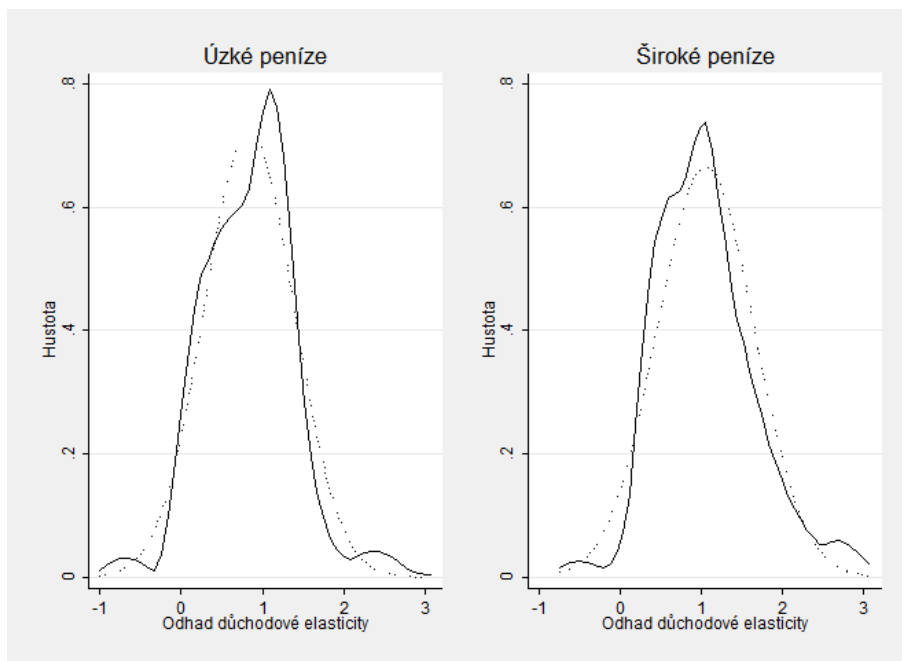
Údaj v posledním sloupci tabulky 5.1 udává vážený průměr r_w . Tento průměr jsem vypočítala pomocí následujícího vzorce:

$$r_w = \frac{\sum_{i=1}^n w_i \gamma_i}{\sum_{i=1}^n w_i}, \quad (5.1)$$

kde n značí počet pozorování, γ odhad důchodové elasticity a w jsou příslušné váhy. Jakožto váhy jsem využila počet pozorování, jejichž pomocí byl daný odhad stanoven. Tento průměr slouží především k ověření robustnosti získaných údajů. Jak můžeme vidět, získané hodnoty se nijak významně neliší od klasických aritmetických průměrů.

V případě, že u některých odhadů existuje větší pravděpodobnost publikace, bude obyčejný aritmetický průměr vychýlený od „skutečné“ hodnoty (Havránek *et al.* 2012b). Obrázek 5.1 znázorňuje graf hustoty rozdělení odhadů důchodových elasticit odděleně pro úzké a široké měnové agregáty (jedná se tzv. Epanechnikovu verzi grafu (Epanechnikov kernel density)). Pro srovnání – tečkovaná křivka zobrazuje hustotu normálního rozdělení. Je zřejmé, že pro obě dílčí skupiny odhadů není rozdělení zcela symetrické. Záporné odhady důchodové elasticity peněžní poptávky nebývají tak často publikovány. Z toho důvodu dosahuje hustota v pravé části grafu (to je, v kladné části) vyšších hodnot. Vzhledem k tomu, že publikační selektivita může mít na získané odhady významný vliv, budu se jí podrobněji věnovat v další části práce.

Obrázek 5.1: Hustoty odhadů důchodové elasticity



Zdroj: vlastní zpracování

5.2 Vliv publikační selektivity na odhady důchodové elasticity

5.2.1 Pojem publikační selektivita

„Publikační vychýlení, nebo také problém hromadění pouze statisticky významných výsledků⁴ (file drawer problem), je již dlouho jedním z hlavních zájmů meta-analytiků. Ve své více benigní formě, je výsledkem výběru statisticky signifikantních výsledků.“ (Stanley 2005, str. 310, vlastní překlad)

Tomuto fenoménu, který je v ekonomických studiích často přítomen, se podrobně věnuje například studie Stanley (2005). Základní princip publikační selektivity stojí na myšlence, že jak výzkumníci, tak editoři akademických periodik mají tendenci upřednostňovat statisticky signifikantní výsledky. Naproti tomu výsledky, které se ukázaly být méně statisticky signifikantní, obvykle publikovány nebývají.⁵ Ve výsledku tedy přítomnost publikační selek-

⁴Jedná se o překlad převzatý z práce Soukup (2010).

⁵Stanley *et al.* (2008) se ve své práci upozorňuje také na sociální aspekt, který je s publikační selektivitou úzce spojen. Poukazuje zde na skutečnost, že ekonomové jsou často odměňováni především na základě objemu (nikoli kvality) publikovaných prací, což vytváří další stimuly pro hledání statisticky signifikantních výsledků, u kterých existuje větší pravděpodobnost publikace.

tivity způsobí, že empirické výsledky vypadají větší, než je jejich „skutečná“ hodnota.

Vedle publikační selektivity, která je způsobená hledáním vhodných výsledků po statistické stránce, upozorňuje Stanley (2005) i na další faktor, který může způsobit značné vychýlení odhadů. Tento typ publikační selektivity je způsobený hledáním výsledků, které budou v souladu s ekonomickou teorií. Toto vychýlení bude pravděpodobně znatelnější v oblastech, kde ekonomové došli k určitému konsensu ohledně velikosti (nebo alespoň znaménka) daného parametru (Havránek & Iršová 2010). V případě, že teoretické studie dojdou k závěru, že by měl mít zkoumaný efekt pozitivní vliv (jako je tomu v případě kladného znaménka důchodové elasticity peněžní poptávky), nebudou empirické odhady s rozporným (tedy záporným) znaménkem často vůbec publikovány. Pokud se navíc autoři studií rozhodnou nepublikovat pouze záporné odhady a odhady s velkou kladnou hodnotou ve výsledcích ponechají, budou výsledné odhady v průměru vychýlené směrem k silnějším efektům (Havránek *et al.* 2012a).

Stanley (2005) doporučuje, abychom, s ohledem na častý výskyt publikační selektivity v ekonomických empirických studiích, zahrnuli předpoklad publikační selektivity mezi základní předpoklady každé meta-analýzy. Mezi zveřejněnými meta-analytickými studii lze naleznout jen málo takových, ve kterých nebyl výskyt publikační selektivity pozorován. I přesto, že jednou z těchto výjimek je právě práce Knell & Stix (2005), budu se publikační selektivitě v následující části práce věnovat.

5.2.2 Grafické testy publikační selektivity

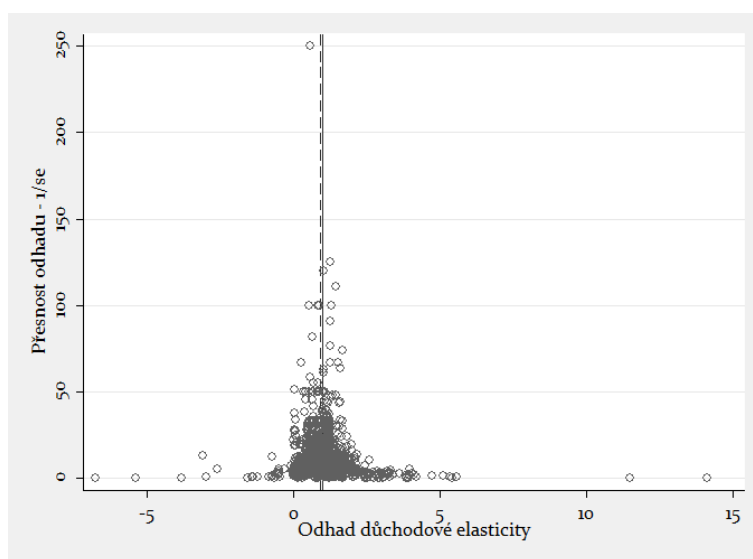
Nejjednodušší metodou, díky níž lze odhalit případnou publikační selektivitu, je grafické znázornění dat, které slouží také jakožto prvotní vizuální kontrola. Metod, kterými můžeme data zobrazit, existuje hned několik. Nejčastěji se však využívá tzv. trychtýřový graf (funnel plot) nebo Galbraithův graf.

Trychtýřový graf

Trychtýřový graf je bodový diagram, který zobrazuje nestandardizované odhady jednotlivých empirických studií (v našem případě důchodové elasticity) na horizontální ose oproti jejich přesnosti na vertikální ose. Přesnost odhadů daného jevu můžeme určit více způsoby. Nejčastěji se k tomu využívá převrácená hodnota jejich standardních odchylek ($\frac{1}{se}$). Pokud nemáme tyto odchylky k dispozici, lze přesnost odhadnout také pomocí velikosti vzorku (n)

nebo druhých odmocnin těchto vzorků (\sqrt{n}) (Stanley 2005). Vzhledem k tomu, že práce pracující s menšími vzorky dat většinou bývají méně přesné (odhady bývají více vzdálené od skutečné hodnoty a mívají větší standardní odchylky), bude se diagram v ideálním případě rozšiřovat směrem ke dnu (Doucouliagos & Stanley 2009). Z výsledného tvaru grafu, který v případě nedeformovaných dat vypadá jako převrácený trychtýř, je odvozen i jeho název – trychtýřový graf. V případě, že data nejsou vychýlena v důsledku publikační selektivity, bude graf symetrický.

Obrázek 5.2: Trychtýřový graf pro celý vzorek dat



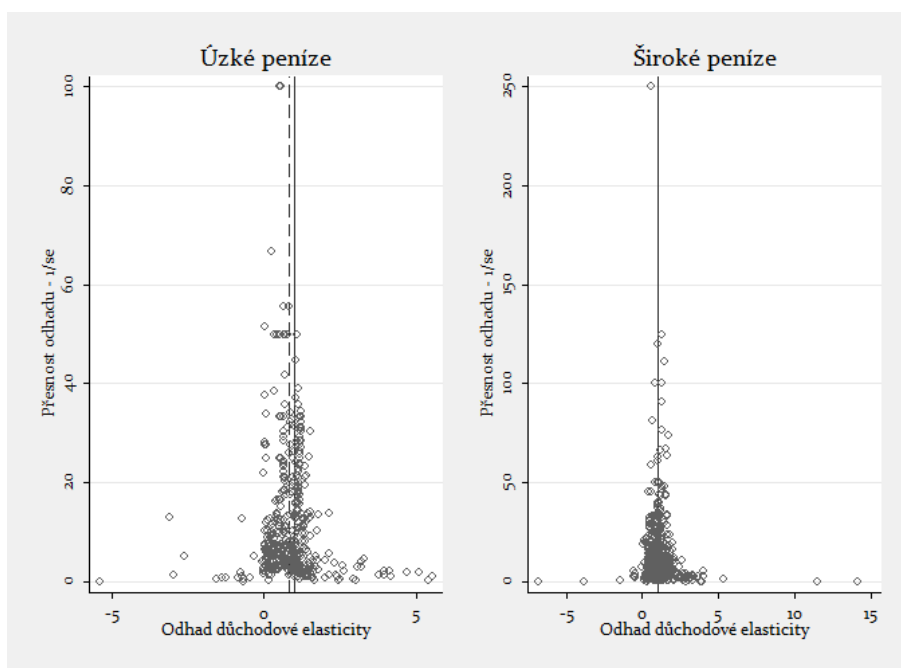
Zdroj: vlastní zpracování

Obrázek 5.2 zobrazuje trychtýřový graf pro celý vzorek dat (tedy pro neupravený vzorek dat obsahující i outliery). Pro lepší názornost grafu nejsou zobrazena dvě pozorování, jejichž elasticita v absolutní hodnotě přesahuje hodnotu 20. V grafu jsou použity dvě referenční přímky pro hodnoty na horizontální ose – spojitá přímka pro hodnotu 1 a přerušovaná přímka pro hodnotu 0,9098. Tato hodnota odpovídá hodnotě váženého průměru (zaokrouhleného na čtyři desetinná místa), který byl vypočten pro upravený vzorek dat, kde byly jako váhy využity převrácené hodnoty směrodatných odchylek jednotlivých odhadů.⁶ Na první pohled graf nevykazuje žádné dramatické znaky asymetrie. Horizontální shluky dat, které můžeme pozorovat v grafu pro přesnosti v hodnotách 50 a 100 (kde jsou odpovídající odchylky rovny hodnotám 0,2 a 0,1), jsou způsobené zaokrouhlením směrodatných odchylek v primárních studiích.

⁶Odchylka toho průměru, která byla určena jako druhá odmocnina převrácené hodnoty součtu vah, se po zaokrouhlení na šest desetinných míst, rovná 0,001906.

Náznak publikační selektivity můžeme pozorovat na horizontální ose v hodnotě 0. V tomto bodě je vidět, že autoři mají tendenci nepublikovat výsledky, které jdou lehce do záporných hodnot, ale namísto toho upravují modely tak, aby výsledné odhady nabývaly hodnot lehce kladných nebo alespoň nulových.

Obrázek 5.3: Trychtýřový graf pro úzké a široké měnové agregáty



Zdroj: vlastní zpracování

Větší asymetrii trychtýřových grafů můžeme pozorovat v obrázku 5.3, kde jsem znázornila odděleně odhady elasticit, které jsou založeny na úzce a široce definovaných peněžích.⁷ V případě úzce definovaných peněz můžeme opět pozorovat jisté publikační vychýlení kolem nulové hodnoty odhadů důchodové elasticity. Podobný efek, můžeme pozorovat i v bodě, kde se odhady rovnají jedné. Tento jev je v souladu s ekonomickou teorií, neboť teoretické směry, které jsou založené na úzké definici měnových agregátů, dochází k závěru, že důchodová elasticita by neměla být větší než jedna. Naproti tomu v pravé části obrázku 5.3, kde jsou zobrazeny odhady postavené na široké definici peněz, můžeme pozorovat opačný efek. Jednotlivé body jsou zde rozmístěny s větší hustotou v pravé části grafu (vpravo od hodnoty 1). Z toho vyplývá, že autoři

⁷Levá část obrázku pro úzké měnové agregáty obsahuje stejně jako obrázek 5.2 dvě referenční přímky – spojitou přímku pro hodnotu elasticity rovnou 1 a přerušovanou přímku pro vážený průměr s hodnotou rovnou 0,8061 ($se = 0,003008$). Pravý graf, který reprezentuje široké agregáty, obsahuje pouze jednu referenční přímku pro hodnotu rovnou 1. Druhá referenční přímka není v tomto případě do grafu zanesena, neboť se vážený průměr rovná 0,9794 ($se = 0,002464$) a obě tyto přímky by v daném měřítku splývaly.

spíše preferují (v souladu s monetaristy) odhady, které implikují větší než jednotkovou elasticitu peněžní poptávky.

Nicméně žádná z těchto asymetrií není nijak výrazná a proto na základě vizuální kontroly trychtýřového grafu nemůžeme s jistotou říci, zda jsou data nějak systematicky publikační selektivitou ovlivněna.

Galbraithův graf

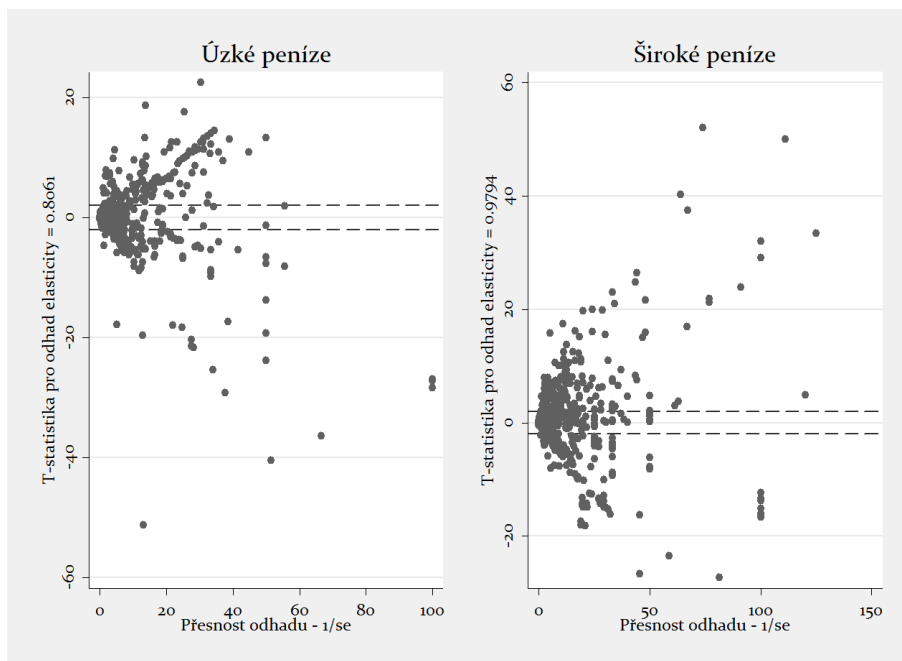
Specifický typ publikační selektivity, který nastává v případě preference signifikantních výsledků, lze odhalit pomocí dalšího grafického testu, Galbraithova grafu. Tento typ publikační selektivity lze identifikovat pomocí zkoumání pravděpodobnosti, se kterou jsou publikovány vysoce významné odhady. Obecně platí, že by t-statistika, určená jako $|\frac{\gamma_i - TE}{se_i}|$, neměla pro dostatečně velké vzorky dat přesáhnout hodnotu 1,96 ve více než 5% případech. Symbol TE v našem případě značí „skutečnou“ hodnotu (true effect) důchodové elasticity (Stanley 2005). Galbraithův graf představuje diagram, který zobrazuje takto získané t-statistiky (standardizované odhady) na vertikální ose oproti přesnosti měření na horizontální ose.

„V podstatě je to trychtýřový graf otočený o 90 stupňů a upravený tak, aby odstranil zřejmou heteroskedasticitu.“ (Stanley 2005, str. 318, vlastní překlad) Přesnost měření vyjadřují pomocí převrácených hodnot směrodatných odchylek daných odhadů. Pro určení „skutečné“ hodnoty jsem využila, stejně jako v případě referenčních křivek u trychtýřových grafů, vážené průměry. V případě, že by data nebyla ovlivněna publikační selektivitou, byly by jednotlivé body grafu náhodně rozmístěny kolem nulové t-statistiky bez pozorovatelné závislosti na přesnosti odhadů.

V našem případě tomu tak ovšem není. V obrázku 5.4 můžeme v obou variantách měnových agregátů pozorovat, že se t-statistiky vzdalují nulové hodnotě s rostoucí přesností měření.⁸ Navíc je již na první pohled patrné, že se mimo vymezený interval nachází více, než požadovaných 5% bodů (ve skutečnosti se mimo interval nachází přibližně 58 % bodů pro úzce definované peníze a 68 % odhadů pro široce definované peníze). Z výsledné podoby Galbraithova grafu můžeme tedy usoudit, že jsou naše data pravděpodobně vychýlena v důsledku publikační selektivity.

⁸Pro lepší názornost grafů jsou zobrazena pouze data, která spadají do vzorku dat, který byl upraven o odlehlé odhady důchodových elasticit. V případě širokých měnových agregátů je vyloučeno ještě jedno pozorování, jehož přesnost odhadu dosahovala hodnoty 250.

Obrázek 5.4: Galbraithův graf t-statistik důchodové elasticity



Zdroj: vlastní zpracování

5.2.3 Test trychtýřové asymetrie a přesnosti odhadů důchodové elasticity

Přestože je grafické testování publikační selektivity velice názorné a případnou selektivitu lze jeho pomocí objevit na první pohled, je nezbytné výsledky, které získáme pouze vizuální kontrolou, ověřit i pomocí explicitních regresních testů. Navíc grafické testy nejsou vždy schopny odhalit všechny typy publikační selektivity.

Z podobné myšlenky, na které je postaven trychtýřový graf, vychází i test trychtýřové asymetrie (FAT, funnel asymetry test). Vzhledem k tomu, že výsledky založené na malém vzorku dat mají tendenci mít větší směrodatné odchylky, snaží se autoři prací, které trpí tímto trendem, specifikovat modely tak, aby získané odhady byly v absolutní hodnotě co největší (tímto způsobem mohou totiž dojít ke statisticky významným odhadům). Naopak autoři prací, které jsou založené na velkém vzorku dat, mají tendenci publikovat spíše nižší empirické odhady. Odhady založené na velkém počtu bývají totiž poměrně přesné (mají malou směrodatnou odchylku) a proto zpravidla nevyžadují pokročilejší analýzu daného modelu k dosažení signifikance. Ve výsledku tedy můžeme publikační selektivitu odhalit ze závislosti velikosti odhadu a jeho

směrodatné odchylky (Stanley *et al.* 2008). Tento vztah můžeme testovat pomocí následujícího regresního modelu s využitím metody OLS:

$$\hat{\gamma}_j = \beta + \beta_0 se_j + \epsilon_j, \quad (5.2)$$

kde $\hat{\gamma}_i$ značí odhad důchodové elasticity a se_i jeho odchylku. V případě, že data nejsou ovlivněna publikační selektivitou, budou se odhady pohybovat kolem „skutečné“ hodnoty β bez závislosti na velikosti směrodatné odchylky (Stanley 2005).

Vzhledem k tomu, že v modelu využíváme odhady, k jejichž určení byla využita rozdílná data, ekonometrické modely a postupy, budou meta-regresní residua s velkou pravděpodobností trpět heteroskedasticitou (Doucouliagos & Stanley 2009). Z toho důvodu bývá rovnice (5.2) v praxi odhadována pomocí metody vážených čtverců (WLS, weighted least squares):

$$\frac{\hat{\gamma}_j}{se_j} \equiv t_j = \beta_0 + \beta \left(\frac{1}{se_j} \right) + \xi_j, \quad \xi_j | se_j \sim N(0, \sigma^2), \quad (5.3)$$

kde t_j značí přibližnou t-statistiku daného odhadu a nová chyba měření ξ_j má konstantní rozptyl – je tedy homoskedastická. Průsečík β_0 této verze FAT testu měří publikační vychýlení,⁹ pomocí koeficientu β potom můžeme měřit očištěnou hodnotu odhadu důchodové elasticity (Havránek *et al.* 2012a).

V tabulce 5.2 můžeme vidět výsledky testu publikační selektivity provedeného na základě rovnice (5.3). V prvních dvou sloupcích jsou zobrazeny výsledky pro všechna pozorování, ve zbývajících sloupcích jsou dílčí výsledky pro úzké a široké měnové agregáty.¹⁰ Odhady metodou OLS jsou doplněny o odhady pomocí instrumentální proměnné (jako instrumentální proměnnou využívám odmocninu z proměnné *nobs*). Tuto alternativní metodu navrhuje Stanley (2005) jakožto doplněk pro kontrolu vychýlení OLS odhadů. Ani v jednom případě není konstatna β_0 signifikantní na žádné adekvátní hladině významnosti a nelze tedy zamítnout nulovou hypotézu neexistence publikační selektivity ($H_0 : \beta_0 = 0$). Pomocí FAT testu se tedy nepodařilo prokázat přítomnost publikační selektivity. Test přesnosti odhadů (PET, precision-effect test) zamítá ve všech případech nulovou hypotézu $H_0 : \beta = 0$ a potvrzuje tak signifikanci „skutečných“ hodnot důchodové elasticity. V případech, kdy

⁹Signifikantní průsečík β_0 poskytuje formální důkaz asymetrie trychtýřového grafu.

¹⁰Pro odhad byla použita data očištěná o outliery. Pro kontrolu jsem provedla i odhad pomocí všech 985 pozorování. Takto získané odhady se nijak výrazně nelišily od výsledků z tabulky 5.2 a jsou uvedené v tabulce C.1 přílohy C.

byla využita instrumentální proměnná, jsou získané odhady znatelně nižší než v případě odhadu pomocí OLS. V případě úzce i široce definovaných peněz leží výsledné odhady elasticit mezi hodnotami, které jsme dostali pomocí klasického průměru a průměru váženého pomocí směrodatných odchylek. „Skutečné“ velikosti elasticit získané pomocí FAT-PET testu dosahují přibližně 0,79% pro úzce definované peníze a 0,96% pro široké peněžní agregáty.

Tabulka 5.2: Test publikační selektivity - OLS

	Celý vzorek		Úzké peníze		Široké peníze	
	OLS	IV	OLS	IV	OLS	IV
$\beta(\text{efekt})$	0.894*** (0.057)	0.811*** (0.145)	0.787*** (0.128)	0.579* (0.230)	0.955*** (0.060)	0.717*** (0.149)
$\beta_0(\text{zkreslení})$	0.354 (0.486)	1.424 (1.791)	0.364 (0.747)	2.747 (2.911)	0.637 (0.711)	3.959 (2.646)
N	911	911	437	437	474	474
R^2	0.714	0.708	0.650	0.605	0.760	0.713

Sdružené měrodatné odchylky dle proměnné *idstudy* v závorkách

Závislá proměnná: t-statistika odhadu důchodové elasticity

OLS – odhad pomocí OLS

IV – odhad pomocí instrumentální proměnné \sqrt{nobs}

* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

Zdroj: vlastní zpracování

5.2.4 Víceúrovňový model smíšených efektů

Protože některá data, která používáme v naší meta-analýze, pochází z jedné studie (případně od jednoho autora), můžeme předpokládat, že budou mezi sebou z důvodu stejných výchozích dat, ekonometrických metod a dalších faktorů silně korelovaná. Tato korelace by mohla poměrně výrazně zkreslit výsledky, pokud bychom používali tradiční metodu OLS z rovnice (5.2) nebo její modifikovanou verzi (viz. rovnice (5.3)). Tento problém se v meta-analytických studiích často řeší pomocí víceúrovňových modelů smíšených efektů (mixed-effects multilevel model), které berou tuto korelaci v potaz (Nelson & Kennedy 2009; Havránek *et al.* 2012a):

$$t_{ij} = \beta_0 + \beta \left(\frac{1}{se_{ij}} \right) + \alpha_j + \epsilon_{ij}, \quad \alpha_j | se_{ij} \sim N(0, \psi), \quad \epsilon_{ij} | se_{ij}, \alpha_j \sim N(0, \theta). \quad (5.4)$$

Zde i značí index daného odhadu a j index konkrétní studie (autora). Celková náhodná chyba modelu ξ_{ij} se skládá ze dvou nezávislých částí – z náhodné chyby studie (α_j) a disturbance na úrovni jednotlivých odhadů (ϵ_{ij}). S ohledem na předpoklad nezávislosti těchto složek lze rozptyl celkové chyby vyjádřit jako: $Va(\xi_{ij}) = \theta + \psi$, kde ψ symbolizuje rozptyl mezi jednotlivými studiemi a θ rozptyl uvnitř jednotlivých studií. V případě, že se hodnota ψ blíží nule, ztrácí víceúrovňový model smíšený efektů svoji efektivnost oproti klasickým metodám OLS nebo WLS. Pro korelaci odhadů v rámci jednotlivých studií platí: $\rho \equiv Cor(\xi_{ij}, \xi_{i'j}) = \frac{\psi}{\psi + \theta}$. Tento výraz vyjadřuje stupeň závislosti odhadů v rámci jedné studie (nebo ekvivalentně stupeň heterogenity mezi jednotlivými studiemi).

Víceúrovňový model smíšených efektů lze přirovnat k modelu náhodných efektů využívaném v analýze panelových dat. Model smíšených efektů stojí na kombinaci fixních (β) a náhodných efektů (α_j). Nicméně pro potřeby meta-analýzy je tento model využívající metodu maximální věrohodnosti (maximum likelihood estimator) vhodnější než analýza panelových dat využívající metodu obecných čtverců (GLS, generalized least squares), neboť nám umožňuje pracovat s odlišnostmi mezi studiemi (autory) a eliminuje vliv studií, které obsahují velké množství odhadů v porovnání s ostatními (Havránek *et al.* 2012b).

Tabulka 5.3: Test publikační selektivity - model smíšených efektů

	Celý vzorek		Úzké peníze		Široké peníze	
	ME1	ME2	ME1	ME2	ME1	ME2
$\beta(\text{efekt})$	0.867*** (0.017)	0.872*** (0.017)	0.783*** (0.027)	0.786*** (0.027)	0.934*** (0.020)	0.934*** (0.021)
$\beta_0(\text{zkreslení})$	1.900** (0.731)	1.687* (0.806)	0.120 (0.885)	0.109 (0.910)	2.460** (0.889)	2.469* (1.004)
Korelace	0.508	0.515	0.392	0.391	0.561	0.572
N	911	911	437	437	474	474
Skupiny	71	60	34	31	54	45
χ^2	308.1***	311.9***	85.7***	83.7***	229.2***	230.0***

Směrodatné odchylky v závorkách

Závislá proměnná: t-statistika odhadu důchodové elasticity

ME1 a ME2 – víceúrovňový model smíšených efektů dle studií a autorů

Korelace – korelace (ρ) uvnitř jednotlivých skupin

χ^2 - LRT test

* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

Zdroj: vlastní zpracování

Výsledky testu publikační selektivity založené na víceúrovňovém modelu z rovnice (5.4) jsou uvedeny v tabulce 5.3. Pro srovnání jsem využila dva různé způsoby odhadů – v levých sloupcích jsou uvedeny výsledky pro seskupení dle studií, v pravých sloupcích potom dle autorů.¹¹ Vzhledem k tomu, že se počty skupin studií a autorů nijak výrazně neliší, nepozorujeme ani žádné významné rozdíly mezi výsledky těchto dvou modelů. Korelace odhadů v rámci jednotlivých studií a autorů se pohybuje v rozmezí od 0,391 pro úzké peněžní agregáty do 0,572 pro široké peněžní agregáty, což signalizuje poměrně vysokou závislost mezi odhady v rámci skupin. Také likelihood-ratio test (LRT) silně zamítá nulovou hypotézu nezávislosti odhadů v rámci skupin ($H_0 : \rho = 0$) pro všechny obměny testu publikační selektivity. To jinými slovy znamená, že model s metodou OLS není vhodně specifikovaný a víceúrovňový model smíšených efektů je v tomto případě více spolehlivější.

Na rozdíl od testu založeném na OLS metodě signalizují výsledky přítomnost publikační selektivity, a to především v případě, že jsou odhady důchodové elasticity založené na širokých měnových agregátech. V tomto případě test ukazuje publikační zkreslení, které je pro případ seskupení dle studií signifikantní dokonce na 1% hladině významnosti. Zkreslení této skupiny odhadů se projevuje i v celém vzorku dat, kde jsem také dospěla k silně signifikantnímu důkazu publikačního vychýlení (resp. jsem zamítla nulovou hypotézu nepřítomnosti publikační selektivity). Koeficienty β_0 nabývají ve všech případech kladných hodnot, což lze interpretovat tak, že autoři studií mají tendenci publikovat kladné výsledky na úkor záporných, čímž zvyšují celkový průměr odhadů. V případě, kdy jsem zohlednila korelaci uvnitř studií, jsem po korekci publikační selektivity získala odhad důchodové elasticity pro úzce definované peníze roven přibližně 0,78 % s 95% intervalem spolehlivosti (0,7306; 0,8360). Pro široce definované peníze činí odhadovaná elasticita přibližně 0,94 % s 95% intervalem spolehlivosti (0,8956; 0,9737).

¹¹K těmto odhadům byl opět použit očištěný datový vzorek. Výsledky regresí, kde byla využita všechna původní data jsou k dispozici v tabulce C.2 přílohy C.

5.3 Heterogenita odhadů

5.3.1 MRA zkoumající heterogenitu odhadů

Vedle publikační selektivity je odhad „skutečné“ hodnoty elasticity získaný zprůměrováním dat nedokonalý i z dalších důvodů. Aritmetický průměr totiž zcela zanedbává případné vlivy způsobené různorodostí primárních studií. Vzhledem k tomu, že různí ekonomové využívají ve svých studiích rozdílné předpoklady, postupy a data, je nerealistické odhadovat skutečný efekt pomocí prostého zprůměrování jednotlivých odhadů, aniž bychom přihlédli na fakt, že ne všechny odhady pochází ze stejně kvalitních výzkumů. Mimo to mohou být některé odhady nadhodnoceny nebo podhodnoceny z důvodu nesprávné specifikace výchozího modelu (Havránek *et al.* 2012a).

Cílem níže provedené MRA analýzy je tyto nedokonalosti odstranit. Mimo to se pomocí regresních testů budu zabývat určením „skutečné“ hodnoty důchodové elasticity a zjištěním, jaký konkrétní vliv na její velikost mají různé charakteristiky výchozích modelů, dat a samotných primárních studií.

Pro modelování heterogenity využívám více rozdílných metod a modelů. První model je založený na metodě OLS aplikované na rozšířený model z rovnice (5.3), tedy základní model FAT-PET testu po korekci heteroskedasticity, ve tvaru (Stanley 2005; Doucouliagos & Stanley 2009):

$$\frac{\hat{\gamma}_j}{se_j} \equiv t_j = \beta_0 + \beta \left(\frac{1}{se_j} \right) + \sum_{k=1}^K \frac{\beta_k Z_{jk}}{se_j} + \xi_j, \quad \xi_j | se_j \sim N(0, \sigma^2), \quad (5.5)$$

kde Z značí vektor meta-nezávislých proměnných (těmito faktory jsem se podrobněji zabývala v kapitole 4 a jejich detailní souhrn je uveden v příloze B).

S ohledem na test publikační selektivity (viz tabulka 5.3), který ukázal, že mezi daty existuje silná korelace uvnitř jednotlivých studií, využívám vedle modelu založeného na OLS (resp. WLS) také upravenou verzi víceúrovňového modelu smíšených efektů z rovnice (5.4) (Havránek *et al.* 2012a):¹²

$$t_{ij} = \beta_0 + \beta \left(\frac{1}{se_{ij}} \right) + \sum_{k=1}^K \frac{\beta_k Z_{ijk}}{se_{ij}} + \alpha_j + \epsilon_{ij}, \quad (5.6)$$

kde jsou dané předpoklady exogenity $\alpha_j | se_{ij} \sim N(0, \psi)$ a $\epsilon_{ij} | se_{ij}, \alpha_j \sim N(0, \theta)$.

¹²S ohledem na skutečnost, že jsem během testování publikační selektivity seskupením dle studií a autorů získala téměř stejné výsledky (viz tabulka 5.3), využívám v případě modelování heterogenity pouze seskupení dle studií.

5.3.2 Obecný model a geografický původ dat

V prvním kroku jsem do meta-regresního modelu zahrнула všechny proměnné, o nichž předpokládám, že by mohly mít jistý systematický vliv na velikost odhadů důchodové elasticity peněžní poptávky. Pro zkoumání heterogenity využívám dvou alternativním modelů. Do prvního zahrnuji dummy proměnné pro všechny měnové agregáty, které byly využity v primárních studiích. Ve druhém modelu využívám pouze dvou dummy proměnných rozlišujících využití úzkých a širokých měnových agregátů. Výsledky těchto regresí jsou uvedeny v tabulce D.1 přílohy D.

Pokud předpokládáme, že se budou odhady lišit na základě geografického původu dat, je standardním postupem zahrnutí dummy proměnných pro každou zemi, na jejíchž datech jsou dané odhady založené.¹³ S ohledem na skutečnost, že upravená data, která ke zkoumání heterogenity využívám, pocházejí ze studií zkoumajících data z 81 různých zemí, znamenalo by zahrnutí všech těchto dummy proměnných velkou ztrátu stupňů volnosti. Z toho důvodu jsem do základního modelu zahrнула pouze tři dummy proměnné – *nonOECD*, *usa_cu* a *eu_ch* – reprezentující tři největší skupiny zemí.

Vedle toho jsem využila dvou dalších modelů, které s původem dat pracují. Prvním z nich je víceúrovňový model smíšených efektů z rovnice (5.6), kde využívám seskupení dle země, z níž pochází data, která jsou využita v primárních studiích. Tento model mimo jiné ukazuje, že odhady elasticity z jednotlivých států jsou mezi sebou z více než jedné třetiny korelovány. Nicméně tato závislost je nižší, než v případě seskupení dle studií, kde se stupeň korelace pohybuje kolem 60 %.

V dalším kroku jsem data upravila do podoby panelových dat dle zemí. Takto uspořádaná data jsem odhadla pomocí modelu fixních efektů, kde za nepozorovatelný fixní efekt považuji právě heterogenity způsobenou geografickým původem dat. Výsledky obou těchto obecných regresních modelů jsou opět uvedeny v příloze D v tabulce D.2.

Vzhledem k tomu, že se v původním modelu velká část proměnných ukázala být nesignifikantní, rozhodla jsem se daný model upravit. Vedle pozorování signifikance jednotlivých proměnných jsem provedla také testy sdružené signifikance jednotlivých skupin proměnných ve všech 8 alternativních modelech.

Proměnná *nom* je signifikantní pouze v případě využití modelů smíšených

¹³Předpoklad odlišnosti výsledků v závislosti na původu dat zahrnuji do práce na základě výsledků prací Knell & Stix (2003), Knell & Stix (2004) a Knell & Stix (2005), v nichž autoři dospěli ve všech případech k signifikantně odlišným výsledkům pro různé země.

efektů dle zemí a fixního efektu s jednou dummy proměnnou pro široké měnové agregáty. U proměnných *nobs* a *years* jsem také nezískala v žádném případě signifikantní odhady, navíc jejich koeficienty nabývají zanedbatelných hodnot v porovnání s ostatními faktory. Dále jsem vyřadila proměnné reprezentující frekvenci měření dat (*quarter* a *month*), které nejenže nejsou samostatně signifikantními odhady, ale ani testy sdružené signifikance nepotvrdily jejich systematický vliv na odhady důchodové elasticity. „Nejlepšího“ výsledku testu jsem dosáhla v případě smíšených efektů s širokým měnovým agregátem, kde ovšem odhady stále vykazovaly sdruženou signifikanci překračující 50% hladinu spolehlivosti ($\chi_2^2 = 1,29; p = 0,5248$). K podobným výsledkům jsem dospěla i v případě proměnných reprezentujících strukturu použitých dat, tedy *pd* a *cs*. Zde jsem dostala „nejlepší“ výsledky testu pro model fixních efektů s širokým měnovým agregátem ($F_{(2,801)} = 2,08; p = 0,1262$).

U některých skupin proměnných, jako například v případě škálových proměnných, jsem dostala výsledky, které se liší mezi jednotlivými modely. V takových případech jsem preferovala výsledky získané z MRA modelů založených na víceúrovňových modelech smíšených efektů. Tuto preferenci jsem založila na výsledcích LRT testů, které ve všech případech silně zamítají nulovou hypotézu nezávislosti odhadů v rámci skupin (tedy mezi studii a státy).

V případě modelů, do nichž jsem zahrнула jednotlivé dummy proměnné pro měnové agregáty, jsem dospěla k výsledkům, které jsou především v případě modelu smíšených efektů v rozporu, jak s teorií, tak i s výsledky většiny primárních empirických studií. U koeficientů jednotlivých agregátů, kde jsem jako základní dummy proměnnou použila oběživo, jsem předpokládala kladné hodnoty, které se budou s rozšiřujícími se měnovými agregáty zvětšovat. K odlišným výsledkům jsem dospěla pravděpodobně kvůli nízkému zastoupení oběživa mezi jednotlivými agregáty, které je využito pouze pro 15 odhadů (tedy přibližně 1,6 % vzorku dat). Nicméně testy sdružené signifikance potvrdily silný vliv měnových agregátů na velikost důchodové elasticity. Tyto testy potvrdily ve všech případech sdružené odhady signifikantní na nižší než 1% hladině významnosti.

Tabulka 5.4: Heterogenita důchodové elasticity

	OLS	ME1	FE	ME2
$\beta(\text{efekt})$	0.474* (0.180)	0.527*** (0.062)	0.468*** (0.057)	0.480*** (0.055)
$\beta_0(\text{zkreslení})$	0.323 (0.459)	0.623 (0.723)	1.013*** (0.248)	1.335** (0.463)
broad_se	0.240** (0.088)	0.219*** (0.035)	0.239*** (0.035)	0.257*** (0.033)
cons_se	-0.122 (0.105)	-0.224*** (0.041)	-0.121** (0.038)	-0.149*** (0.037)
index_se	-0.244* (0.114)	-0.328*** (0.041)	-0.236*** (0.038)	-0.265*** (0.036)
exp_se	-0.248 (0.221)	-0.843 (1.679)	-0.293 (0.993)	-0.392 (0.881)
longr_se	0.157* (0.076)	0.187*** (0.040)	0.260*** (0.038)	0.228*** (0.036)
bothr_se	0.136 (0.096)	0.168* (0.070)	0.028 (0.073)	0.057 (0.071)
inf_se	0.010 (0.130)	0.087 (0.057)	0.100 (0.052)	0.078 (0.048)
otherr_se	0.319*** (0.090)	0.381*** (0.043)	0.239*** (0.042)	0.220*** (0.041)
wealth_se	-0.629*** (0.116)	-0.613*** (0.117)	-0.715*** (0.099)	-0.681*** (0.097)
inovation_se	-0.023 (0.069)	-0.029 (0.039)	0.033 (0.041)	0.014 (0.040)
substitution_se	-0.231 (0.129)	-0.257*** (0.057)	-0.039 (0.049)	-0.047 (0.046)
othervar_se	-0.107 (0.124)	-0.091 (0.056)	0.027 (0.053)	0.026 (0.051)
otherdummy_se	0.029 (0.050)	0.025 (0.025)	-0.010 (0.026)	-0.007 (0.026)
avgyear_se	-0.006* (0.003)	-0.007*** (0.001)	-0.003** (0.001)	-0.002* (0.001)
nonOECD_se	0.283*	0.174***		

Tabulka pokračuje na další straně

Heterogenita důchodové elasticity – pokračování

	OLS	ME1	FE	ME2
	(0.110)	(0.041)		
usa_ca_se	-0.333*	-0.468***		
	(0.141)	(0.036)		
eu_ch_se	-0.049	-0.121***		
	(0.087)	(0.033)		
ardl_se	0.365*	0.154*	0.268***	0.278***
	(0.142)	(0.065)	(0.064)	(0.061)
joh_se	0.287*	0.272***	0.138*	0.168**
	(0.129)	(0.056)	(0.055)	(0.053)
dols_se	0.313*	0.223***	0.184***	0.205***
	(0.129)	(0.052)	(0.053)	(0.051)
fmols_se	0.407*	0.203***	0.236***	0.276***
	(0.155)	(0.053)	(0.057)	(0.055)
methodoth_se	-0.019	-0.071	-0.067	-0.055
	(0.123)	(0.047)	(0.047)	(0.046)
citations_se	0.003	0.023***	0.009**	0.007**
	(0.008)	(0.004)	(0.003)	(0.003)
yearpub_se	-0.007	0.011**	-0.013***	-0.012***
	(0.008)	(0.004)	(0.003)	(0.003)
Korelace		0.603		0.320
N	911	911	911	911
Skupiny		71	81	81
R^2	0.850		0.839	
χ^2		259.311***		209.253***

Směrodatné odchylky v závorkách

Závislá proměnná: t-statistika odhadů důchodové elasticity

OLS - regrese pomocí metody OLS, sdružené odchylky dle proměnné idstudy

ME1, ME2 - víceúrovňový model smíšených efektů dle studií a zemí

FE - regrese pomocí fixního efektu panelových dat uspořádaných dle zemí

*($p < 0.05$), **($p < 0.01$), ***($p < 0.001$)

Zdroj: vlastní zpracování

5.3.3 Upravený meta-regresní model

Tabulka 5.4 zobrazuje výsledky upraveného MRA modelu s dummy proměnnou pro široký měnový agregát. Výsledky modelů zahrnujících dummy proměnné pro jednotlivé agregáty jsou potom k dispozici v tabulce D.3 přílohy D.

Publikační selektivita

Průsečík β_0 , který poukazuje na případnou přítomnost publikační selektivity, je signifikantní pouze v případech, kdy pracuji s geografickým původem dat primárních studií. V obou případech (viz druhý a třetí sloupce tabulky 5.4) zamítám nulovou hypotézu nepřítomnosti publikační selektivity na 1% hladině významnosti. Naopak v případě odhadů pomocí OLS metody se sdruženými směrodatnými odchylkami dle studií tuto hypotézu stejně jako v FAT-PET testu (viz tabulka 5.2) nezamítám. Přítomnost publikačního vychýlení dat nepotvrzuje ani víceúrovňový model smíšených efektů, kde jsem povrdila signifikanci průsečíku β_0 až na 38% hladině významnosti.

Vliv různých proměnných primárních studií na důchodovou elasticitu

Z výsledků MRA analýzy uvedené v tabulce 5.4 vyplývá, že volba škálové proměnné sehrává ve výsledných odhadech důchodové elasticity významnou roli. Všechny alternativní modely ukázaly, že reprezentování škálové proměnné pomocí ekonomické veličiny náležící do proměnné *gdp* vede k výrazně vyšším odhadům elasticity, než je tomu v případě využití spotřeby, osobních příjmů nebo indexů charakterizujících danou ekonomiku. Jediná proměnná, u níž jsem nezaznamenala signifikantní vliv na žádné vhodné hladině významnosti, je *exp*, která vyjadřuje celkový objem transakcí nebo hrubý národní produkt.

Společně s volbou škálové proměnné má podstatný vliv na důchodovou elasticitu také to, jakým způsobem jsou ve funkci peněžní poptávky vyjádřeny náklady ušlé příležitosti spojené s držbou peněz. Z tabulky 5.4 vyplývá, že zahrnutím dlouhodobých úrokových měr namísto krátkodobých se výsledné odhady zvýší o hodnoty od 0,157 do 0,260 v závislosti na použitém meta-regresním modelu. Stejně tak využití obou úrokových měr současně, případně inflace, vede k odhadům vyšším, než je tomu v případě použití pouze krátkodobé úrokové míry. Tento rozdíl ale není tak výrazný jako v předchozím případě.

V polovině 60. let přišli monetaristé v čele s Miltonem Friedmanem s přelomovou myšlenkou, že ve funkci peněžní poptávky hraje významnou

roli úroveň bohatství jednotlivců. Tato hypotéza byla potvrzena také ve všech třech předchozích meta-analýzách provedených dvojicí rakouských ekonomů Markusem Knellem a Helmutem Stixem (viz práce Knell & Stix (2003), Knell & Stix (2004) a Knell & Stix (2005)). Všechny tyto práce dospěly ve všech alternativních modelech k silně statisticky signifikantním koeficientům proměnné symbolizující úroveň bohatství, jejichž hodnota se pohybovala v rozmezí od $-0,635$ (práce Knell & Stix (2005)) do $-0,321$ (práce Knell & Stix (2004)). Hodnoty koeficientů, které jsem získala z výsledné MRA analýzy se pohybují v rozmezí od $-0,715$ do $-0,613$. Tento nepatrný rozdíl v hodnotách je pravděpodobně způsoben poměrně nízkým zastoupením proměnné *wealth* v mém vzorku dat, která se zde vyskytuje pouze u 22 odhadů (což odpovídá přibližně 2,4 % dat). Ve výsledku tedy stoupající úroveň bohatství snižuje důchodovou elasticitu peněžní poptávky jednotlivců. Tento závěr je v souladu se závěry ekonomické teorie, neboť „bohatší“ spotřebitelé nebudou na peníze pohlížet jako luxusní, ale spíše jako na nezbytné statky.

Na rozdíl od prací Knell & Stix (2003) a Knell & Stix (2004) nelze v mém případě zamítnout hypotézu nulového koeficientu pro proměnnou reprezentující finanční inovace v žádném z modelů. Naopak při využití víceúrovňového modelu dle studií jsem našla významný vliv proměnné měřící substituční efekt. Tento vliv implikuje, že v případě, kdy autor zahrne do funkce peněžní poptávky měnový kurz, zahraniční úrokové sazby či další faktory, které vyjadřují míru substituce dané ekonomiky, sníží se výsledný odhad přibližně o 0,257.

Vliv vlastností primárních studií a dat na důchodovou elasticitu

V prvních dvou sloupcích tabulky 5.4 jsou v modelech zahrnuty dummy proměnné zastupující tři nejvýraznější skupiny zemí, na jejichž datech jsou primární odhady postaveny. Dle předpokladu jsou, především pro případ modelu smíšených efektů, silně signifikantní (ve všech případech jsem zamítla nulovou hypotézu nesignifikance na více než 1% hladině významnosti), což potvrzuje hypotézu, že velikost důchodové elasticity závisí na geografickém původu dat a podmínkách dané ekonomiky.

Vedle geografického původu dat jsem získala silně statisticky signifikantní výsledky také pro proměnnou *avgyear*, která měří průměrné stáří primárních dat. Znaménko příslušného koeficientu je v případě všech meta-regresních modelů záporné. Použití novějších dat tedy implikuje nižší hodnoty odhadů důchodové elasticity. Tento výsledek odpovídá závěrům, které jsem získala

i u vlivu finanční inovace, neboť lze předpokládat, že se finanční trhy v čase vyvíjejí. Příslušné koeficienty se na první pohled mohou jevit jako zanedbatelné, nicméně například v případě víceúrovňového modelu dle studií hodnota 0,007 signalizuje, že v průběhu 15 let dojde ke snížení elasticity o 0,105, což je vcelku výrazný pokles.

Vliv ekonometrických metod na důchodovou elasticitu

Vedle vlivů proměnných a dalších vlastností primárních studií potvrdila provedená MRA analýza také hypotézu závislosti důchodové elasticity na použitých ekonometrických technikách. Autoři prací, kteří využívají různých kointegračních technik, docházejí v porovnání s odhady založenými na klasické OLS metodě k výrazně vyšším elasticitám. Rozdíly v koeficientech jednotlivých kointegračních technik již tolik rozdílné nejsou, což přibližně koresponduje se závěry, ke kterým dospěli autoři MRA analýzy provedené v rámci studie Knell & Stix (2003).

Vliv publikačních vlastností práce na důchodovou elasticitu

Jistou závislost velikosti odhadů důchodové elasticity jsem našla i u publikačních vlastností primární studie. Z výsledků zobrazených v tabulce 5.4 vyplývá, že práce, které byly publikovány v pozdějších letech, uvádějí nižší odhady důchodové elasticity než práce z 90. let. Tato skutečnost je opět v souladu s výše zmiňovanou hypotézou vývoje funkce peněžní poptávky a důchodové elasticity v přímé úměrnosti s vývojem finančních trhů a instrumentů. Kladný koeficient proměnné *citations* lze potom interpretovat tak, že práce, které reportují vyšší hodnoty elasticity, bývají v tomto důsledku častěji citovány.

5.3.4 Výsledné odhady důchodové elasticity

Výsledné efekty β z tabulky 5.4 představují odhady důchodových elasticit očištěných o publikační vychýlení s peněžní zásobou měřenou pomocí úzkých měnových agregátů, škálové proměnné vyjádřené pomocí proměnné *gdp* a za použití krátkodobých úrokových měr jako míry nákladů příležitosti. Data použitá v primárních studiích, které byly publikovány v roce 2000, pochází ze členských zemí OECD (mimo USA, Kanadu, Švýcarska a země EU) a byla odhadnuta pomocí metody OLS. Velikosti těchto efektů se pohybují od 0,468

do 0,527 v závislosti na použité metodě odhadu meta-regresního modelu a jsou ve všech případech signifikantní na 5% hladině významnosti.

V tabulkách 5.5 a 5.6 jsou zobrazeny výsledné odhady důchodové elasticity pro „nejvyužívanější“ model. Tento model jsem sestavila pomocí nejfrekventovaněji využívaných proměnných z primárních studií pro úzké a široké měnové agregáty.

Jedná se tedy o důchodové elasticity, k jejichž odhadu byly využity pouze dvě závislé proměnné – škálová proměnná *gdp* a krátkodobá úroková míra. V této „průměrné“ studii se autoři zabývali také stabilitou dané funkce pomocí Johansenovi kointegrace, s jejíž pomocí získali i výsledné odhady. Studie byla publikována v roce 2002 a každý rok je přibližně pětkrát citována. Data využitá k odhadu tvoří časovou řadu, jejíž průměrným rokem je rok 1983.

Tabulka 5.5: Důchodové elasticity – výsledné odhady

	OLS		ME1	
	Úzké peníze	Široké peníze	Úzké peníze	Široké peníze
<i>nonOECD</i>	1,157	1,398	1,239	1,458
<i>eu_ch</i>	0,825	1,065	0,943	1,162
<i>usa_ca</i>	0,541	0,781	0,597	0,815

OLS - regrese pomocí metody OLS se sdruženými odchylkami dle proměnné idstudy

ME1 – víceúrovňový model smíšených efektů dle studií

Zdroj: vlastní zpracování

Podobně jako Knell & Stix (2005) jsem dospěla k výrazně nižším odhadům důchodové elasticity v případě, kdy jsou tyto odhady založeny na datech pocházejících z USA. Pro úzce definované peníze se tyto elasticity pohybují kolem $\frac{1}{2}$, což přibližně odpovídá závěrům neokeynesovských teorií zásob. Modely založené na široce definovaných peněžních agregátech ukazují znatelně vyšší hodnotu elasticity, která se spíše blíží závěrům jednotkové elasticity kvantitativních teorií.

V případě dat z EU a Švýcarska dostávám výrazně vyšší odhady, které se blíží jednotkové elasticitě již v případě úzkých měnových agregátů. Pro široké měnové agregáty potom dostávám elasticity, které jsou v souladu se závěry monetaristů, které stanovují důchodovou elasticitu peněžní poptávky větší než jednotkovou.

Vůbec nejvyšší elasticity jsem potom získala pro odhady, které pochází ze zemí, které nejsou členy OECD. V těchto případech (viz první řádek tabulky 5.5) dostávám větší než jednotkovou elasticitu i pro úzce definované

peníze. Jinými slovy lze tento fenomén shrnout tak, že s klesající úrovní daných ekonomik roste důchodová elasticita. Ve vyspělých zemích, jako v USA či zemích EU jsou peníze považovány za nezbytné statky s nižší než jednotkovou elasticitou. Naproti tomu v méně vyspělých zemích je důchodová elasticita větší a na peníze zde lze nahlížet jako na luxusní statky, které si ve větším množství mohou dovolit držet pouze lidé s vyššími důchody.

Tabulka 5.6: Důchodové elasticity – výsledné odhady s vlivem zemí

FE		ME2	
Úzké peníze	Široké peníze	Úzké peníze	Široké peníze
0,683	0,922	0,712	0,969

FE - regrese pomocí fixního efektu panelových dat uspořádaných dle zemí

ME2 – víceúrovňový model smíšených efektů dle zemí

Zdroj: vlastní zpracování

Tabulka 5.6 shrnuje výsledky regresí, které berou tuto geografickou variabilitu odhadů elasticit v potaz. Aplikací víceúrovňového modelu smíšených efektů, který se dle LRT testu ukazuje jako vhodně specifikovaný (nulovou hypotézu nezávislosti odhadů v rámci zemí zamítám na více než 1% hladině významnosti), dostávám elasticity rovné 0,712 pro úzké peníze a 0,969 pro široké peníze.

Lze tedy říci, že důchodová elasticita peněžní poptávky s ohledem na geografickou variabilitu odhadů odpovídá pro úzce definované peníze přibližně závěrům neokeynesiánců a jejich teoriím zásob. Výsledné odhady postavené na široce definovaných měnových agregátech jsou potom v souladu se závěry monetaristů.

Kapitola 6

Závěr

Jedním z hlavních cílů této bakalářské práce bylo získat dostatečně velký vzorek dat, který bude vhodně reprezentovat obsáhlou literaturu zabývající se funkcí peněžní poptávky.

Po prostudování více než 120 různých článků jsem vybrala 73 studií, které obsahovaly nezbytné informace pro provedení MRA analýzy. Časově nejnáročnější část práce spočívala v pročtení těchto studií a ručním sesbírání všech potřebných informací o jednotlivých odhadech důchodové elasticity peněžní poptávky. Takto získaný vzorek dat obsahuje téměř 990 odhadů založených na datech z více než 80 zemí.

V dalším kroku jsem se za využití různých meta-analytických metod snažila naleznout vysvětlení na otázku, co způsobuje širokou variaci mezi jednotlivými odhady. Na základě těchto výsledků jsem určila přibližnou „skutečnou“ hodnotu, které by měla důchodová elasticita nabývat.

V úvodu provedené meta-analýzy jsem se zaměřila na fenomén publikační selektivity, který se v ekonomických studiích často vyskytuje. Za využití čtyř různých modelů jsem ukázala, že při reprezentování peněz pomocí úzkých měnových agregátů, nejsou odhady v jejím důsledku vychýlené. Ke stejnému závěru dospěli také autoři studie Knell & Stix (2005), z níž jsem během práce vycházela. Na rozdíl od práce Knell & Stix (2005) jsem využila modelů zohledňujících výskyt heteroskedasticity, modelu fixních efektů a také moderního víceúrovňového modelu smíšených efektů. Tento model v případě volby širokých měnových agregátů jistě zkreslení způsobené publikační selektivitou odhalil. Po očištění odhadů o toto vychýlení jsem dospěla k výsledným elasticitám, které se pohybují kolem hodnot 0,78 pro úzké měnové agregáty a 0,93 pro široké měnové agregáty.

Podobně jako autoři v práci Knell & Stix (2005) jsem dospěla k závěru, že výrazný vliv na velikost odhadů má využití konkrétního typu měnového agregátu vyjadřujícího množství poptávaných peněz. Tento závěr je v souladu s ekonomickou teorií, která také předpokládá, že při využití širokých peněz bude získaná elasticita dosahovat vyšších hodnot. Zmíněný nárůst odhadů se pohyboval od 0,219 do 0,257 v závislosti na použitém modelu. Tento závěr implikuje, že samotné čisté oběživo lze považovat za nezbytný statek s nižší než jednotkovou elasticitou. Naopak poptávka po širokých měnových agregátech, které v sobě zahrnují například i vklady v cizích měnách či krátkodobé cenné papíry, jsou s ohledem na výši důchodu spotřebitelů elastičtější. To znamená, že čím širší chápání peněz uvažujeme, tím je poptávka po nich elastičtější.

Víceúrovňový model smíšených efektů mimo jiné ukázal, že vzájemná korelace odhadů v rámci jednotlivých studií dosahuje až 61,8 %. Vedle primární studie a měnového agregátu jsem odhalila i další faktory systematicky ovlivňující velikost odhadů. Jedním z nich je geografický původ dat, který implikuje, že čím je daná ekonomika vyspělejší, tím je peněžní poptávka s ohledem na důchod méně elastická. V nečlenských zemích OECD se odhady elasticit pohybují v hodnotách převyšujících jednotkovou elasticitu, což znamená, že je v těchto zemích na peníze nahlíženo jako na luxusní statky. Dále lze také předpokládat, že tento geografický vliv, vývoj evropských ekonomik a jejich finančních trhů spojený s procesem konvergence bude mít v budoucnu pravděpodobně za následek snížení důchodové elasticity v zemích EU (Knell & Stix 2005).

Nezanedbatelný efekt na výsledné odhady důchodové elasticity má také to, jakým způsobem je reprezentována škálová proměnná a náklady příležitosti spojené s držbou peněz na místo výnosnějších finančních aktiv. Obecně lze říci, že nejvyšších odhadů je docíleno v případě, kdy bude na místo škálové proměnné využívat ekonomické ukazatele typu GDP, GNP, NI nebo NNP a náklady příležitosti bude aproximovat pomocí dlouhodobých úrokových sazeb. Výrazně nižší hodnoty důchodové elasticity je potom docíleno, pokud v souladu s monetaristy do funkce peněžní poptávky zahrne i proměnnou měřící úroveň bohatství jednotlivců.

Na hodnotu empirického odhadu nemá vliv pouze sestavení funkce peněžní poptávky, ale také to, jak je tato funkce odhadnuta. V případě, kdy se autoři empirických studií za využití kointegračních metod zabývají vedle odhadů koeficientů také stabilitou funkce peněžní poptávky, budou výsledné hodnoty v porovnání s OLS odhady podstatně vyšší. Tyto rozdíly se potom v závislosti

na využitém MRA modelu pohybují v rozmezí od 0,154 do 0,407.

Na závěr MRA analýzy jsem na základě frekvencí, s nimiž se jednotlivé proměnné ve vzorku dat objevují, zkonstruovala tzv. „nejvyužívanější“ model. Pomocí MRA analýzy jsem poté určila hodnoty, kterých by měla důchodová elasticita pro danou geografickou oblast a skupinu měnových agregátů v tomto modelu nabývat. V případě úzkých měnových agregátů se výsledné hodnoty takto sestaveného modelu pohybují v závislosti na daném regionu v rozmezí od 0,541 pro oblast USA a Kanady až do 1,239 pro nečlenské státy OECD. Pokud je využito širokých měnových agregátů, pohybují se nejnižší odhady pro oblasti USA a Kanady v hodnotách kolem 0,781. Největší elasticitu jsem i v tomto případě získala pro nečlenské státy OECD. Její hodnota výrazně přesahuje jednotkovou elasticitu a pro víceúrovňový model smíšených efektů dle studií dosahuje 1,458.

Na závěr práce bych ráda poznamenala, že ačkoli je meta-analýza obecně považována za efektivní statistický nástroj, nelze výsledky získané na jejím základě považovat za definitivní. Samotná MRA metoda je velice citlivá na techniku sběru, kódování a konečného zpracování dat, jenž mohou mít signifikantní vliv na výsledné MRA odhady. Funkce peněžní poptávky navíc představuje velice komplexní koncept. Existuje velké množství faktorů, které mají vliv na její konečnou strukturu a vzít všechny tyto faktory v úvahu není vždy možné.

Literatura

- ADAM, C. (1999): "Financial liberalisation and currency demand in zambia." *Journal of African Economies* **8(3)**: pp. 268–306.
- AGENOR, P.-R. & M. S. KHAN (1996): "Foreign currency deposits and the demand for money in developing countries." *Journal of Development Economics* **50(1)**: pp. 101–118.
- AKINLO, A. E. (2006): "The stability of money demand in nigeria: An autoregressive distributed lag approach." *Journal of Policy Modeling* **28(4)**: pp. 445–452.
- ANDRONESCU, A., H. MOHAMMADI, & J. PAYNE (2004): "Long-run estimates of money demand in romania." *Applied Economics Letters* **11(14)**: pp. 861–864.
- ARLT, J. (1999): *Moderní metody modelování ekonomických časových řad*. Grada.
- ARLT, J., M. SOJKA, ŠTĚPÁN RADKOVSKÝ, M. GUBA, & V. STILLER (2001): "Vliv vybraných faktorů na vývoj poptávky po penězích v letech 1994 - 2000." *Politická ekonomie* **49(5)**: pp. 635–657.
- ARNOLD, I. J. & S. ROELANDS (2010): "The demand for euros." *Journal of Macroeconomics* **32(2)**: pp. 674–684.
- ARRAU, P., J. DE GREGORIO, C. M. REINHART, & P. WICKHAM (1995): "The demand for money in developing countries: Assessing the role of financial innovation." *Journal of Development Economics* **46(2)**: pp. 317–340.
- ASGARY, N., P. R. GREGORY, & M. MOKHTARI (1997): "Money demand and quantity constraints: Evidence from the soviet interview project." *Economic Inquiry* **35(2)**: pp. 365–77.

- BAHARUMSHAH, A. Z., S. H. MOHD, & A. MANSUR M. MASIH (2009): "The stability of money demand in china: Evidence from the ardl model." *Economic Systems* **33(3)**: pp. 231–244.
- BAHMANI, S. (2008): "Stability of the demand for money in the middle east." *Emerging Markets Finance and Trade* **44(1)**: pp. 62–83.
- BAHMANI, S. & A. KUTAN (2010): "How stable is the demand for money in emerging economies?" *Applied Economics* **42(26)**: pp. 3307–3318.
- BAHMANI-OSKOOEE, M. (1996): "The black market exchange rate and demand for money in iran." *Journal of Macroeconomics* **18(1)**: pp. 171–176.
- BAHMANI-OSKOOEE, M. (2001): "How stable is m2 money demand function in japan?" *Japan and the World Economy* **13(4)**: pp. 455–461.
- BAHMANI-OSKOOEE, M. & M. BARRY (2000): "Stability of the demand for money in an unstable country: Russia." *Journal of Post Keynesian Economics* **22(4)**: pp. 619–629.
- BAHMANI-OSKOOEE, M. & M. KARACAL (2006): "The demand for money in turkey and currency substitution." *Applied Economics Letters* **13(10)**: pp. 635–642.
- BAHMANI-OSKOOEE, M. & H. REHMAN (2005): "Stability of the money demand function in asian developing countries." *Applied Economics* **37(7)**: pp. 773–792.
- BALL, L. (2001): "Another look at long-run money demand." *Journal of Monetary Economics* **47(1)**: pp. 31–44.
- BALTENSPERGER, E., T. JORDAN, & M. SAVIOZ (2001): "The demand for m3 and inflation forecasts: An empirical analysis for switzerland." *Review of World Economics (Weltwirtschaftliches Archiv)* **137(2)**: pp. 244–272.
- BAUMOL, W. (1952): "The transactions demand for cash: An inventory theoretic approach." *The Quarterly Journal of Economics* **66(4)**: pp. 545–556.
- BISSOONDEEAL, R. K., B. E. JONES, J. M. BINNER, & A. W. MULLINEUX (2010): "Household-sector money demand for the uk." *Manchester School* **78(s1)**: pp. 90–113.

- BOHL, M. T. (2000): "Nonstationary stochastic seasonality and the german m2 money demand function." *European Economic Review* **44(1)**: pp. 61–70.
- BOONE, L. & P. NOORD (2008): "Wealth effects on money demand in the euro area." *Empirical Economics* **34(3)**: pp. 525–536.
- BOUGHTON, J. (1992): "International comparisons of money demand." *Open Economies Review* **3(3)**: pp. 323–343.
- BOUVATIER, V. (2010): "Hot money inflows and monetary stability in china: how the people's bank of china took up the challenge." *Applied Economics* **42(12)**: pp. 1533–1548.
- BRAND, C. & N. CASSOLA (2004): "A money demand system for euro area m3." *Applied Economics* **36(8)**: pp. 817–838.
- BRISSIMIS, S. N., G. HONDROYIANNIS, P. A. V. B. SWAMY, & G. S. TAVLAS (2003): "Empirical modelling of money demand in periods of structural change: The case of greece." *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* **65(5)**: pp. 605–628.
- BRUGGEMAN, A. (2000): "The stability of emu-wide money demand functions and the monetary policy strategy of the european central bank." *Manchester School* **68(2)**: pp. 184–202.
- BUTTER, F. & S. DIJKEN (1997): "The information contents of aggregated money demand in the emu." *Open Economies Review* **8(3)**: pp. 233–244.
- CALZA, A. & A. ZAGHINI (2010): "Sectoral money demand and the great disinflation in the united states." *Journal of Money, Credit and Banking* **42(8)**: pp. 1663–1678.
- CARLSON, J. B., D. L. HOFFMAN, B. D. KEEN, & R. H. RASCHE (2000): "Results of a study of the stability of cointegrating relations comprised of broad monetary aggregates." *Journal of Monetary Economics* **46(2)**: pp. 345–383.
- CARRUTH, A. & J. R. SANCHEZ-FUNG (2000): "Money demand in the dominican republic." *Applied Economics* **32(11)**: pp. 1439–1449.
- CARSTENSEN, K., J. HAGEN, O. HOSSFELD, & A. S. NEAVES (2009): "Money demand stability and inflation prediction in the four largest emu countries." *Scottish Journal of Political Economy* **56(1)**: pp. 73–93.

- CHEN, B. (1997): "Long-run money demand and inflation in china." *Journal of Macroeconomics* **19(3)**: pp. 609–617.
- CHOI, K. & C. JUNG (2009): "Structural changes and the us money demand function." *Applied Economics* **41(10)**: pp. 1251–1257.
- CIPRA, T. (2008): *Finanční ekonometrie*. Ekopress.
- CLAUSEN, V. (1998): "Money demand and monetary policy in europe." *Review of World Economics (Weltwirtschaftliches Archiv)* **134(4)**: pp. 712–740.
- COENEN, G. & J. L. VEGA (2001): "The demand for m3 in the euro area." *Journal of Applied Econometrics* **16(6)**: pp. 727–748.
- DOBSON, S. & C. RAMLOGAN (2001): "Money demand and economic liberalization in a small open economy - trinidad and tobago." *Open Economies Review* **12(3)**: pp. 325–339.
- DOUCOULIAGOS, H. & T. D. STANLEY (2009): "Publication selection bias in minimum-wage research? a meta-regression analysis." *British Journal of Industrial Relations* **47(2)**: pp. 406–428.
- DREGER, C., H.-E. REIMERS, & B. ROFFIA (2007): "Long-run money demand in the new eu member states with exchange rate effects." *Eastern European Economics* **45(2)**: pp. 75–94.
- DUTKOWSKY, D. H. & H. S. ATESOGLU (2001): "The demand for money: A structural econometric investigation." *Southern Economic Journal* **68(1)**: pp. 92–106.
- EITRHEIM, O. (1998): "The demand for broad money in norway, 1969-1993." *Empirical Economics* **23(3)**: pp. 339–354.
- ENGLE, R. & C. GRANGER (1987): "Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing." *Econometrica: journal of the Econometric Society* **55(2)**: pp. 251–276.
- EVANS, P. & X. WANG (2008): "Is the price elasticity of money demand always unity?" *Economic Inquiry* **46(4)**: pp. 587–592.
- FAGAN, G. & J. HENRY (1998): "Long run money demand in the eu: Evidence for area-wide aggregates." *Empirical Economics* **23(3)**: pp. 483–506.

- FALK, M. & N. FUNKE (1995): "The stability of money demand in germany and in the ems: Impact of german unification." *Review of World Economics (Weltwirtschaftliches Archiv)* **131(3)**: pp. 470–488.
- FASE, M. (1994): "In search for stability: An empirical appraisal of the demand for money in the g7 and ec countries." *De Economist* **142(4)**: pp. 421–454.
- FASE, M. & C. WINDER (1996): "Wealth and the demand for money: Empirical evidence for the netherlands and belgium." *De Economist* **144(4)**: pp. 569–589.
- FIDRMUC, J. (2009): "Money demand and disinflation in selected ceecs during the accession to the eu." *Applied Economics* **41(10)**: pp. 1259–1267.
- FIESS, N. & R. MACDONALD (2001): "The instability of the money demand function: An i(2) interpretation." *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* **63(4)**: pp. 475–95.
- FISCHER, A. M. (2007): "Measuring income elasticity for swiss money demand: What do the cantons say about financial innovation?" *European Economic Review* **51(7)**: pp. 1641–1660.
- FRIEDMAN, M. (1956): "The quantity theory of money: A restatement." *Chicago, itd: University of Chicago Press* pp. 3–20.
- FUNKE, M. (2001): "Money demand in euroland." *Journal of International Money and Finance* **20(5)**: pp. 701–713.
- HAMORI, S. & N. HAMORI (2008): "Demand for money in the euro area." *Economic Systems* **32(3)**: pp. 274–284.
- HANOUSEK, J. & Z. TŮMA (1995): "Poptávka po penězích v české ekonomice." *Finance a úvěr* **45(5)**: pp. 249–268.
- HANSEN, G. & J. KIM (1995): "The stability of german money demand: tests of the cointegration relation." *Review of World Economics* **131(2)**: pp. 286–301.
- HAUG & J. TAM (2007): "A closer look at long-run u.s. money demand: Linear or nonlinear error-correction with m0, m1, or m2?" *Economic Inquiry* **45(2)**: pp. 363–376.

- HAUG, A. A. & R. F. LUCAS (1996): "Long-run money demand in canada: In search of stability." *The Review of Economics and Statistics* **78(2)**: pp. 345–48.
- HAVRÁNEK, T., R. HORVÁTH, & M. RUSNÁK (2012a): "How to solve the price puzzle? a meta-analysis." *Journal of Money, Credit and Banking* **forthcoming**.
- HAVRÁNEK, T. & Z. IRŠOVÁ (2010): "Which foreigners are worth wooing? a meta-analysis of vertical spillovers from fdi." *Working Papers IES 2010/16*, Charles University Prague, Faculty of Social Sciences, Institute of Economic Studies.
- HAVRÁNEK, T., Z. IRŠOVÁ, & K. JANDA (2012b): "Demand for gasoline is more price-inelastic than commonly thought." *Energy Economics* **34(1)**: pp. 201 – 207.
- HAYO, B. (1999): "Estimating a european demand for money." *Scottish Journal of Political Economy* **46(3)**: pp. 221–44.
- HENSTRIDGE, N. M. (1999): "De-monetisation, inflation and coffee: The demand for money in uganda." *Journal of African Economies* **8(3)**: pp. 345–85.
- HOFFMAN, D. L., R. H. RASCHE, & M. A. TIESLAU (1995): "The stability of long-run money demand in five industrial countries." *Journal of Monetary Economics* **35(2)**: pp. 317–339.
- HONDROYIANNIS, G., P. A. V. B. SWAMY, & G. S. TAVLAS (2001a): "Modelling the long-run demand for money in the united kingdom: a random coefficient analysis." *Economic Modelling* **18(3)**: pp. 475–501.
- HONDROYIANNIS, G., P. A. V. B. SWAMY, & G. S. TAVLAS (2001b): "The time-varying performance of the long-run demand for money in the united states." *Economic Inquiry* **39(1)**: pp. 111–23.
- HOWELLS, P. & K. HUSSEIN (1997): "The demand for money: Total transactions as the scale variable." *Economics Letters* **55(3)**: pp. 371–377.
- HUANG, C., C.-F. J. LIN, & J.-C. CHENG (2001): "Evidence on nonlinear error correction in money demand: the case of taiwan." *Applied Economics* **33(13)**: pp. 1727–1736.

- HUŠEK, R. (2009): *Aplikovaná ekonometrie: teorie a praxe*. Vysokoškolská učebnice. Oeconomica.
- JÍLEK, J. (2004): *Peníze a měnová politika*. Edice Finanční trhy a instituce. Grada.
- JOHANSEN, S. (1991): “Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in gaussian vector autoregressive models.” *Econometrica* **59(6)**: pp. 1551–80.
- JOHANSEN, S. & K. JUSELIUS (1990): “Maximum likelihood estimation and inference on cointegration—with applications to the demand for money.” *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* **52(2)**: pp. 169–210.
- KIA, A. (2006): “Economic policies and demand for money: evidence from canada.” *Applied Economics* **38(12)**: pp. 1389–1407.
- KNELL, M. & H. STIX (2003): “How robust are money demand estimations? a meta-analytic approach.” *Working Papers 81*, Oesterreichische Nationalbank (Austrian Central Bank).
- KNELL, M. & H. STIX (2004): “Three decades of money demand studies. some differences and remarkable similarities.” *Working Papers 88*, Oesterreichische Nationalbank (Austrian Central Bank).
- KNELL, M. & H. STIX (2005): “The income elasticity of money demand: A meta-analysis of empirical results.” *Journal of Economic Surveys* **19(3)**: pp. 513–533.
- KODERA, J. (2007): *Měnová analýza*. ASPI.
- KOMÁREK, L. & M. MELECKÝ (2004): “Money demand in an open transition economy.” *Eastern European Economics* **42(5)**: pp. 73–73.
- KUMAR, S. (2011): “Financial reforms and money demand: Evidence from 20 developing countries.” *Economic Systems* **35(3)**: pp. 323–334.
- LAIDLER, D. E. W. (1993): *The Demand for Money: Theories, Evidence, and Problems*. Addison Wesley.
- LIN, L., S. MEDFOCUS, & C. SHERMAN (2007): “Cleaning data the chauvenet way.”

- LÜTKEPOHL, H. & M. KRÄTZIG (2004): *Applied Time Series Econometrics. Themes in Modern Econometrics*. Cambridge University Press.
- MANKIW, N. (2002): *Macroeconomics*. Worth Publishers.
- MARK, N. C. & D. SUL (2003): "Cointegration vector estimation by panel dols and long-run money demand." *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* **65(5)**: pp. 655–680.
- MARVASTI, A. & D. J. SMYTH (1999): "The effect of barter on the demand for money: an empirical analysis." *Economics Letters* **64(1)**: pp. 73–80.
- MILLER, M. & D. ORR (1966): "A model of the demand for money by firms." *The Quarterly Journal of Economics* **80(3)**: pp. 413–435.
- MUSCATELLI, V. A. & F. SPINELLI (1996): "Modeling monetary trends in italy using historical data: The demand for broad money 1861-1990." *Economic Inquiry* **34(3)**: pp. 579–96.
- MUSCATELLI, V. A. & F. SPINELLI (2000): "The long-run stability of the demand for money: Italy 1861-1996." *Journal of Monetary Economics* **45(3)**: pp. 717–739.
- NAGAYASU, J. (2003): "A re-examination of the japanese money demand function and structural shifts." *Journal of Policy Modeling* **25(4)**: pp. 359–375.
- NARAYAN, P., S. NARAYAN, & V. MISHRA (2009): "Estimating money demand functions for south asian countries." *Empirical Economics* **36(3)**: pp. 685–696.
- NARAYAN, P. K. (2010): "Modelling money demand for a panel of eight transitional economies." *Applied Economics* **42(25)**: pp. 3293–3305.
- NELL, K. (2003): "The stability of m3 money demand and monetary growth targets: The case of south africa." *The Journal of Development Studies* **39(3)**: pp. 155–180.
- NELSON, J. & P. KENNEDY (2009): "The use (and abuse) of meta-analysis in environmental and natural resource economics: An assessment." *Environmental and Resource Economics* **42**: pp. 345–377.

- NIELSEN, H. B. (2008): "Influential observations in cointegrated var models: Danish money demand 1973–2003." *Econometrics Journal* **11(1)**: pp. 39–57.
- NORRBIN, S. C. & K. L. REFFETT (1995): "I(2) representations of us money demand." *Economics Letters* **49(4)**: pp. 415–423.
- NORRBIN, S. C. & K. L. REFFETT (1997): "The disaggregated money demand in the long run." *Journal of Macroeconomics* **19(3)**: pp. 495–507.
- PALLEY, T. I. (1995): "The demand for money and non-gdp transactions." *Economics Letters* **48(2)**: pp. 145–154.
- PEYTRIGNET, M. & C. STAHEL (1998): "Stability of money demand in switzerland: A comparison of the m2 and m3 cases." *Empirical Economics* **23(3)**: pp. 437–454.
- POLÁK, P. (2011): *Meta-analýza v ekonomii a její aplikace na měření efektu eura na obchod*. Master's thesis, Charles University Prague, Faculty of Social Sciences, Institute of Economic Studies.
- QIN, D. (1998): "Disequilibrium institutional factors in aggregate money demand: evidence from three economies." *Journal of Development Economics* **57(2)**: pp. 457–471.
- RAJ, B. (1995): "Institutional hypothesis of the long-run income velocity of money and parameter stability of the equilibrium relationship." *Journal of Applied Econometrics* **10(3)**: pp. 233–53.
- RAMAJO, J. (2001): "Time-varying parameter error correction models: the demand for money in venezuela, 1983.i-1994.iv." *Applied Economics* **33(6)**: pp. 771–782.
- RANDA, J. (1999): "Economic reform and the stability of the demand for money in tanzania." *Journal of African Economies* **8(3)**: pp. 307–44.
- RAO, B. B. & R. SINGH (2006): "Demand for money in india: 1953-2003." *Applied Economics* **38(11)**: pp. 1319–1326.
- REVENDA, Z. (2001): *Centrální bankovníctví*. Management Press.
- REVENDA, Z., M. MANDEL, J. KADERA, P. MUSÍLEK, P. DVOŘÁK, & J. BRADA (2005): *Peněžní ekonomie a bankovníctví*. Management Press.

- REYNARD, S. (2004): "Financial market participation and the apparent instability of money demand." *Journal of Monetary Economics* **51(6)**: pp. 1297–1317.
- ROTHER, P. C. (1999): "Money demand in the west african economic and monetary union—the problems of aggregation." *Journal of African Economies* **8(3)**: pp. 422–47.
- SAMUELSON, P., W. NORDHAUS, & V. KLAUS (1995): *Ekonomie. Svoboda*.
- SCHARNAGL, M. (1998): "The stability of german money demand: Not just a myth." *Empirical Economics* **23(3)**: pp. 355–370.
- SHARMA, S. & N. R. ERICSSON (1998): "Broad money demand and financial liberalization in greece." *Empirical Economics* **23(3)**: pp. 417–436.
- SIDDIKI, J. (2000): "Demand for money in bangladesh: a cointegration analysis." *Applied Economics* **32(15)**: pp. 1977–1984.
- SOUKUP, P. (2010): "Nesprávná užívání statistické významnosti a jejich možná řešení." *Data a výzkum-SDA Info* **4(2)**: pp. 77–104.
- SRIRAM, S. S. (2001): "A survey of recent empirical money demand studies." *IMF Staff Papers* **47(3)**: p. 3.
- STANLEY, T., C. DOUCOULIAGOS, & S. B. JARRELL (2008): "Meta-regression analysis as the socio-economics of economics research." *The Journal of Socio-Economics* **37(1)**: pp. 276–292.
- STANLEY, T. D. (2001): "Wheat from chaff: Meta-analysis as quantitative literature review." *Journal of Economic Perspectives* **15(3)**: pp. 131–150.
- STANLEY, T. D. (2005): "Beyond publication bias." *Journal of Economic Surveys* **19(3)**: pp. 309–345.
- STANLEY, T. D. & S. B. JARRELL (1989): "Meta-regression analysis: A quantitative method of literature survey s." *Journal of Economic Surveys* **3(2)**: pp. 161 – 170.
- TERASVIRTA, T. & A.-C. ELIASSON (2001): "Non-linear error correction and the uk demand for broad money, 1878-1993." *Journal of Applied Econometrics* **16(3)**: pp. 277–288.

- TOBIN, J. (1956): "The interest-elasticity of transactions demand for cash." *The Review of Economics and Statistics* **38(3)**: pp. 241–247.
- TOBIN, J. (1958): "Liquidity preference as behavior towards risk." *The Review of Economic Studies* **25(2)**: pp. 65–86.
- VEGA, J. L. (1998): "Money demand stability: Evidence from Spain." *Empirical Economics* **23(3)**: pp. 387–400.
- WINDER, C. C. A. & M. M. G. FASE (1998): "Wealth and the demand for money in the European Union." *Empirical Economics* **23(3)**: pp. 507–524.
- WOLTERS, J., T. TERASVIRTASVIRTA, & H. LÜTKEPOHL (1998): "Modeling the demand for M3 in the unified Germany." *The Review of Economics and Statistics* **80(3)**: pp. 399–409.
- WOOLDRIDGE, J. (2006): *Introductory econometrics: a modern approach*. South Western College Publishing.

Příloha A

Seznam použitých studií

Tabulka A.1: Seznam použitých studií

ID	Studie	Počet odhadů	Knell
1	Adam (1999)	4	ano
2	Arrau <i>et al.</i> (1995)	44	ano
3	Asgary <i>et al.</i> (1997)	4	ano
4	Bahmani-Oskooee (2001)	3	ano
5	Ball (2001)	36	ano
6	Baltensperger <i>et al.</i> (2001)	4	ano
7	Bruggeman (2000)	7	ano
8	Carlson <i>et al.</i> (2000)	116	ano
9	Carruth & Sanchez-Fung (2000)	4	ano
10	Chen (1997)	3	ano
11	Clausen (1998)	22	ano
12	Coenen & Vega (2001)	3	ano
13	Butter & Dijken (1997)	11	ano
14	Dobson & Ramlogan (2001)	4	ano
15	Dutkowsky & Atesoglu (2001)	4	ano
16	Eitrheim (1998)	2	ano
17	Fagan & Henry (1998)	24	ano
18	Falk & Funke (1995)	10	ano
19	Fase & Winder (1996)	6	ano
20	Winder & Fase (1998)	7	ano
21	Funke (2001)	2	ano
22	Haug & Lucas (1996)	6	ano

Tabulka pokračuje na další straně

Seznam použitých studií – pokračování

ID	Studie	Počet odhadů	Knell
23	Henstridge (1999)	6	ano
24	Hoffman <i>et al.</i> (1995)	166	ano
25	Hondroyiannis <i>et al.</i> (2001a)	6	ano
26	Hondroyiannis <i>et al.</i> (2001b)	5	ano
27	Howells & Hussein (1997)	3	ano
28	Huang <i>et al.</i> (2001)	1	ano
29	Marvasti & Smyth (1999)	2	ano
30	Muscatelli & Spinelli (1996)	2	ano
31	Muscatelli & Spinelli (2000)	3	ano
32	Norrbin & Reffett (1995)	2	ano
33	Norrbin & Reffett (1997)	4	ano
34	Palley (1995)	8	ano
35	Peytrignet & Stahel (1998)	4	ano
36	Ramajo (2001)	1	ano
37	Randa (1999)	3	ano
38	Scharnagl (1998)	10	ano
39	Siddiki (2000)	1	ano
40	Vega (1998)	8	ano
41	Wolters <i>et al.</i> (1998)	3	ano
42	Akinlo (2006)	1	ne
43	Andronescu <i>et al.</i> (2004)	2	ne
44	Arnold & Roelands (2010)	12	ne
45	Baharumshah <i>et al.</i> (2009)	9	ne
46	Bahmani-Oskooee & Rehman (2005)	14	ne
47	Bahmani-Oskooee & Karacal (2006)	8	ne
48	Bahmani (2008)	14	ne
49	Bahmani & Kutan (2010)	7	ne
50	Bissoondeal <i>et al.</i> (2010)	8	ne
51	Boone & Noord (2008)	4	ne
52	Bouvatier (2010)	8	ne
53	Brand & Cassola (2004)	1	ne
54	Brissimis <i>et al.</i> (2003)	5	ne
55	Calza & Zaghini (2010)	16	ne
56	Carstensen <i>et al.</i> (2009)	10	ne

Tabulka pokračuje na další straně

Seznam použitých studií – pokračování

ID	Studie	Počet odhadů	Knell
57	Dreger <i>et al.</i> (2007)	10	ne
58	Evans & Wang (2008)	4	ne
59	Fidrmuc (2009)	10	ne
60	Fischer (2007)	82	ne
61	Hamori & Hamori (2008)	66	ne
62	Haug & Tam (2007)	5	ne
63	Choi & Jung (2009)	9	ne
64	Komárek & Melecký (2004)	8	ne
65	Kumar (2011)	20	ne
66	Mark & Sul (2003)	38	ne
67	Nagayasu (2003)	16	ne
68	Narayan <i>et al.</i> (2009)	5	ne
69	Narayan (2010)	16	ne
70	Nell (2003)	3	ne
71	Nielsen (2008)	5	ne
72	Rao & Singh (2006)	3	ne
73	Reynard (2004)	2	ne

Knell = „ano“ pokud studie byla použita v práci Knell & Stix (2005)

Zdroj: vlastní zpracování

Příloha B

Popis proměnných

Tabulka B.1: Proměnné využívané v meta-regresní analýze

Zkratka	Dummy	Popis
Velikost a přesnost odhadu		
elastasticita	ne	odhad důchodové elasticity peněžní poptávky (γ)
se	ne	velikost standardní odchylky odhadu
tstat	ne	velikost příslušné t-statistiky (při $H_0 : \gamma = 0$)
Vlastnosti primárních modelů		
Měnový agregát		
M0	ano	= 1 pokud studie používá měnový agregát M0 nebo měnovou bázi (MB)
M1	ano	= 1 pokud studie používá měnový agregát M1
M2	ano	= 1 pokud studie používá měnový agregát M2
M2M	ano	= 1 pokud studie používá měnový agregát M2M (širší typ agregátu M2 využívaný v USA)
MZM	ano	= 1 pokud studie používá měnový agregát MZM (širší typ agregátu M2 využívaný v USA)
M3	ano	= 1 pokud studie používá měnový agregát M3
M3H	ano	= 1 pokud studie používá měnový agregát M3M (širší typ agregátu M3 využívaného v EU)
M4	ano	= 1 pokud studie používá měnový agregát M4
narrow	ano	= 1 pokud studie používá měnový agregát M0, M1 nebo měnovu bázi (MB)
broad	ano	= 1 pokud studie používá měnový agregát M2, M2M, MZM, M3, M3M nebo M4

Tabulka pokračuje na další straně

Proměnné využívané v meta-regresní analýze – pokračování

Zkratka	Dummy	Popis
nom	ano	= 1 pokud je agregát vyjádřiv v nominálních penězích
Škálová proměnná		
gdp	ano	= 1 pokud studie používá GDP, GNP, NI nebo NNP
cons	ano	= 1 pokud studie používá spotřebu (consumption), osobní důchod (personal income), čistý měsíční příjem domácností (gross monthly income per household) nebo GDP na osobu (GDP per capita)
index	ano	= 1 pokud studie používá IIP nebo index souběžných ukazatelů (index of coincident indicators)
exp	ano	= 1 pokud studie používá celkový objem transakcí (total transaction) nebo hrubé národní výdaje (gross national expenditures)
Náklady příležitosti		
shortr	ano	= 1 pokud studie používá krátkodobou úrokovou míru
longr	ano	= 1 pokud studie používá dlouhodobou úrokovou míru
bothr	ano	= 1 pokud studie využívá oba druhy úrokových mír
inf	ano	= 1 pokud studie používá inflaci nebo očekávanou inflaci
otherr	ano	= 1 pokud studie používá jiné měřítko nákladů příležitosti
Další proměnné		
wealth	ano	= 1 pokud studie používá měřítko bohatství
innovation	ano	= 1 pokud studie používá měřítko finanční inovace
substitution	ano	= 1 pokud studie používá míru substituce
othervar	ano	= 1 pokud studie používá nějakou další proměnnou
otherdummy	ano	= 1 pokud studie používá nějakou dummy proměnnou
Vlastnosti dat a práce		
annual	ano	= 1 pokud studie používá roční data
quarter	ano	= 1 pokud studie používá čtvrtletní data
month	ano	= 1 pokud studie používá měsíční data
ts	ano	= 1 pokud studie používá časové řady

Tabulka pokračuje na další straně

Proměnné využívané v meta-regresní analýze – pokračování

Zkratka	Dummy	Popis
cs	ano	= 1 pokud studie používá průřezová data
pd	ano	= 1 pokud studie používá panelová data
nobs	ne	počet pozorování použitých k odhadu
avgyear	ne	průměrný rok dat (referenční rok 2000)
years	ne	počet let zahrnutých do studie
Původ dat		
nonOECD	ano	= 1 pokud studie využívá data z zemí mimo OECD
usa_ca	ano	=1 pokud studie využívá data z USA nebo Kanady
eu_ch	ano	= 1 pokud studie využívá data z EU nebo Švýcarska
Metody odhadů		
OLS	ano	= 1 pokud studie používá metodu OLS
ARDL	ano	= 1 pokud studie používá metodu ARDL
JOH	ano	= 1 pokud studie používá Johansenovu kointegraci
DOLS	ano	= 1 pokud studie používá metodu DOLS
FMOLS	ano	= 1 pokud studie používá metodu FMOLS
other	ano	= 1 pokud studie používá jinou metodu
Publikační vlastnosti		
yearpub	ne	rok publikování práce (referenční rok 2000)
citations	ne	počet citací studie (počet citací dle Google Scholar/počet let od vydání studie)

Zdroj: vlastní zpracování

Příloha C

Publikační selektivita – všechna data

Tabulka C.1: Test publikační selektivity - OLS – všechna data

	Celý vzorek		Úzké peníze		Široké peníze	
	OLS	IV	OLS	IV	OLS	IV
β (efekt)	0.881*** (0.086)	0.783*** (0.108)	0.661*** (0.117)	0.591*** (0.159)	0.938*** (0.108)	0.658*** (0.147)
β_0 (zkreslení)	0.744 (1.059)	2.203 (1.659)	1.577 (0.846)	2.422 (2.199)	1.376 (1.697)	6.310 (3.686)
N	985	985	467	467	518	518
R^2	0.783	0.774	0.632	0.625	0.833	0.758

Sdružené měrodatné odchyly dle proměnné *idstudy* v závorkách

Závislá proměnná: t-statistika odhadu důchodové elasticity

OLS – odhad pomocí OLS

IV – odhad pomocí instrumentální proměnné \sqrt{nobs}

* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

Zdroj: vlastní zpracování

Tabulka C.2: Test publikační selektivity - model smíšených efektů – všechna data

	Celý vzorek		Úzké peníze		Široké peníze	
	ME1	ME2	ME1	ME2	ME1	ME2
$\beta(\text{efekt})$	0.856*** (0.015)	0.858*** (0.014)	0.686*** (0.024)	0.689*** (0.024)	0.904*** (0.017)	0.903*** (0.017)
$\beta_0(\text{zkreslení})$	2.591** (0.918)	2.515* (1.033)	1.105 (0.992)	1.096 (1.024)	3.835** (1.217)	4.052** (1.404)
Korelace	0.480	0.495	0.414	0.414	0.511	0.531
N	985	985	467	467	518	518
Skupiny	73	62	34	31	56	47
χ^2	276.6***	286.1***	98.4***	96.3***	164.4***	171.8***

Směrodatné odchylky v závorkách

Závislá proměnná: t-statistika odhadu důchodové elasticity

ME1 a ME2 – víceúrovňový model smíšených efektů dle studií a autorů

Korelace – korelace (ρ) uvnitř jednotlivých skupin

χ^2 - LRT test

* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

Zdroj: vlastní zpracování

Příloha D

Meta-regresní analýza

Tabulka D.1: Heterogenita důchodové elasticity - obecný model

	OLS	OLS	ME	ME
β (efekt)	0.503*	0.379	0.711***	0.461***
	(0.244)	(0.219)	(0.140)	(0.098)
β_0 (zkreslení)	0.365	0.419	0.711	0.634
	(0.491)	(0.496)	(0.741)	(0.727)
m1_se	-0.158		-0.269**	
	(0.094)		(0.102)	
m2_se	0.010		-0.100	
	(0.107)		(0.105)	
m2m_se	0.041		-0.076	
	(0.115)		(0.114)	
mzm_se	0.214		0.101	
	(0.111)		(0.112)	
m3_se	0.183		-0.029	
	(0.142)		(0.109)	
m3h_se	0.246		0.206	
	(0.152)		(0.123)	
m4_se	0.132		-0.018	
	(0.273)		(0.284)	
broad_se		0.251**		0.228***
		(0.087)		(0.037)
nom_se	0.108	0.071	0.048	0.013
	(0.136)	(0.135)	(0.089)	(0.088)

Tabulka pokračuje na další straně

Heterogenita důchodové elasticity – obecný model – pokračování				
	OLS	OLS	ME	ME
cons_se	-0.061 (0.129)	-0.063 (0.130)	-0.184*** (0.052)	-0.191*** (0.054)
index_se	-0.203 (0.175)	-0.227 (0.176)	-0.301*** (0.058)	-0.322*** (0.059)
exp_se	-0.276 (0.207)	-0.226 (0.236)	-0.916 (1.694)	-0.854 (1.683)
longr_se	0.150 (0.095)	0.164 (0.083)	0.148*** (0.043)	0.180*** (0.041)
bothr_se	0.054 (0.121)	0.086 (0.119)	0.138 (0.073)	0.157* (0.074)
inf_se	-0.004 (0.123)	0.013 (0.132)	0.100 (0.057)	0.091 (0.057)
otherr_se	0.291* (0.114)	0.283* (0.116)	0.342*** (0.051)	0.337*** (0.051)
wealth_se	-0.647** (0.192)	-0.652*** (0.145)	-0.612*** (0.142)	-0.624*** (0.126)
inovation_se	-0.026 (0.076)	-0.050 (0.083)	-0.009 (0.042)	-0.034 (0.042)
substitution_se	-0.188 (0.129)	-0.220 (0.132)	-0.214*** (0.059)	-0.243*** (0.060)
othervar_se	-0.059 (0.117)	-0.089 (0.124)	-0.061 (0.056)	-0.080 (0.057)
otherdummy_se	0.070 (0.052)	0.031 (0.050)	0.048 (0.029)	0.015 (0.027)
quarter_se	0.067 (0.107)	0.052 (0.103)	0.037 (0.059)	0.040 (0.059)
month_se	0.156 (0.182)	0.094 (0.180)	0.089 (0.089)	0.055 (0.089)
pd_se	-0.027 (0.232)	-0.068 (0.232)	-0.131 (0.101)	-0.154 (0.103)
cs_se	-0.116 (0.192)	-0.148 (0.192)	-0.181 (0.155)	-0.189 (0.159)
nobs_se	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)

Tabulka pokračuje na další straně

Heterogenita důchodové elasticity – obecný model – pokračování				
	OLS	OLS	ME	ME
years_se	0.000*	0.000*	0.000	0.000
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
avgyear_se	-0.008*	-0.007*	-0.008***	-0.007***
	(0.003)	(0.003)	(0.001)	(0.001)
nonOECD_se	0.275*	0.285**	0.149***	0.169***
	(0.108)	(0.104)	(0.041)	(0.041)
usa_ca_se	-0.370**	-0.344*	-0.492***	-0.479***
	(0.126)	(0.140)	(0.036)	(0.037)
eu_ch_se	-0.061	-0.026	-0.113***	-0.105**
	(0.092)	(0.097)	(0.034)	(0.034)
ardl_se	0.373*	0.357*	0.157*	0.149*
	(0.167)	(0.171)	(0.070)	(0.071)
joh_se	0.289	0.288	0.284***	0.272***
	(0.150)	(0.150)	(0.063)	(0.063)
dols_se	0.328*	0.322*	0.236***	0.228***
	(0.144)	(0.143)	(0.059)	(0.060)
fmols_se	0.361*	0.380*	0.160**	0.195***
	(0.179)	(0.176)	(0.057)	(0.058)
methodoth_se	0.007	0.010	-0.054	-0.047
	(0.165)	(0.167)	(0.057)	(0.058)
citations_se	0.003	0.004	0.022***	0.023***
	(0.008)	(0.008)	(0.004)	(0.004)
yearpub_se	0.001	-0.005	0.018***	0.012**
	(0.008)	(0.008)	(0.004)	(0.004)
Korelace			0.618	0.603
N	911	911	911	911
Skupiny			71	71
R^2	0.857	0.851		
χ^2			270.798***	259.359***

Tabulka pokračuje na další straně

Heterogenita důchodové elasticity – obecný model – pokračování

OLS	OLS	ME	ME
-----	-----	----	----

Směrodatné odchylky v závorkách

Závislá proměnná: t-statistika odhadů důchodové elasticity

OLS - regrese pomocí metody OLS, sdružené odchylky dle proměnné idstudy

ME - víceúrovňový model smíšených efektů dle studií

*($p < 0.05$), **($p < 0.01$), ***($p < 0.001$)

Zdroj: vlastní zpracování

Tabulka D.2: Heterogenita důchodové elasticity – obecný model s vlivem zemí

	FE	FE	ME	ME
β (efekt)	0.728*** (0.136)	0.551*** (0.091)	0.708*** (0.131)	0.572*** (0.086)
β_0 (zkreslení)	1.007*** (0.258)	1.025*** (0.262)	1.124* (0.483)	1.121* (0.482)
m1_se	-0.219* (0.108)		-0.173 (0.105)	
m2_se	0.022 (0.114)		0.076 (0.110)	
m2m_se	0.002 (0.125)		0.053 (0.121)	
mzm_se	0.219 (0.122)		0.269* (0.118)	
m3_se	0.094 (0.115)		0.153 (0.111)	
m3h_se	0.306* (0.134)		0.357** (0.129)	
m4_se	0.316 (0.239)		0.362 (0.235)	
broad_se		0.297*** (0.038)		0.307*** (0.037)
nom_se	-0.111 (0.077)	-0.185* (0.074)	-0.082 (0.073)	-0.147* (0.070)
cons_se	-0.035 (0.051)	-0.045 (0.052)	-0.072 (0.049)	-0.081 (0.050)
index_se	-0.116 (0.062)	-0.140* (0.062)	-0.158** (0.059)	-0.182** (0.059)
exp_se	-0.348 (0.970)	-0.357 (0.990)	-0.400 (0.872)	-0.400 (0.883)
longr_se	0.199*** (0.042)	0.228*** (0.040)	0.165*** (0.040)	0.195*** (0.038)
bothr_se	0.005 (0.080)	0.034 (0.077)	0.028 (0.079)	0.056 (0.075)

Tabulka pokračuje na další straně

Heterogenita důchodové elasticity – dle zemí – pokračování				
	FE	FE	ME	ME
inf_se	0.128*	0.105*	0.093	0.073
	(0.054)	(0.053)	(0.049)	(0.048)
otherr_se	0.204***	0.201***	0.188***	0.185***
	(0.049)	(0.050)	(0.047)	(0.047)
wealth_se	-0.678***	-0.616***	-0.643***	-0.588***
	(0.129)	(0.105)	(0.126)	(0.104)
inovation_se	0.106*	0.086	0.077	0.056
	(0.045)	(0.046)	(0.044)	(0.044)
substitution_se	0.032	0.012	0.008	-0.013
	(0.053)	(0.054)	(0.049)	(0.050)
othervar_se	0.028	-0.008	0.031	-0.000
	(0.055)	(0.055)	(0.053)	(0.053)
otherdummy_se	0.032	0.003	0.032	0.006
	(0.030)	(0.028)	(0.029)	(0.027)
quarter_se	-0.025	-0.023	-0.045	-0.043
	(0.054)	(0.053)	(0.049)	(0.048)
month_se	-0.044	-0.071	-0.055	-0.084
	(0.087)	(0.083)	(0.082)	(0.079)
pd_se	-0.098	-0.136	-0.106	-0.140
	(0.095)	(0.096)	(0.091)	(0.092)
cs_se	-0.294	-0.308	-0.254	-0.267
	(0.166)	(0.169)	(0.162)	(0.164)
nobs_se	-0.000	-0.000	-0.000	-0.000
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
years_se	-0.000	-0.000	-0.000	-0.000
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
avgyear_se	-0.004**	-0.003*	-0.003*	-0.002
	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)
ardl_se	0.193**	0.170*	0.222**	0.202**
	(0.073)	(0.073)	(0.068)	(0.068)
joh_se	0.112	0.074	0.153*	0.119
	(0.066)	(0.064)	(0.063)	(0.061)
dols_se	0.174**	0.135*	0.207***	0.172**
	(0.064)	(0.063)	(0.062)	(0.061)

Tabulka pokračuje na další straně

Heterogenita důchodové elasticity – dle zemí – pokračování				
	FE	FE	ME	ME
fmols_se	0.137*	0.161*	0.192**	0.216***
	(0.063)	(0.063)	(0.061)	(0.060)
methodoth_se	-0.109	-0.121*	-0.086	-0.095
	(0.062)	(0.061)	(0.059)	(0.059)
citations_se	0.006*	0.007**	0.005	0.006*
	(0.003)	(0.003)	(0.003)	(0.003)
yearpub_se	-0.006	-0.010**	-0.005	-0.010**
	(0.003)	(0.003)	(0.003)	(0.003)
Korelace			0.348	0.336
N	911	911	911	911
Skupiny	81	81	81	81
R^2	0.849	0.842		
χ^2			219.173***	213.276***

Směrodatné odchylky v závorkách

Závislá proměnná: t-statistika odhadů důchodové elasticity

FE - regrese pomocí fixního efektu panelových dat uspořádaných dle zemí

ME - víceúrovňový model smíšených efektů dle zemí

*($p < 0.05$), **($p < 0.01$), ***($p < 0.001$)

Zdroj: vlastní zpracování

Tabulka D.3: Heterogenita důchodové elasticity – peněžní agregáty

	OLS	ME1	FE	ME2
β (efekt)	0.612** (0.195)	0.791*** (0.120)	0.655*** (0.122)	0.626*** (0.118)
β_0 (zkreslení)	0.271 (0.454)	0.691 (0.738)	1.002*** (0.246)	1.336** (0.466)
m1_se	-0.148 (0.095)	-0.274** (0.101)	-0.211* (0.107)	-0.170 (0.104)
m2_se	0.028 (0.104)	-0.105 (0.104)	-0.028 (0.112)	0.033 (0.108)
m2m_se	0.070 (0.118)	-0.080 (0.113)	-0.043 (0.122)	0.015 (0.118)
mzm_se	0.240* (0.111)	0.097 (0.111)	0.166 (0.120)	0.224 (0.116)
m3_se	0.173 (0.143)	-0.050 (0.108)	0.060 (0.114)	0.120 (0.109)
m3h_se	0.243 (0.147)	0.193 (0.122)	0.269* (0.131)	0.313* (0.127)
m4_se	0.032 (0.261)	-0.097 (0.279)	0.294 (0.235)	0.344 (0.231)
cons_se	-0.122 (0.106)	-0.217*** (0.040)	-0.113** (0.038)	-0.142*** (0.037)
index_se	-0.210 (0.120)	-0.303*** (0.040)	-0.206*** (0.039)	-0.236*** (0.037)
exp_se	-0.297 (0.201)	-0.913 (1.691)	-0.346 (0.972)	-0.445 (0.869)
longr_se	0.141 (0.087)	0.155*** (0.042)	0.222*** (0.040)	0.191*** (0.038)
bothr_se	0.105 (0.104)	0.157* (0.070)	0.023 (0.077)	0.054 (0.076)
inf_se	-0.009 (0.122)	0.093 (0.057)	0.126* (0.054)	0.097* (0.049)
otherr_se	0.327*** (0.091)	0.389*** (0.043)	0.240*** (0.042)	0.221*** (0.041)
wealth_se	-0.583***	-0.573***	-0.759***	-0.723***

Tabulka pokračuje na další straně

Heterogenita důchodové elasticity – peněžní agregáty – pokračování				
	OLS	ME1	FE	ME2
	(0.146)	(0.130)	(0.119)	(0.116)
inovation_se	0.005	-0.002	0.071	0.050
	(0.062)	(0.039)	(0.041)	(0.040)
substitution_se	-0.199	-0.224***	-0.007	-0.017
	(0.129)	(0.057)	(0.049)	(0.046)
othervar_se	-0.087	-0.075	0.054	0.048
	(0.119)	(0.055)	(0.052)	(0.051)
otherdummy_se	0.066	0.054*	0.015	0.017
	(0.053)	(0.027)	(0.028)	(0.028)
avgyear_se	-0.007*	-0.007***	-0.004***	-0.003**
	(0.003)	(0.001)	(0.001)	(0.001)
nonOECD_se	0.273*	0.150***		
	(0.114)	(0.041)		
usa_ca_se	-0.356**	-0.481***		
	(0.129)	(0.035)		
eu_ch_se	-0.077	-0.127***		
	(0.084)	(0.033)		
ardl_se	0.366**	0.149*	0.258***	0.271***
	(0.136)	(0.064)	(0.063)	(0.060)
joh_se	0.276*	0.276***	0.148**	0.178***
	(0.131)	(0.055)	(0.055)	(0.054)
dols_se	0.308*	0.221***	0.193***	0.214***
	(0.130)	(0.051)	(0.053)	(0.051)
fmols_se	0.383*	0.162**	0.190**	0.237***
	(0.162)	(0.053)	(0.058)	(0.056)
methodoth_se	-0.037	-0.090	-0.088	-0.074
	(0.124)	(0.046)	(0.047)	(0.046)
citations_se	0.002	0.022***	0.007*	0.006*
	(0.008)	(0.004)	(0.003)	(0.003)
yearpub_se	-0.002	0.016***	-0.008*	-0.007*
	(0.008)	(0.004)	(0.003)	(0.003)
Korelace		0.618		0.320
N	911	911	911	911
Skupiny		71	81	81

Tabulka pokračuje na další straně

Heterogenita důchodové elasticity – peněžní agregáty – pokračování

	OLS	ME1	FE	ME2
R^2	0.856		0.847	
χ^2		273.619		216.139

Směrodatné odchylky v závorkách

Závislá proměnná: t-statistika odhadů důchodové elasticity

OLS - regrese pomocí metody OLS, sdružené odchylky dle proměnné idstudy

ME1, ME2 - víceúrovňový model smíšených efektů dle studií a zemí

FE - regrese pomocí fixního efektu panelových dat uspořádaných dle zemí

*($p < 0.05$), **($p < 0.01$), ***($p < 0.001$)

Zdroj: vlastní zpracování