

Univerzita Pardubice

Fakulta ekonomicko-správní

**Účinnost (úrokového, úvěrového, kurzového kanálu) transmisního
mechanismu ČNB**

Bc. Adéla Holubová

Diplomová práce

2023

Univerzita Pardubice
Fakulta ekonomicko-správní
Akademický rok: 2022/2023

ZADÁNÍ DIPLOMOVÉ PRÁCE

(projektu, uměleckého díla, uměleckého výkonu)

Jméno a příjmení: **Adéla Holubová**
Osobní číslo: **E21837**
Studijní program: **N0413A050009 Ekonomika a management**
Specializace: **Management finančních institucí**
Téma práce: **Účinnost (úrokového, úvěrového, kurzového kanálu) transmisního mechanismu ČNB**
Zadávající katedra: **Ústav ekonomických věd**

Zásady pro vypracování

Cílem práce je na základě analýzy účinnosti vybraných kanálů transmisního mechanismu ČNB ověřit jejich platnost v současných podmínkách a uvést doporučení pro tvůrce měnové politiky a ekonomické subjekty.

Osnova:

- Transmisní mechanismus měnové politiky.
- Rešerše odborné literatury.
- Analýza účinnosti transmisního mechanismu měnové politiky.
- Shrnutí a doporučení.

Rozsah pracovní zprávy: **cca 50 stran**
Rozsah grafických prací: **–**
Forma zpracování diplomové práce: **tištěná/elektronická**

Seznam doporučené literatury:

ČERNOHORSKÝ, Jan. Finance: od teorie k realitě. Praha: Grada Publishing, 2020. Finance. ISBN 978-80-271-2215-8.
JÍLEK, Josef. Finance v globální ekonomice. II, Měnová a kurzová politika. Praha: Grada, 2013. Finanční trhy a instituce. ISBN 978-80-247-4516-9.
MISHKIN, Frederic S. The economics of money, banking, and financial markets. Twelfth edition. Harlow, England: Pearson Education, 2019. ISBN 978-1-292-26885-9.
MOENJAK, Thammarak. Central banking: theory and practice in sustaining monetary and financial stability. Singapore: Wiley, 2014. Wiley finance. ISBN 978-1-118-83246-2.
REVENDA, Zbyněk. Centrální bankovníctví. 3., aktualiz. vyd. Praha: Management Press, 2011. ISBN 978-80-7261-230-7.

Vedoucí diplomové práce: **doc. Ing. Jan Černohorský, Ph.D.**
Ústav ekonomických věd

Datum zadání diplomové práce: **1. září 2022**
Termín odevzdání diplomové práce: **30. dubna 2023**

prof. Ing. Jan Stejskal, Ph.D. v.r.
děkan

L.S.

doc. Ing. Jan Černohorský, Ph.D. v.r.
vedoucí ústavu

V Pardubicích dne 1. září 2022

Prohlášení

Prohlašuji:

Práci s názvem Účinnost (úrokového, úvěrového, kurzového kanálu) transmisního mechanismu ČNB jsem vypracovala samostatně. Veškeré literární prameny a informace, které jsem v práci využila, jsou uvedeny v seznamu použité literatury.

Byla jsem seznámena s tím, že se na moji práci vztahují práva a povinnosti vyplývající ze zákona č. 121/2000 Sb., o právu autorském, o právech souvisejících s právem autorským a o změně některých zákonů (autorský zákon), ve znění pozdějších předpisů, zejména se skutečností, že Univerzita Pardubice má právo na uzavření licenční smlouvy o užití této práce jako školního díla podle § 60 odst. 1 autorského zákona, a s tím, že pokud dojde k užití této práce mnou nebo bude poskytnuta licence o užití jinému subjektu, je Univerzita Pardubice oprávněna ode mne požadovat přiměřený příspěvek na úhradu nákladů, které na vytvoření díla vynaložila, a to podle okolností až do jejich skutečné výše.

Beru na vědomí, že v souladu s § 47b zákona č. 111/1998 Sb., o vysokých školách a o změně a doplnění dalších zákonů (zákon o vysokých školách), ve znění pozdějších předpisů, a směrnicí Univerzity Pardubice č. 7/2019 Pravidla pro odevzdávání, zveřejňování a formální úpravu závěrečných prací, ve znění pozdějších dodatků, bude práce zveřejněna prostřednictvím Digitální knihovny Univerzity Pardubice.

V Pardubicích dne 30. 11. 2023

Bc. Adéla Holubová, v. r.

Poděkování

Na tomto místě bych ráda poděkovala vedoucímu mé práce doc. Ing. Janu Černoorskému, Ph.D., za jeho péči, podporu, odbornou pomoc a cenné rady, které mi poskytl při zpracování této diplomové práce.

Anotace

Tato diplomová práce má za cíl posoudit platnost účinnosti vybraných kanálů transmisního mechanismu České národní banky v současných podmínkách. Konkrétně provádí analýzu úvěrového, úrokového a kurzového kanálu. Práce vychází z vymezení transmisního mechanismu, současného stavu vědeckého poznání a metodiky zkoumání dat. K analýze vzájemných vztahů uvažovaných proměnných v rámci jednotlivých kanálů používá ekonometrické metody, konkrétně Engle-Grangerův kointegrační test a Grangerův test kauzality. Na základě výsledků práce je tvůrcům měnové politiky doporučeno využívat k žádoucím změnám inflace kanál úvěrový a úrokový.

Klíčová slova

transmisní mechanismus, úrokové sazby, Česká národní banka, kointegrace, Grangerova kauzalita

Title

The Effectiveness (interest, credit, exchange rate channels) of the Czech National Bank's transmission mechanism

Annotation

This thesis aims to verify the validity of selected channels of the Czech National Bank's transmission mechanism in the current conditions. Specifically, it analyses the credit, interest rate and exchange rate channels. The thesis is based on the definition of the transmission mechanism, literature research and data analysis methodology. It applies econometric methods, namely the Engle-Granger cointegration test and the Granger causality test, to analyse the interrelationships of the variables considered within each channel. Based on the results of the paper, monetary policymakers are advised to use the credit and interest rate channels to bring about desirable changes in inflation.

Keywords

transmission mechanism of monetary policy, interest rates, The Czech National Bank, cointegration, Granger causality

Seznam použitých zkratek

ADF test	rozšířený Dickey-Fullerův test
AIC	Akaikeho informační kritérium
BIC	Bayesovo informační kritérium
CPI	index spotřebitelských cen
ČNB	Česká národní banka
DSGE	dynamické stochastické modelování
EMS	Evropský měnový systém
EU	Evropská unie
FAVAR	faktorově rozšířená vektorová autoregrese
GMM	Gaussův model směsi
HDP	hrubý domácí produkt
HQC	Hannan-Quinnovo informační kritérium
SVAR	strukturální vektorová autoregrese
VAR	vektorová autoregrese

Seznam obrázků

Obrázek 1: Schéma transmisního mechanismu měnové politiky v tržních ekonomikách	13
Obrázek 2: Kanály klasického transmisního mechanismu	15
Obrázek 3: Transmisní mechanismus dle Mishkina	17
Obrázek 4: Schéma kanálů transmisního mechanismu v širším pojetí - tradiční úrokový kanál	18
Obrázek 5: Schéma kanálů transmisního mechanismu v širším pojetí - efekt devizového kurzu	18
Obrázek 6: Schéma kanálů transmisního mechanismu v širším pojetí - Tobinova q teorie	19
Obrázek 7: Schéma kanálů transmisního mechanismu v širším pojetí - efekt bohatství.....	19
Obrázek 8: Schéma kanálů transmisního mechanismu v širším pojetí - kanál bankovních úvěrů	20
Obrázek 9: Schéma kanálů transmisního mechanismu v širším pojetí - kanál rozvahy.....	21
Obrázek 10: Schéma kanálů transmisního mechanismu v širším pojetí - cash-flow kanál.....	21
Obrázek 11: Schéma kanálů transmisního mechanismu v širším pojetí – kanál neočekávané cenové hladiny	22
Obrázek 12: Schéma kanálů transmisního mechanismu v širším pojetí – efekt likvidity domácností	22
Obrázek 13: Časová řada 2T repo sazby	35
Obrázek 14: Časová řada mezibankovní sazby	35
Obrázek 15: Časová řada sazeb úvěrů domácností.....	35
Obrázek 16: Časová řada objemů úvěrů domácností.....	36
Obrázek 17: Časová řada spotřeby domácností.....	36
Obrázek 18: Časová řada vývoje kurzu eura	36
Obrázek 19: Časová řada spotřebitelských cen	37
Obrázek 20: Schéma zjednodušeně uvažovaného úvěrového kanálu.....	38
Obrázek 21: Schéma zjednodušeně uvažovaného úrokového kanálu	45
Obrázek 22: Schéma zjednodušeně uvažovaného kurzového kanálu.....	50

Seznam tabulek

Tabulka 1: Přehled článků a studií.....	26
Tabulka 2: Vymezení veličin.....	34
Tabulka 3: Výstupy testů pro určení optimálního řádu zpoždění a typů testů pro analýzu účinnosti úvěrového kanálu	39
Tabulka 4: Shrnutí výsledků testů pro určení optimálního řádu zpoždění a typů testů pro analýzu účinnosti úvěrového kanálu.....	40
Tabulka 5: Výstupy ADF testů k ověření stacionarity pro analýzu účinnosti úvěrového kanálu	41
Tabulka 6: Výstupy Engle-Granger testů k ověření kointegrace pro analýzu účinnosti úvěrového kanálu.....	42
Tabulka 7: Výstupy testu Grangerovy kauzality pro analýzu účinnosti úvěrového kanálu, část OBJEMY_UVERU → CPI	43
Tabulka 8: Výstupy testů pro určení optimálního řádu zpoždění a typů testů pro analýzu účinnosti úrokového kanálu.....	45
Tabulka 9: Shrnutí výsledků testů pro určení optimálního řádu zpoždění a typů testů pro analýzu účinnosti úrokového kanálu.....	46
Tabulka 10: Výstupy ADF testů k ověření stacionarity pro analýzu účinnosti úrokového kanálu.....	47
Tabulka 11: Výstupy Engle-Granger testů k ověření kointegrace pro analýzu účinnosti úrokového kanálu.....	48
Tabulka 12: Výstupy testu Grangerovy kauzality pro analýzu účinnosti úrokového kanálu, část SPOTREBA → CPI	49
Tabulka 13: Výstupy testů pro určení optimálního řádu zpoždění a typů testů pro analýzu účinnosti kurzového kanálu	51
Tabulka 14: Shrnutí výsledků testů pro určení optimálního řádu zpoždění a typů testů pro analýzu účinnosti kurzového kanálu.....	52
Tabulka 15: Výstupy ADF testů k ověření stacionarity pro analýzu účinnosti kurzového kanálu.....	53
Tabulka 16: Výstupy Engle-Granger testů k ověření kointegrace pro analýzu účinnosti kurzového kanálu.....	54
Tabulka 17: Výstupy testu Grangerovy kauzality pro analýzu účinnosti kurzového kanálu, část UROK_SAZBY → EUR.....	55

Tabulka 18: Výstupy testu Grangerovy kauzality pro analýzu účinnosti kurzového kanálu, část EUR → CPI	56
Tabulka 19: Souhrnné výsledky optimálních řádů zpoždění a typů testů	57
Tabulka 20: Souhrnné výsledky stacionarity	58
Tabulka 21: Souhrnné výsledky Engle-Granger testů kointegrace a testů Grangerovy kauzality	59

Obsah

Úvod	12
1 Transmisní mechanismus měnové politiky	13
1.1 Kanály klasického transmisního mechanismu	14
1.2 Kanály transmisního mechanismu v širším pojetí	16
2 Současný stav vědeckého poznání v oblasti účinnosti transmisního mechanismu ...	23
3 Metodika a data	28
3.1 Časové řady	28
3.2 Vektorová autoregrese	28
3.2.1 Identifikace řádu modelu VAR	29
3.2.2 Stacionarita	30
3.3 Kointegrace	31
3.4 EC model	31
3.5 Grangerova kauzalita	32
3.6 Data	33
4 Analýza účinnosti transmisního mechanismu ČNB	38
4.1 Úvěrový kanál	38
4.1.1 Identifikace optimálního řádu zpoždění	39
4.1.2 Ověření stacionarity časových řad	41
4.1.3 Testování kointegrace	42
4.1.4 Grangerova kauzalita	43
4.2 Úrokový kanál	44
4.2.1 Identifikace optimálního řádu zpoždění	45
4.2.2 Ověření stacionarity časových řad	46
4.2.3 Testování kointegrace	48
4.2.4 Grangerova kauzalita	48
4.3 Kurzový kanál	50
4.3.1 Identifikace optimálního řádu zpoždění	50
4.3.2 Ověření stacionarity časových řad	52
4.3.3 Testování kointegrace	53
4.3.4 Grangerova kauzalita	54
5 Shrnutí výsledků provedené analýzy	57
Závěr	62

Úvod

Podle § 2 odst. 1 zákona č. 6/1993 Sb., o České národní bance, je hlavním cílem ČNB péče o cenovou stabilitu. Česká národní banka je rovněž odpovědná za finanční stabilitu České republiky a bezpečný provoz finančního systému. Dokud tím nejsou dotčeny její hlavní cíle, podporuje Česká národní banka celkovou hospodářskou politiku vlády k dosažení udržitelného hospodářského růstu. Cenové stability je dosahováno ovlivňováním vývoje úrokových sazeb v české ekonomice tak, aby inflace zůstala na nízké a stabilní úrovni, aniž by zbytečně zpomalovala ekonomický růst nebo jej naopak nadměrně zrychlovala.

K dosahování cenové stability je nezbytné, aby Česká národní banka prováděla měnověpolitická rozhodnutí. K jejich uskutečnění využívá nepřímé, tržní nástroje. To znamená, že ČNB neprovádí svou politiku pomocí limitů či příkazů. Základním nástrojem je dvoutýdenní repo sazba, za kterou si mohou komerční banky po dobu dvou týdnů uložit své volné finanční prostředky u ČNB, za úrokovou sazbu nepřevyšující vyhlášenou repo sazbu. Změny vyhlášené repo sazby ovlivňují výši krátkodobých úrokových sazeb mezibankovního trhu. Na výši mezibankovních úrokových sazeb poté reagují klientské úrokové sazby, měnový kurz, a další sazby v celé ekonomice, které následně působí na ekonomickou aktivitu a finálně na inflaci. Tento řetězec kauzálních vztahů se nazývá transmisní mechanismus. Od ledna roku 1998 provádí ČNB měnovou politiku v režimu cílování inflace. Hlavní předností tohoto režimu je přímá kontrola inflace, a tudíž veličiny, která přímo ovlivňuje rozhodování domácností a podniků. V roce 2010 vyhlásila ČNB 2% inflační cíl.

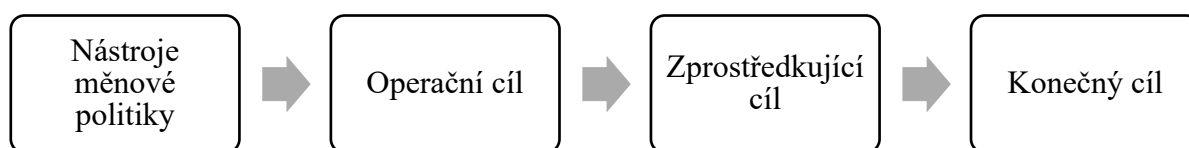
Cílem práce je na základě analýzy účinnosti vybraných kanálů transmisního mechanismu České národní banky ověřit jejich platnost v současných podmínkách a uvést doporučení pro tvůrce měnové politiky a ekonomické subjekty.

Ke splnění hlavního cíle práce bude třeba nejprve splnit následující dílčí cíle:

- vymezit pojem transmisní mechanismus;
- provést rešerši odborné literatury;
- vymezit metodiku a data pro analýzu;
- analyzovat účinnost transmisního mechanismu České národní banky;
- uvést shrnutí analýzy a doporučení.

1 Transmisní mechanismus měnové politiky

Měnová politika společně s fiskální politikou vytváří v tržních ekonomikách makroekonomický rámec, ve kterém soukromý sektor a vládní politiky generují hospodářský růst. Jílek (2013, str. 16) definuje měnovou politiku jako „*regulaci operačního cíle prostřednictvím nástrojů měnové politiky za účelem dosažení zprostředkujícího cíle a nakonec konečného cíle*“, jak je znázorněno na Obrázku 1. Konečným cílem každé ekonomiky může být inflace, vyrovnanost platební bilance, zaměstnanost či dlouhodobý ekonomický růst. Černohorský (2020, str.77) definuje měnovou politiku jako „*používání měnověpolitických nástrojů k ovlivnění konečných cílů měnové politiky, a to zejména inflace*“. Mishkin (2019, str.59) zdůrazňuje, že peníze mají značný vliv na mnoho ekonomických proměnných, které jsou důležité pro blaho našich ekonomik, a proto by se tvůrci měnových politik měli starat o řádné provádění měnové politiky a korektní hospodaření s penězi a úrokovými sazbami.



Obrázek 1: Schéma transmisního mechanismu měnové politiky v tržních ekonomikách

Pramen: Vlastní zpracování

Dle směru operačního cíle rozdělujeme měnovou politiku na *expanzivní* a *restriktivní*. Při expanzivní měnové politice snižuje centrální banka úrokové sazby, tím dochází ke snižování tržních sazeb, což vede k vyšší poptávce po úvěrech. Spotřebitelé i podniky disponují větším množstvím peněz, které utrácejí. Takovou politiku provádí centrální banka v dobách bez inflačních tlaků a slabého hospodářství. Naopak restriktivní měnová politika je prováděna v dobách, kdy je míra inflace vyšší než žádoucí, a tedy v dobách výrazného růstu hospodářství. Centrální banka v této situaci zvyšuje úrokové sazby, tím se zvyšují i ostatní sazby. Spotřebitelé a podniky jsou méně ochotni si půjčovat a své volné finanční prostředky šetří.

Klíčovou institucí pro tvorbu měnové politiky je centrální banka. V České republice definuje roli ČNB, jakožto strážce cenové hladiny, nejvyšší právní norma – Ústava. Základním cílem měnové politiky ČNB je udržení cenové stability. V roce 2010 vyhlásila Česká národní banka 2% inflační cíl, základním měřítkem je index spotřebitelských cen, přičemž se skutečná hodnota inflace nemá lišit o více než jeden procentní bod na obě strany. Cílování inflace je střednědobá strategie, která využívá prognózy inflace, konkrétně vychází ČNB z dat Českého statistického úřadu. Hlavním nástrojem cílování jsou úrokové sazby.

Transmisní mechanismus je složitý proces, který definuje Jílek (2013, s. 125) jako „řetězec hospodářských vazeb, který umožňuje, aby změny v nastavení operačního cíle vedly k žádoucím změnám inflace“. Jinými slovy jde o proces, při kterém s odstupem času vedou změny úrokových sazeb centrální banky ke změnám inflace. ČNB stanovuje tři základní úrokové sazby:

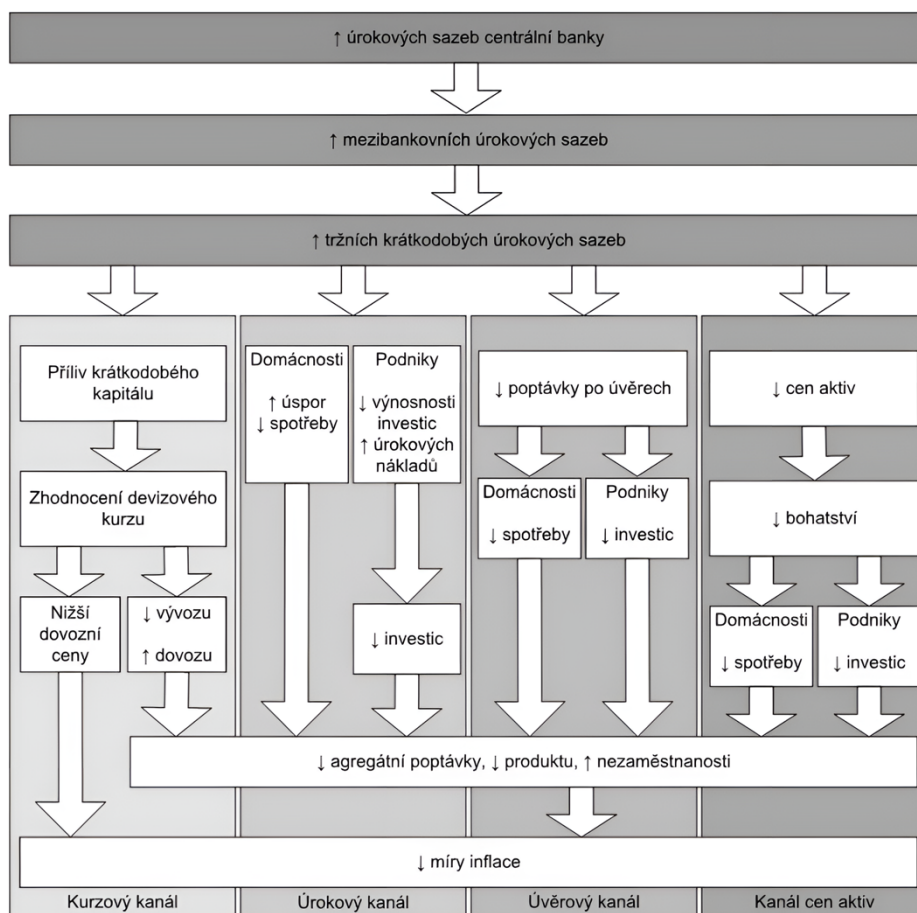
- repo sazbu;
- lombardní sazbu;
- diskontní sazbu.

Repo operace představují prodej cenných papírů centrální bankou bankám komerčním s pozdějším nákupem za zvýšenou cenu. Výnos vyplývající z tohoto obchodu pro věřitele, v tomto případě komerční banku, je ve výši repo sazby, která funguje většinou ve dvoutýdenních cyklech, a proto ji často nalezneme pod označením 2T repo sazba. Cílem repo operací je kromě nastavování úrokových sazeb také udržování určitého množství peněz v oběhu. Lombardní sazba je sazba, za kterou si komerční banky mohou vypůjčit likviditu na jeden den od ČNB za poskytnutou zástavu. Za diskontní sazbu si naopak mohou komerční banky likviditu u ČNB na jeden den uložit. (ČNB, 2023a)

Konkrétněji tedy zvýšení nebo naopak snížení repo sazby, vede ke zvýšení nebo snížení úrokových sazeb na mezibankovním trhu. Na to reagují banky zvyšováním nebo snižováním úrokových sazeb pro poskytování úvěrů a vkladů domácnostem a podnikům. Transmisní mechanismus působí několika cestami, které nazýváme kanály. Z hlediska počtu kanálů můžeme rozeznávat klasický transmisní mechanismus a transmisní mechanismus v širším pojetí dle Mishkina.

1.1 Kanály klasického transmisního mechanismu

Klasický transmisní mechanismus je tvořený čtyřmi základními kanály. Jedná se o kanál cen aktiv, kurzový, úrokový a úvěrový kanál. Význam jednotlivých kanálů záleží na otevřenosti, rozvoji finančního systému a roli bankovního sektoru uvažované ekonomiky, přičemž pro tvorbu monetární politiky v České republice hrají dle ČNB (2023) důležitou roli především úvěrový, úrokový a kurzový kanál. Na Obrázku 2 jsou vyobrazeny transmisní kanály včetně vazeb, pomocí kterých dochází vlivem zvýšení úrokových sazeb centrální bankou ke snížení míry inflace.



Obrázek 2: Kanály klasického transmisního mechanismu

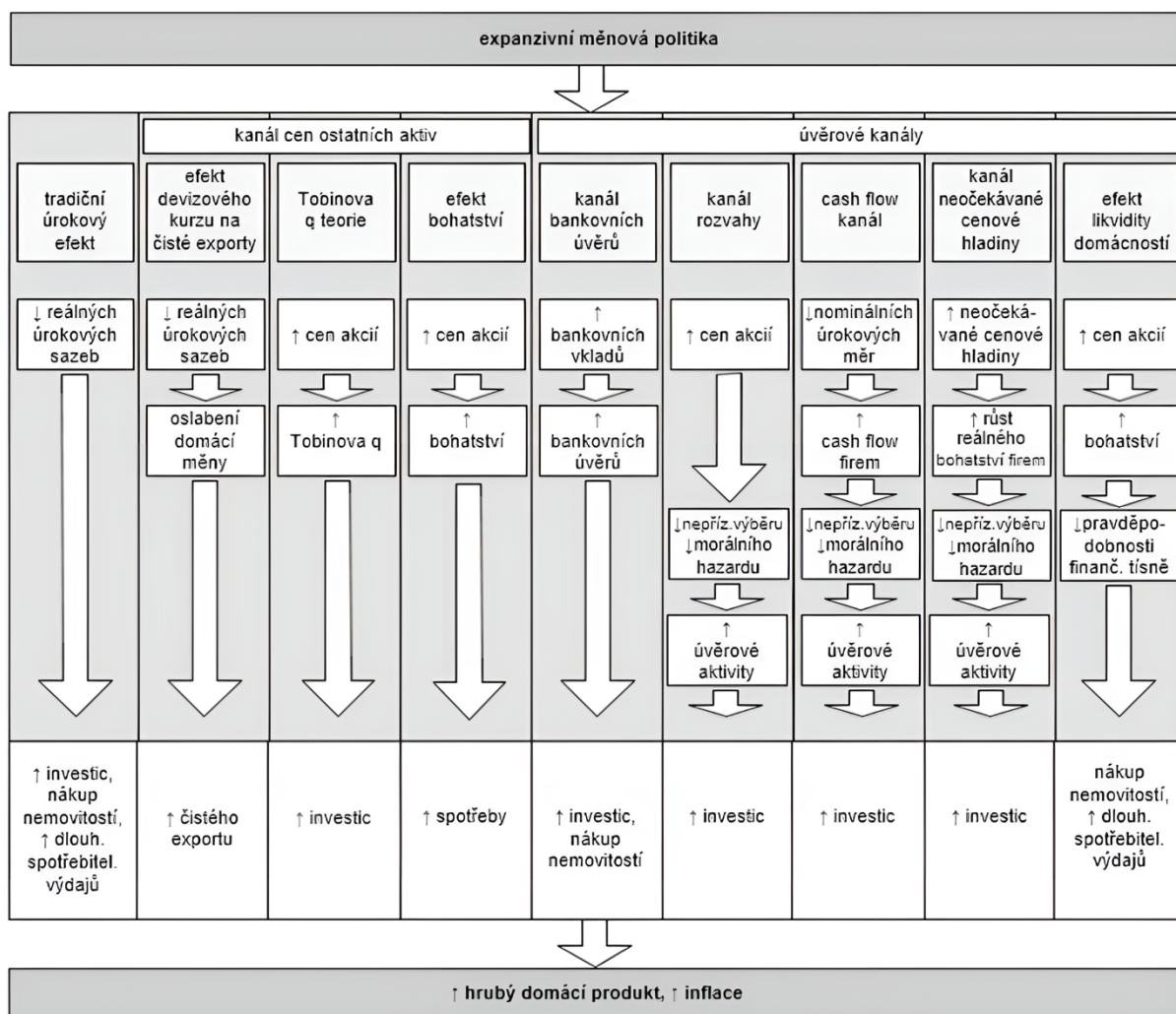
Pramen: Černožorský (2020, s. 82)

Kurzový kanál je odezva měnového kurzu na změny úrokových sazeb vyhlášených centrální bankou. Zvyšování úrokových sazeb vede k okamžitému přílivu kapitálu ze zahraničí, důsledkem toho dochází k převisu poptávky po domácí měně nad její nabídkou, a tím k posílení domácí měny. Apreciace domácí měny působí na HDP, zaměstnanost a inflaci dvěma způsoby. Jednak vlivem zlevnění dováženého zboží dochází k přímému působení na snižování inflace, a jednak zdražení vývozu a zlevnění dovozu způsobí snížení vývozu a zvýšení dovozu. Tím dochází k poklesu čistých vývozu, což způsobuje pokles agregátní poptávky, který má vliv na zpomalení ekonomiky, zvýšení nezaměstnanosti a snížení inflace. **Úrokový kanál** je kanálem rozhodnutí domácností a podniků o preferenci výdajů či spoření. Pokud rostou úrokové sazby je pro domácnosti výhodnější odložit svou spotřebu a spořit. Růst úrokových sazeb ovlivňuje také rozhodování podniků, které při vyšších úrokových sazbách čerpají méně úvěrů, a tím snižují svou investiční aktivitu. Spoření domácností a pokles investiční aktivity podniků způsobí pokles agregátní poptávky, což vede ke zpomalení ekonomiky, zvýšení nezaměstnanosti a snížení inflace. **Úvěrový kanál** je založen na nabídce úvěrů ze strany bank

a na poptávce po těchto úvěrech ze strany klientů. Klienty mohou být domácnosti, které žádají o hypoteční úvěry na svá bydlení nebo jimi mohou být podniky, které žádají o úvěr k financování svého rozvoje. Banky pak na základě bonity klienta rozhodují o poskytnutí či neposkytnutí daného úvěru. V dnešní době, kdy jsou sazby vyhlášené centrální bankou nezvykle vysoko neprojevují domácnosti ani podniky takový zájem o úvěry, jako tomu bylo dříve. Vůle bank poskytovat úvěry se také snížila, a to hlavně z důvodu, že jsou vyšší úrokové sazby spojovány s vyšším rizikem selhání dlužníka. Protože jsou úvěry dražší a méně dostupné domácnosti i podniky mají méně peněz, šetří a snižují svou spotřebu i investice. Snižováním těchto výdajů dochází ke zpomalení ekonomiky, zvýšení nezaměstnanosti a v poslední řadě ke snížení inflace. Úvěrový kanál tedy působí nepřímo, tj. prostřednictvím změny množství peněz v oběhu, které má v dlouhém období vliv na vývoj inflace. Posledním ze základních kanálů je **kanál cen aktiv** neboli kanál bohatství. Působí pomocí změn cen finančních i nefinančních aktiv. Mezi tato aktiva řadíme zejména nemovitosti, akcie, dluhopisy či různé druhy komodit. Zvýšení úrokových sazeb způsobuje snížení cen těchto aktiv, protože vyšší úrokové sazby zpravidla snižují jejich výnosnost v porovnání s aktivy finančními, například s bankovními vklady. Tímto dochází k poklesu cen aktiv, které drží domácnosti a podniky a také k poklesu vnímaného bohatství. Domácnosti v takovém případě omezují svoji spotřebu, u podniků dochází k rozvážnější investiční aktivitě. V důsledku nižší poptávky dochází ke zpomalení ekonomiky, zvýšení nezaměstnanosti a snížení inflace. (Černohorský, 2020, s. 80-81)

1.2 Kanály transmisního mechanismu v širším pojetí

Klasické pojetí transmisního mechanismu měnové politiky pracuje s vlivem krátkodobé tržní úrokové sazby na agregátní poptávku. Takto chápaná transmise, uvažující pouze přizpůsobení agregátní poptávky, je však v určitých situacích nedostačující. Mishkin (2019, s. 678-686) vysvětluje transmisní mechanismus pomocí devíti kanálů, skrze které může centrální banka působit na ekonomiku a ovlivňovat konečný cíl. Tyto kanály jsou vyobrazeny na Obrázku 3.

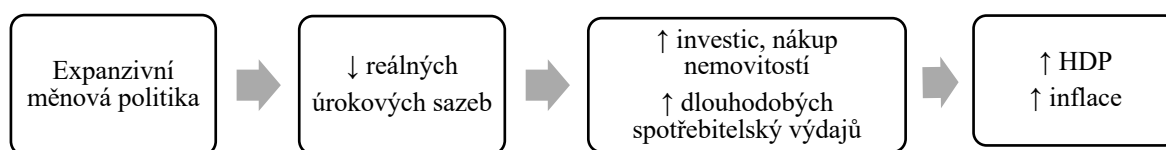


Obrázek 3: Transmisní mechanismus dle Mishkina

Pramen: Černožorský (2020, s. 83)

Schéma na Obrázku 4 vysvětluje působení prvního z kanálů, tzv. **tradičního úrokového efektu**. Vlivem expanzivní měnové politiky dochází k poklesu reálných úrokových sazeb. Tento pokles způsobí, že se půjčky stávají pro podniky levnějšími. Podniky proto začnou více investovat. Přestože Keynes původně zdůrazňoval, že úrokový kanál funguje výhradně prostřednictvím rozhodnutí podniků o investičních výdajích, tradiční úrokový kanál uvažuje působení úrokových sazeb i u domácností. Úrokové sazby u domácností ovlivňují především rozhodování o nákupu nemovitostí a statků určených k dlouhodobé spotřebě. Důležitým rysem tradičního úrokového kanálu je, že klade důraz na reálné úrokové sazby spíše než na sazby nominální. Důvod je takový, že i v situacích nulových nominálních úrokových sazeb může

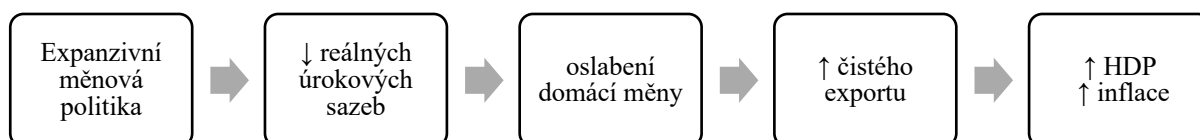
budoucí expanzivní politika zvýšit inflační očekávání, a tím snížit reálnou úrokovou míru. Růst investic u podniků a růst dlouhodobých spotřebitelských výdajů způsobí růst HDP a inflace.



Obrázek 4: Schéma kanálů transmisního mechanismu v širším pojetí - tradiční úrokový kanál

Pramen: Vlastní zpracování podle Mishkin (2019, s. 681)

Do kanálů cen ostatních aktiv jsou zařazeny následující tři kanály. Prvním z nich je **efekt devizového kurzu na čisté exporty**, který je obdobou klasického kurzového kanálu, a jeho působení je zobrazeno na Obrázku 5. Význam tohoto kanálu sílí s rostoucí internacionalizací ekonomik a s větším využíváním flexibilních měnových kurzů, které následně ovlivňují čistý export a agregátní poptávku. Efekt devizových kurzů na čisté exporty v sobě zahrnuje efekt úrokových sazeb. V případě, kdy klesají domácí úrokové sazby oproti sazbám světovým, dochází k poklesu poptávky po domácí měně. To způsobí oslabení domácí měny, které zapříčiní růst vývozu, a ty se v takové situaci stávají výhodnějšími. Na druhé straně dochází k poklesu dovozů, které se vlivem oslabení domácí měny stávají dražšími. Růst vývozů a pokles dovozů způsobí růst čistého exportu, což vede k růstu HDP a inflace.

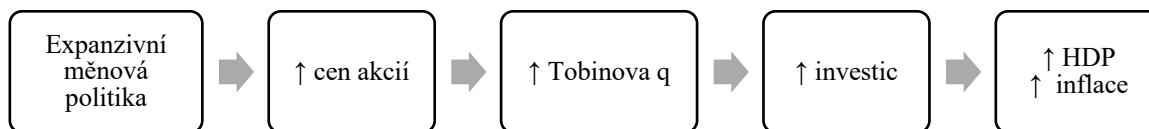


Obrázek 5: Schéma kanálů transmisního mechanismu v širším pojetí - efekt devizového kurzu

Pramen: Vlastní zpracování podle Mishkin (2019, s. 681)

Druhým z kanálů cen ostatních aktiv je **Tobinova q teorie**. Jeho působení vysvětluje schéma na Obrázku 6. Jedná se o jednoduchý ukazatel, který vyvinul nositel Nobelovy ceny James Tobin. Revenda (2011, s. 216-217) definuje Tobinovo q jako poměr tržní hodnoty kapitálu firmy k reprodukčním nákladům na kapitál. Pokud je q vyšší než 1, je tržní hodnota společnosti relativně větší než reprodukční náklady na kapitál. Nový kapitál je v poměru k tržní hodnotě společnosti levný. V takovém případě je pro společnost výhodné a levné investovat. Společnosti pro financování svých investic emitují akcie, za které získávají vysokou cenu v poměru k nákladům za vybavení, které nakupují. Naopak pokud je q nižší než 1, je tržní hodnota společnosti relativně nižší než reprodukční náklady na kapitál, nový kapitál je dražší, a tudíž společnosti méně investují. Pokud tedy dochází k růstu cen akcií, dochází za jinak

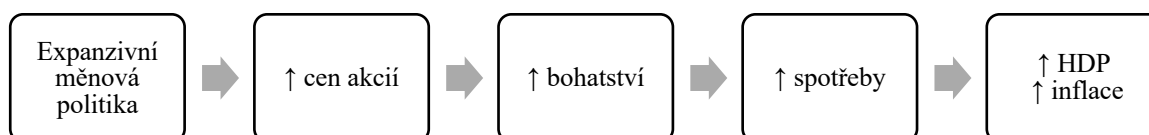
stejných okolností k růstu Tobinova q . Protože akciové společnosti přijímají za nově emitované akcie více peněz, a zároveň jsou banky více ochotny těmto společnostem poskytovat úvěry, vede růst cen akcií k růstu investic. Zvýšení výdajů na investice vede k růstu HDP a inflace.



Obrázek 6: Schéma kanálů transmisního mechanismu v širším pojetí - Tobinova q teorie

Pramen: Vlastní zpracování podle Mishkin (2019, s. 681)

Efekt bohatství je posledním z kanálů cen ostatních aktiv. Tento kanál úzce souvisí s hypotézou spotřeby závislé na životním cyklu. Základní myšlenkou této hypotézy je, že spotřebitelé svou spotřebu časem vyhladí, a tudíž jsou spotřební výdaje určovány celoživotními zdroji spotřebitelů, a nikoli pouze dnešními příjmy. Mezi celoživotní zdroje spotřebitelů patří různá finanční aktiva, z nichž velkou část tvoří akcie. Na Obrázku 7 je vyobrazena transmise v případě expanzivní měnové politiky. V takové situaci klesají úrokové sazby a rostou ceny akcií. Když ceny akcií rostou, roste také bohatství domácností, a tudíž se zvyšují jejich celoživotní zdroje. Pokud bude mít domácnost více zdrojů, bude úměrně k tomu také zvyšovat svou spotřebu. Zvyšování spotřeby domácností pak povede k růstu HDP a inflace.

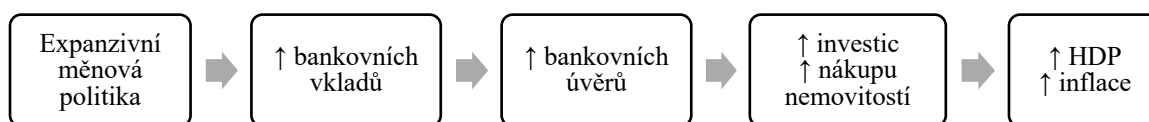


Obrázek 7: Schéma kanálů transmisního mechanismu v širším pojetí - efekt bohatství

Pramen: Vlastní zpracování podle Mishkin (2019, s. 681)

Zbývající kanály jsou souhrnně nazývány jako úvěrové. Společným znakem úvěrových kanálů je, kromě ovlivňování úvěrové aktivity, také informační asymetrie. Důsledkem situace, kdy jedna strana zúčastněných má relevantní informace, zatímco druhá strana ne, je *nepříznivý výběr a morální hazard*. Nepříznivý výběr definuje Černohorský (2020, s. 85) jako „proces, kdy na trhu převládá zboží méně kvalitní na úkor kvalitního“. V reálném světě totiž nemají subjekty, především kupující, stejné informace o kvalitě nakupovaného zboží, a proto nakupují zboží s průměrnou cenou, které je ve výsledku méně kvalitní. V konečných důsledcích tedy vedou asymetrické informace k vytěsňování kvalitnějšího zboží z trhu zbožím méně kvalitním. Morální hazard je situace, kdy se subjekt chová jinak v případě, že nese plné riziko, a jinak pokud je jeho riziko sníženo, například pojištěním či zárukou.

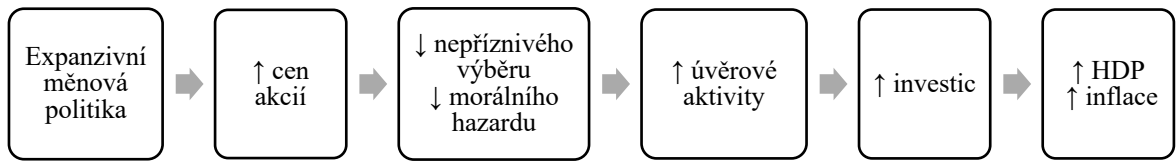
Kanál bankovních úvěrů je založen na předpokladu, že si většina domácností i společností půjčuje peníze od bank, která ve finančním sektoru plní hlavní roli zprostředkovatele. Do doby, než se na trhu objeví dokonalá zastupitelnost bankovních vkladů s jinými zdroji finančních prostředků, bude kanál bankovních úvěrů působit následovně. Schéma na Obrázku 8 vysvětluje, že v důsledku expanzivní měnové politiky dochází ke zvyšování bankovních rezerv a vkladů. Zvyšování bankovních vkladů zvyšuje množství dostupných bankovních úvěrů. Vzhledem k tomu, že je většina investorů při svých aktivitách závislá na úvěrech, vede nárůst bankovních úvěrů k nárůstu investic a nakupovaných nemovitostí, což v konečném důsledku znamená růst HDP a inflace. Měnová politika bude mít v případě tohoto kanálu větší vliv na výdaje menších společností, které nejsou schopny si, na rozdíl od větších společností, získat finanční prostředky pomocí akciového nebo dluhopisového trhu.



Obrázek 8: Schéma kanálů transmisního mechanismu v širším pojetí - kanál bankovních úvěrů

Pramen: Vlastní zpracování podle Mishkin (2019, s. 681)

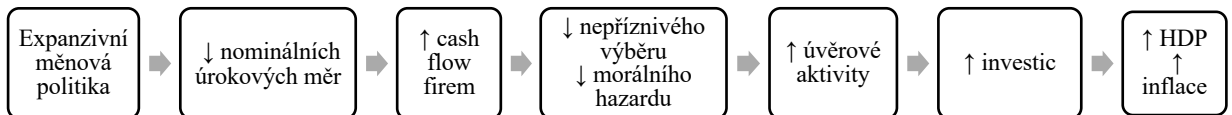
Kanál rozvahy vychází, stejně jako kanál bankovních úvěrů, z asymetrických informací na úvěrových trzích. Důležitým ukazatelem při konstrukci tohoto kanálu je čisté jmění společnosti, kterým rozumíme rozdíl celkových aktiv a cizích závazků dané společnosti. Čím nižší je tento ukazatel, tím závažnější jsou problémy s nepříznivým výběrem a morálním hazardem v souvislosti s poskytováním úvěrů těmto společnostem. Nižší čisté jmění znamená, že společnost v roli dlužníka poskytuje věřiteli nižší zajištění. Pro věřitele je tedy potenciální ztráta z nepříznivého výběru větší. Problémy s vyšším morálním hazardem v situaci, kdy má společnost nižší čisté jmění vychází z myšlenky, že vlastníci mají ve svých společnostech nižší podíly, což zvyšuje jejich motivaci k rizikovějšímu investičnímu chování. Měnová politika je schopna ovlivnit rozvahy společností způsobem zobrazeným na Obrázku 9. Expanzivní měnová politika vede k růstu cen akcií, který způsobí růst čistého jmění společností, což vede ke zvýšení investičních výdajů a zvýšení agregátní poptávky v důsledku nižšího nepříznivého výběru a morálního hazardu. Zvýšení agregátní poptávky má v konečném důsledku vliv na růst HDP a inflace.



Obrázek 9: Schéma kanálů transmisního mechanismu v širším pojetí - kanál rozvahy

Pramen: Vlastní zpracování podle Mishkin (2019, s. 681)

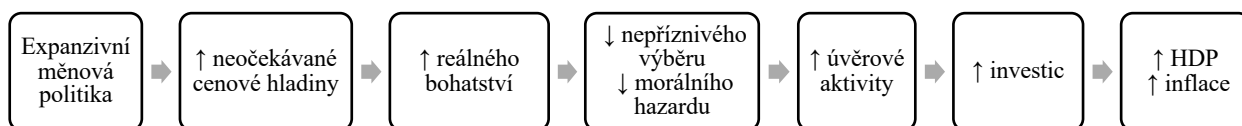
Vliv monetární politiky na tok příjmů a výdajů společností se nazývá **kanál cash-flow**. Předpokladem působení tohoto kanálu je, že nominální úrokové sazby skutečně ovlivní peněžní toky společností. Uvažování nominálních úrokových sazeb je základním rozdílem oproti klasickému úrokovému kanálu. Při působení tohoto kanálu navíc hraje roli krátkodobá úroková sazba, protože platby úroků z krátkodobých dluhů mají obvykle větší dopad na cash-flow společností než úroky z dlouhodobých dluhů. Na základě Obrázku 10 snižuje expanzivní měnová politika nominální úrokové sazby a zlepšuje rozvahy společností, protože zvyšuje jejich cash-flow. Zvýšení cash-flow způsobí zvýšení likvidity a zároveň snížení nepříznivého výběru a morálního hazardu, protože věřitelé snáze odhadnout, zda bude společnost schopna splácet své závazky. Zvýšení úvěrové aktivity povede k růstu investic, HDP a inflace.



Obrázek 10: Schéma kanálů transmisního mechanismu v širším pojetí - cash-flow kanál

Pramen: Vlastní zpracování podle Mishkin (2019, s. 681)

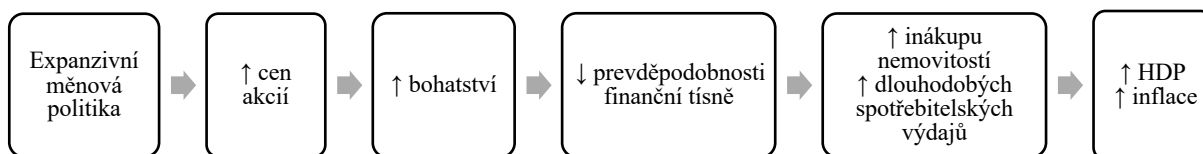
Kanál neočekávané cenové hladiny působí prostřednictvím vlivů měnové politiky na cenovou hladinu. Vzhledem k faktu, že jsou úrokové sazby z úvěrů fixovány v nominálních hodnotách, dochází při neočekávaném růstu cenové hladiny ke snižování firemních závazků v reálné hodnotě, nemělo by ovšem docházet ke snižování reálných firemních aktiv. Expanzivní měnová politika, která způsobí neočekávaný nárůst cenové hladiny, zvyšuje reálné čisté bohatství. To vede ke snížení rizika nepříznivého výběru a morálního hazardu, což vede k nárůstu úvěrové aktivity a investic, díky čemuž roste HDP a inflace. Takto chápaná transmise kanálu neočekávané cenové hladiny je zobrazena na Obrázku 11.



Obrázek 11: Schéma kanálů transmisního mechanismu v širším pojetí – kanál neočekávané cenové hladiny

Pramen: Vlastní zpracování podle Mishkin (2019, s. 681)

Posledním z úvěrových kanálů je **efekt likvidity domácností**. Jde o analogii cash-flow kanálu, který vysvětluje působení měnové politiky na peněžní toky společností. Tento kanál se, již dle názvu, zaměřuje na domácnosti a jejich spotřebu. Zejména pak na výdaje dlouhodobé spotřeby a nákup nemovitostí. Dle Obrázku 12 způsobí expanzivní měnová politika zvýšení ceny akcií, což vede k růstu hodnoty finančních aktiv, které domácnosti drží. V případě, kdy mají spotřebitelé velké množství finančních aktiv v poměru k jejich dluhům, se jejich odhad pravděpodobnosti finanční tísně snižuje a jsou ochotnější kupovat statky dlouhodobé spotřeby a nemovitosti. Zvyšování výdajů na tyto položky vede k růstu HDP a inflace.



Obrázek 12: Schéma kanálů transmisního mechanismu v širším pojetí – efekt likvidity domácností

Pramen: Vlastní zpracování podle Mishkin (2019, s. 681)

2 Současný stav vědeckého poznání v oblasti účinnosti transmissního mechanismu

Vzhledem ke zpoždění mezi měnovými opatřeními a následnou reakcí příslušné ekonomiky je pro provádění měnové politiky důležité pochopení principu transmissního mechanismu. Jen málokterá oblast měnové ekonomie byla studována tak rozsáhle. Literatura na toto téma se v průběhu let značně vyvíjela v závislosti na proměnách koncepčních rámců a měnících se charakteristikách finančního systému. Níže jsou vybrány články a studie z různých území světa. Na základě poznatků z těchto článků bude určena metoda a postup další analýzy.

Arnoštová a Hurník (2005) zkoumají ve svém článku **The Monetary Transmission Mechanism in the Czech Republic (evidence from VAR analysis)** transmissní mechanismus měnové politiky České republiky pomocí modelů vektorové autoregrese. Cílem článku bylo vyhodnotit dopady exogenního šoku na měnovou politiku. Autoři identifikovali českou ekonomiku s ohledem na postavení mezi ostatními evropskými zeměmi jako malou otevřenou ekonomiku s relativně nezávislou měnovou politikou. Pro své zkoumání používají následující proměnné - HDP, čistý index cen inflace, index cen komodit, domácí nominální krátkodobou úrokovou sazbu, nominální dvoustranný směnný kurz eura a domácí peněžní zásobu. Přičemž čistý index cen inflace vysvětlují jako celkový index cenové inflace upravený o případnou změnu regulovaných cen a peněžní zásobu jako peněžní agregát M2. Výsledkem zkoumání je závěr, že v situaci neočekávaného zprísnění měnové politiky dochází k poklesu produktu, zatímco ceny přetrvávají po určitou dobu stálé. Na základě poměrně krátkého časového rozpětí zkoumaných dat dále vyvodili, že se základní rámec měnové politiky ovlivňující ekonomiku výrazně neliší od teorie.

Pruteanu-Podpiera (2007) vytvořila studii **The Role of Banks in the Czech Monetary Policy Transmission Mechanism**, ve které pomocí čtvrtletních časových řad českých komerčních bank z období 1999-2001 zkoumá vliv měnové politiky na bankovní úvěry. Proměnné, které autorka zařazuje do svého výzkumu, jsou - celkové úvěry klientům (soukromým nebankovním subjektům) nebo úvěry rezidentským klientům, ukazatel měnové politiky měřený dvoutýdenní repo sazbou, inflace, reálný HDP, charakteristiky banky (tj. velikost, kapitalizace, likvidita, vlastnictví a poměr klasifikovaných úvěrů k celkovým úvěrům) a vlivy jednotlivých bank. Odhady jsou prováděny prostřednictvím GMM, pomocí kterého zkoumá vliv změn měnové politiky na tempo růstu úvěrů a jejich nabídku. Studie prokazuje, že změny měnové politiky mění tempo růstu úvěrů silněji v období 1999-2001 než v období 1996-1998. Silnější vliv

měnových podmínek na první zkoumané období lze vysvětlit zavedením nového režimu měnové politiky v roce 1998 a následné uvolnění měnových podmínek spolu s rozvojem bankovního sektoru a oživením poptávky po krizi v roce 1997.

Evaluating Changes in the Monetary Transmission Mechanism in the Czech Republic je článkem autorů Franty, Horvátha a Rusnáka (2014), kteří studují vývoj transmisního mechanismu měnové politiky České republiky pomocí Bayesova modelu VAR skrze čtvrtletní data z období od počátku roku 1996 do konce roku 2010. Hlavním důvodem zkoumání tohoto časového období je fakt, že Česká ekonomika prošla během posledních dvou desetiletí mnoha významnými ekonomickými, institucionálními a politickými změnami a transformovala se z neefektivní příkazové ekonomiky na ekonomiku tržní. V modelu je využit sezónně očištěný HDP jako měřítko ekonomické aktivity, CPI jako měřítko cenové hladiny a tříměsíční PRIBOR jako měřítko krátkodobých úrokových sazeb a v poslední řadě nominální efektivní směnný kurz. Výsledky naznačují rostoucí reakci produktu cen na měnověpolitické šoky až do finanční krize. Během krize se reakce produkce a cen na šoky nezvyšovala, ale zůstávala do značné míry konstantní na úrovni před krizí. Zvyšující se reaktivita agregátní ekonomiky na měnověpolitické šoky je pravděpodobně důsledkem prohlubování finančního trhu a celkového ekonomického rozvoje spojeného s dezinflací. Autoři dále zjistili, že finanční šoky jsou pro agregátní ekonomiku méně významné v prostředí stabilního finančního systému.

Článek **The Monetary Transmission Mechanism in the Euro Area: More Evidence** od autorů Peersman a Smets (2001) aplikuje metodiku VAR na syntetická data eurozóny mezi lety 1980 až 1988 s cílem zkoumat makroekonomické dopady měnověpolitického šoku. Analýza dopadů měnověpolitických šoků je prováděna pomocí dvou modelů VAR. V obou případech je vektor exogenních proměnných tvořen indexem světových cen komodit, reálným HDP v USA a krátkodobou nominální úrokovou sazbou. Zahrnutím těchto proměnných řeší autoři tzv. cenový rébus (tj. empirické zjištění v literatuře VAR, že ceny po zpřísnění úrokových sazeb rostou). V prvním modelu se vektor endogenních proměnných skládá z reálného HDP, spotřebitelských cen, domácí nominální úrokové sazby a reálného směnného kurzu. Vektor druhého modelu obsahuje navíc měnový agregát M3. Závěr je takový, že po dočasném zvýšení nominální a reálné krátkodobé úrokové sazby obvykle následuje reálné zhodnocení směnného kurzu a dočasný pokles produktu. Ceny reagují pomaleji a začínají výrazněji klesat pod nulu až několik čtvrtletí po HDP.

Dalšími autory, kteří zkoumali transmisní mechanismy v zemích EU, jsou Mojon a Peersman (2001). Ti ve svém článku **A VAR Description of the Effects of Monetary Policy in the Individual Countries of the Euro Area** analyzují transmisní mechanismy měnových politik v deseti zemích, které jsou nyní členy eurozóny. Konkrétně jde o Rakousko, Belgie, Finsko, Francii, Německo, Řecko, Irsko, Itálii, Nizozemsko a Španělsko. Pro každou zemi je zaváděno jedno ze tří identifikačních schémat v závislosti na její integraci s Německem. První schéma patří Německu, druhé zemím jádra EMS, tj. Rakousko, Belgie a Nizozemsko a třetí je platné pro všechny ostatní státy. Model pro Německo je srovnatelný s VAR modelem, který použili Peersman a Smets (2001). VAR model pro Rakousko, Nizozemsko a Belgie je vzhledem k faktu, že jsou tyto země silně ovlivněny hospodářskými podmínkami v Německu, upraven o německou produkci, ceny, reálný efektivní směnný kurz a krátkodobou úrokovou sazbou. Navíc je efektivní směnný kurz nahrazen bilaterálním kurzem vzhledem k německé marce. Model pro ostatní země se od modelu pro Německo liší ve dvou ohledech. V první řadě je do endogenních proměnných zahrnuta německá krátkodobá úroková sazba a za druhé je reálný efektivní směnný kurz nahrazen nominálním bilaterálním směnným kurzem. Měnověpolitický šok vede k dočasnému poklesu HDP, který dosahuje vrcholu obvykle přibližně čtyři čtvrtletí po šoku, a k postupnému poklesu cenové hladiny. Reakce investic a vývozu je obecně větší než reakce HDP, zatímco reakce spotřeby je menší.

Rokon Bhuiyan (2012) ve svém článku **Monetary Transmission Mechanisms in a Small Open Economy: a Bayesian Structural VAR Approach** vytváří bayesovský SVAR model pro ekonomiku Kanady. Cílem je objasnit účinky měnověpolitických šoků, přičemž jako nástroj měnové politiky se používá cílová jednodenní sazba. Článek pracuje s následujícími proměnnými - jednodenní cílová sazba, úroková sazba pokladničních poukázek, nominální směnný kurz kanadské měny v amerických dolarech, index spotřebitelských cen, reálný hrubý domácí produkt, celkový M1, sazba federálních fondů USA, průmyslová výroba USA, index spotřebitelských cen USA, index cen komodit ve světovém vývozu. Model SVAR umožňuje, aby na sebe tyto proměnné působily současně. Klíčovým zjištěním této práce je, že měnová politika v Kanadě ovlivňuje reálnou ekonomiku pomocí tržní úrokové sazby i měnového kurzu. Politický šok téměř okamžitě zvyšuje tržní úrokovou sazbu a zhodnocuje kanadský dolar, produkci i ceny snižuje se zpožděním.

Strukturální vektorovou autoregresi využili také Cesa-Bianchi, Thwaites a Vicondoa (2016) při zpracování studie **Monetary Policy Transmission in an Open Economy: New Data and Evidence from the United Kingdom**, který analyzuje šoky měnové politiky ve Velké Británii

a hodnotí jejich dopady na finanční a makroekonomické proměnné na základě dat z období 1993 až 2015. V tomto období fungovala jejich měnová politika v režimu cílování inflace. Použitím proměnných ceny akcií, index FTSE, směnné kurzy, míra inflace, objem úvěrů, nominální a reálné úrokové sazby došli autoři k závěru, že má měnová politika trvalý vliv na reálné úrokové sazby a míru inflace a že měnová politika ovlivňuje ekonomické aktivity, ceny, směnný kurz a vývoz.

Autoři Jean Boivin a Marc P. Giannoni (2006) zkoumají ve svém článku **Has Monetary Policy Become More Effective?** důsledky změn ve struktuře ekonomiky USA na efektivitu jejich měnové politiky. Ke svému výzkumu využívají odhad pomocí vektorové autoregrese v období před rokem 1980 a po tomto roce. Při zkoumání využívají autoři základní empirický VAR model s dvěma typy proměnných. První skupinou jsou proměnné popisující ekonomiku, tj. detrendovaný výstup, míra inflace a ceny komodit. Druhou skupinu představuje proměnná popisující monetární politiku, tj. sazby federálních fondů. Jejich závěrem je zjištění, že díky silnější reakci na inflační očekávání měnová politika účinněji stabilizovala ekonomiku v období po roce 1980.

V následující tabulce je uveden přehled uvedených studií.

Tabulka 1: Přehled článků a studií

Vědecká studie <i>Autoři</i>	Region	Použitá metoda	Použité proměnné	Závěr
The Monetary Transmission Mechanism in the Czech Republic: Evidence from VAR Analysis (2005) <i>Arnoštová, Hurník</i>	ČR	VAR	Reálný HDP, čistý index cen inflace, index cen komodit, domácí nominální krátkodobou úrokovou sazbu, nominální dvoustranný směnný kurz eura a domácí peněžní zásobu.	Zpřísnění měnové politiky vede k poklesu produktu, zatímco ceny přetrvávají po určitou dobu stále. Základní rámec měnové politiky ovlivňující ekonomiku se výrazně neliší od teorie.
The Role of Banks in the Czech Monetary Policy Transmission Mechanism (2007) <i>Pruteanu-Podpiera</i>	ČR	GMM	Celkové úvěry klientům, ukazatel měnové politiky měřený dvoutýdenní repo sazbou, inflace reálný HDP, charakteristiky bank, vlivy jednotlivých bank	Změny měnové politiky mění tempo růstu úvěrů silněji v období 1999-2001.

Evaluating Changes in the Monetary Transmission Mechanism in the Czech Republic (2014) <i>Franta, Horváth, Rusnák</i>	ČR	Bayesův model VAR	HDP, CPI, tříměsíční PRIBOR, nominální efektivní směnný kurz.	Finanční šoky jsou pro agregátní ekonomiku méně významné v prostředí stabilního finančního systému.
The Monetary Transmission Mechanism in the Euro Area: More Evidence (2001) <i>Peersman, Smets</i>	EU	VAR	HDP, domácí spotřebitelské ceny, reálný efektivní směnný kurz a domácí krátkodobá úroková sazba.	Dočasné zvýšení nominální a reálné krátkodobé úrokové sazby způsobí reálné zhodnocení směnného kurzu a dočasný pokles produktu, ceny v takové situaci reagují pomaleji.
A VAR Description of the Effects of Monetary Policy in the Individual Countries of the Euro Area (2001) <i>Mojon, Peersman</i>	EU	VAR	HDP, domácí spotřebitelské ceny, reálný efektivní směnný kurz a domácí krátkodobá úroková sazba.	Měnověpolitický šok vede k dočasnému poklesu HDP a k postupnému poklesu cenové hladiny.
Monetary Policy Transmission in an Open Economy: New Data and Evidence from the United Kingdom (2016) <i>Vicondoa, Thwaites, Cesa-Bianchi</i>	Velká Británie	SVAR	Ceny akcií, index FTSE, směnné kurzy, míra inflace, objem úvěrů, nominální a reálné úrokové sazby.	Měnová politika má trvalé účinky na reálné úrokové sazby a míru inflace. Dále, že měnová politika ovlivňuje ekonomické aktivity, ceny, směnný kurz a vývoz.
Monetary Transmission Mechanisms in a Small Open Economy: A Bayesian Structural VAR Approach (2012) <i>Bhuiyan</i>	Kanada	Bayesovský přístup k SVAR	Jednodenní cílová sazba, úroková sazba pokladničních poukázek, nominální směnný kurz kanadské měny v amerických dolarech, index spotřebitelských cen, reálný hrubý domácí produkt, celkový M1, sazba federálních fondů USA, průmyslová výroba USA, index spotřebitelských cen USA, index cen komodit ve světovém vývozu.	Měnová politika ovlivňuje ekonomiku prostřednictvím tržní úrokové sazby i směnného kurzu.
Has Monetary Policy Become More Effective? (2006) <i>Boivin, Giannoni</i>	USA	VAR	Detrendovaný výstup, míra inflace, ceny komodit, sazba federálních fondů.	Vlivem silnější reakce na inflační očekávání dokázala měnová politika účinněji stabilizovat ekonomiku v období po roce 1980.

Pramen: Vlastní zpracování na základě výše uvedených článků

3 Metodika a data

Vzhledem k výsledkům zkoumání současného vědeckého poznání v oblasti účinnosti transmisního mechanismu budou pro účely analýzy použity vektorové autoregresní modely. V jejich kontextu bude zkoumána kointegrace a Grangerova kauzalita časových řad třech vybraných kanálů transmisního mechanismu. Pro další postup bude nejprve nutné definovat výše zmíněné metody a základní pojmy, které s nimi souvisí.

Samotná analýza bude následně provedena pomocí statistického programu Gretl.

3.1 Časové řady

Hlavním předpokladem pro správné vytvoření modelu je shromáždění adekvátních dat. Při zkoumání bude využito časových řad, které Souček (2008, s. 10) definuje jako „*v čase uspořádané posloupnosti hodnot určitého kvantitativního ukazatele*“. Jinými slovy se jedná o informace o hodnotách proměnných za jednotlivá po sobě jdoucí období. Tato období mohou mít různé délky. Nejčastěji se v ekonomii setkáváme s ročními, čtvrtletními a měsíčními daty.

Arlt a Arltová (2007, s. 14-22) definovali 5 charakteristických vlastností časových řad. První z nich je *trend*, který reflektuje dlouhodobé změny v průměrném chování časové řady. Dále *sezónnost*, kterou rozumíme periodicky opakující se kolísání v časové řadě systematického charakteru. Takové kolísání probíhá zpravidla během jednoho roku a každý rok se vrací, ať už ve stejné nebo obdobné formě. *Nelinearita* se u ekonomických časových řad může projevit, například odlišnými průměrnými diferencemi či průměrnými koeficienty růstu v odlišných obdobích. Předposlední vlastnost, kterou autoři definovali, je *podmíněná heteroskedasticita*. Ta má svůj význam především při analýzách finančních časových řad. Předpokladem je normální rozdělení s konstantní střední hodnotou a rozptylem v čase. Výše zmíněné vlastnosti jsou důležité nejen při analýze jednorozměrných časových řad, ale i v případě vícerozměrných časových řad. Poslední definovanou vlastností jsou tedy *společné vlastnosti časových řad*.

3.2 Vektorová autoregrese

Modely vektorové autoregrese, zkráceně VAR modely, jsou přirozeným zobecněním jednorozměrných autoregresních procesů. Využívají se v případech, kdy chceme zkoumat časové řady více proměnných. Dle Cipry (2013, str. 427) se mezi výhody této metody řadí potřeba specifikovat, které proměnné jsou endogenní a exogenní. Do klasického modelu VAR vstupují všechny proměnné jako endogenní a mají stejnou délku zpoždění neboli řád modelu. Další výhodou je, oproti jednorozměrným autoregresním modelům, bohatší struktura. Naopak

nevýhodou při používání těchto modelů je splnění předpokladu stacionarity všech jeho složek. V praxi není tento předpoklad často splněn a k jeho dosažení je třeba data transformovat, například diferencováním, při kterém ovšem může docházet ke ztrátám informací. Základní rovnicí pro VAR (1) modely je následující redukovaný tvar:

$$y_t = \varphi_0 + \Phi y_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (1)$$

kde ε_t je m -rozměrný bílý šum a φ_0 představuje m -rozměrný intercept.

Pokud tedy budeme mít například $m = 2$, poté budeme mluvit o dvourozměrném VAR (1), který bude tvořen dvěma rovnicemi:

$$y_{1t} = \varphi_{10} + \varphi_{11}y_{1,t-1} + \varphi_{12}y_{2,t-1} + \varepsilon_{1t}, \quad (2)$$

$$y_{2t} = \varphi_{20} + \varphi_{21}y_{1,t-1} + \varphi_{22}y_{2,t-1} + \varepsilon_{2t}. \quad (3)$$

3.2.1 Identifikace řádu modelu VAR

Jednou z možností, jak lze určit řád modelu, jsou tzv. *informační kritéria*. Tato kritéria srovnávají rezidua jednotlivých VAR modelů, která se odlišují v počtu zpoždění. Software Gretl využívá pro určení řádu modelu VAR následující informační kritéria:

Akaikeho informační kritérium AIC

$$AIC = \ln \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n e_i^2 + \frac{2k}{n}, \quad (4)$$

Bayesovo informační kritérium BIC

$$BIC = \ln \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n e_i^2 + \frac{k}{n} \ln n, \quad (5)$$

Hannan-Quinnovo informační kritérium HQC

$$HQC = \ln \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n e_i^2 + \frac{2k}{n} \ln(\ln n), \quad (6)$$

kde n je počet pozorování a k počet odhadovaných parametrů modelu. Bayesovo informační kritérium, oproti Akaikeho kritériu, silněji penalizuje rostoucí počet parametrů. Za optimální řád modelu zvolíme jako nejvhodnější ten, který má hodnotu daného kritéria nejnižší. (Hušek, 2007, s. 63)

V rámci testování účinnosti transmisního mechanismu ČNB budeme vycházet především ze studie Ivanov a Kilian (2005), kteří zkoumali vhodnost jednotlivých kritérií při používání VAR modelů. Na základě této studie bude při identifikaci řádu zpoždění využito Bayesovo informační kritérium, které se dle autorů jeví jako nejlepší pro zkoumání čtvrtletních časových řad s počtem pozorování menší než 120.

3.2.2 Stacionarita

Základním předpokladem pro VAR modely, a tedy i pro odhady Grangerovy kauzality, je stacionarita využívaných časových řad. Hušek (2008, s. 121) uvádí, že většina ekonomických časových řad vykazuje zřetelný trend, a tudíž je většina těchto řad nestacionární. Trend je pak možné eliminovat dvěma způsoby. Buď přidáním proměnné času jako jedné z vysvětlujících proměnných, anebo úpravou dat pomocí prvních či vyšších diferencí. Dalším důvodem, proč je vhodné využívat prvních diferencí trendem zatížených proměnných místo původních dat, je zdánlivá regrese. Jedná se například o takovou situaci, kdy dvě proměnné obsahují téměř shodný trend a v důsledku jejich nestacionárnosti vykazují významnou závislost.

Postupy ověřující stacionaritu dat nazýváme testy jednotkového kořene. Mezi základní testy jednotkových kořenů, které se v ekonometrii využívají patří Kwiatkowski–Phillips–Schmidt–Shinův test, zkráceně KPSS test, dále Zivot-Andrewsův test strukturálních změn. Mezi nejčastěji využívaný test řadíme test Dickeye a Fullera (1979). Pro analýzu transmisního mechanismu ČNB bude konkrétně využit rozšířený Dickey-Fullerův test, zkráceně ADF test. V rámci tohoto testu jednotkového kořene budeme testovat následující hypotézy:

H_0 : časová řada obsahuje jednotkový kořen;

H_1 : časová řada neobsahuje jednotkový kořen.

Na základě výstupu ze softwaru Gretl bude porovnávána p-hodnota s hladinou významnosti $\alpha = 0,05$. V případě, že bude výsledná p-hodnota vyšší než hladina významnosti α , nebude nulová hypotéza zamítnuta, časová řada obsahuje jednotkový kořen, a tudíž je nestacionární.

V opačném případě, kdy bude výsledná p-hodnota nižší než hladina významnosti α , nulová hypotéza bude zamítnuta, časová řada neobsahuje jednotkový kořen, a tedy je stacionární.

3.3 Kointegrace

Cipra (2013, s. 445) uvádí, že ve většině případů, kdy dochází k lineární kombinaci jednorozměrné nestacionární řady, je výsledná řada stále nestacionární. U ekonomických či finančních časových řad můžeme provést lineární kombinaci původně nestacionárních řad takovým způsobem, že výsledná kombinace stacionární bude. Takovou situaci nazýváme *kointegrace*. Jde o vztah dlouhodobé rovnováhy mezi danými veličinami. Jednotlivé časové řady sice nejsou stacionární, ale jejich společný kointegrační pohyb dlouhodobě směřuje k rovnovážnému stavu, přestože v krátkých časových úsecích může docházet k vychýlení. Ve financích existuje nespočet příkladů, kdy ke kointegraci dochází. Jako příklad lze uvést vztah mezi poměry cen téhož zboží ve dvou zemích a odpovídajícími měnovými kurzy. Z tohoto důvodu se modelování kointegrace, se kterou souvisí EC modely, stává jedním z hlavních ekonometrických témat.

Kointegraci je nejjednodušší provádět v kontextu modelů vektorové autoregrese a lze ji testovat pomocí Engle-Granger testu kointegrace, kterou navrhli Engle a Granger (1987). Test předpokládá nestacionární časové řady a jeho princip je založen na testování odhadnutých reziduí z kointegrační regrese na přítomnost jednotkového kořene. Nulová a alternativní hypotéza jsou formulovány následujícím způsobem:

H₀: vybrané časové řady nejsou kointegrované;

H₁: vybrané časové řady jsou kointegrované.

3.4 EC model

V případě, kdy je prováděna analýza jednorozměrné časové řady, Cipra (2013, s. 447) doporučuje nejprve její stacionarizaci, a to zpravidla pomocí diferencování. Pokud ale provádíme analýzu a pracujeme s více nestacionárními veličinami a předmětem zájmu je jejich propojení v čase, pak je přechod k diferencím ze statistického hlediska korektní, ale takový model by nemusel odhalit vztahy dlouhodobé rovnováhy mezi původními, nediferencovanými veličinami.

Uvažujme dvě nestacionární časové řady x_t a y_t , které budeme vzhledem k jejich nestacionaritě zkoumat pomocí následujícího modelu

$$\Delta y_t = \gamma \cdot \Delta x_t + \varepsilon_t. \quad (7)$$

Protože vztah mezi proměnnými je třeba zkoumat až po jeho dlouhodobém vyvážení, je nutné daný vztah upravit a uvažovat opravený model

$$\Delta y_t = \gamma \cdot \Delta x_t + \alpha \cdot (y_{t-1} - \beta \cdot x_{t-1}) + \varepsilon_t, \quad (8)$$

do kterého je, oproti původnímu modelu, přidán korekční člen. Pokud budou uvažované časové řady skutečně kointegrované a korekční člen představuje stacionární časovou řadu, budou zřejmě všechny členy daného vztahu stacionární. Výše popsany model se nazývá EC model neboli error correction model. (Cipra, 2013, s. 447-448)

3.5 Grangerova kauzalita

Součástí analýzy časových řad je zkoumání kauzality, vzájemných vazeb mezi proměnnými. V praxi se pro toto zkoumání využívají právě modely vektorové autoregrese. Pokud uvažujeme kauzalitu v pojení Grangera (1969), budeme dle Cipry (2013, s. 439) hovořit o „*existenci korelovanosti mezi současnou hodnotou jedné proměnné a minulými hodnotami jiných proměnných*“, jinými slovy se testuje, zda je nezpožděná závislá proměnná ovlivněna jinými zpožděnými veličinami.

Cipra (2013, s. 439-441) dále uvádí následující terminologii při zkoumání kauzality podle Grangera:

- „*jestliže zpožděné hodnoty proměnné y_i v rovnici vysvětlující proměnnou y_j v modelu VAR jsou (jako celek) významné, pak proměnná y_i kauzálně působí podle Grangera na proměnnou y_j ;*
- *jestliže proměnná y_i kauzálně působí podle Grangera na proměnnou y_j , ale proměnná y_j kauzálně nepůsobí podle Grangera na proměnnou y_i , pak existuje jednosměrná závislost y_j na y_i ; také můžeme říct, že y_i je v rovnici vysvětlující proměnnou y_j v modelu VAR silně exogenní;*
- *jestliže proměnná y_i kauzálně působí podle Grangera na proměnnou y_j a také proměnná y_j kauzálně působí podle Grangera na proměnnou y_i , pak mezi y_i a y_j existuje zpětná vazba.*

- *jestliže proměnná y_i kauzálně nepůsobí podle Grangera na proměnnou y_j a ani proměnná y_j kauzálně nepůsobí podle Grangera na proměnnou y_i , pak y_i a y_j jsou nezávislé podle Grangera.*“

Kauzální vztahy obecně souvisí s predikcí, tzn. pokud jedna řada příčinně ovlivňuje řadu druhou měla by pomoci vylepšit predikce pro tuto řadu druhou. Pro zkoumání Grangerovy kauzality jsou podstatné členy modelu, které spojují vysvětlovanou řadu a řadu vysvětlující, tudíž jde o členy, jejichž indexy se od sebe odlišují. Níže je uveden příklad dvourozměrného modelu VAR (1), ve kterém jsou tyto členy zvýrazněny tučně:

$$y_{1t} = \varphi_{11}y_{1,t-1} + \mathbf{\varphi}_{12}y_{2,t-1} + \varepsilon_{1t}, \quad (9)$$

$$y_{2t} = \mathbf{\varphi}_{21}y_{1,t-1} + \varphi_{22}y_{2,t-1} + \varepsilon_{2t}. \quad (10)$$

Pro takto uvažovaný model pak platí následující:

- *„při $\varphi_{12} \neq 0$: y_2 kauzálně působí podle Grangera na y_1 ;*
- *při $\varphi_{21} \neq 0$: y_1 kauzálně působí podle Grangera na y_2 ;*
- *při $\varphi_{12} \neq 0$ a $\varphi_{21} = 0$: existuje jednosměrná závislost y_1 na y_2 ;*
- *při $\varphi_{12} = 0$ a $\varphi_{21} \neq 0$: existuje jednosměrná závislost y_2 na y_1 ;*
- *při $\varphi_{12} \neq 0$ a $\varphi_{21} \neq 0$: existuje zpětná vazba mezi y_1 a y_2 ;*
- *při $\varphi_{12} = 0$ a $\varphi_{21} = 0$: y_1 na y_2 jsou nezávislé podle Grangera.*“

V rámci Grangerovy kauzality budeme testovat následující hypotézy:

H_0 : y_i nepodmiňuje y_j ve smyslu Grangerovy kauzality;

H_1 : y_i podmiňuje y_j ve smyslu Grangerovy kauzality.

Pokud bude výsledná p-hodnota vyšší než hladina významnosti $\alpha = 0,05$, nulová hypotéza nebude zamítnuta, a tudíž y_i nepodmiňuje y_j ve smyslu Grangerovy kauzality. A naopak pokud bude p-hodnota nižší než hladina významnosti $\alpha = 0,05$, nulová hypotéza bude zamítnuta ve prospěch alternativní hypotézy, že y_i podmiňuje y_j ve smyslu Grangerovy kauzality.

3.6 Data

Při analýze účinnosti transmisního mechanismu ČNB budou využity časové řady z veřejné databáze ARAD (ČNB, 2023b), která je součástí informačního servisu České národní banky. Stejně jako u autorů Franty, Horvátha a Rusnáka nebo Peersman a Smets budou při zkoumání

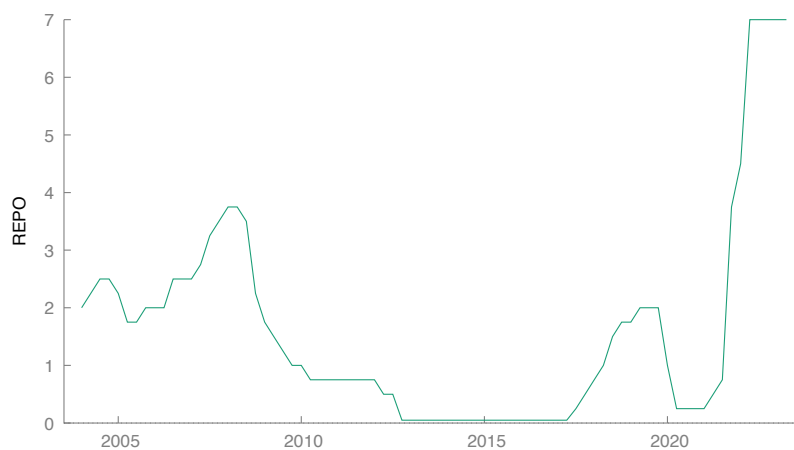
využity čtvrtletní časové řady od prvního čtvrtletí roku 2004 do druhého čtvrtletí 2023, a to z důvodu potřeby jednotné délky všech zkoumaných časových řad.

Pro zkoumání jednotlivých kanálů budou využity níže popsání časové řady. Časová řada 2T *REPO* sazby bude použita při analýze všech kanálů transmisního mechanismu, přičemž tato sazba reprezentuje rozhodování bankovní rady České národní banky, jakožto tvůrce monetární politiky a její průběh je zaznamenán na Obrázku 13. Dále časová řada *PRIBOR* neboli pražská mezibankovní nabídka úrokových sazeb a *UROK_SAZBY* představující úrokové sazby nových úvěrů domácnostem. Tyto časové řady je možné vidět na Obrázku 14 a Obrázku 15. Časové řady domácností byly pro analýzu vybrány záměrně, a to z důvodu, že dle dat objemově převažují úvěry domácnostem nad úvěry podnikům. Pro analýzu úvěrového kanálu bude použita časová řada *OBJEMY_UVERU* domácností, její průběh viz Obrázek 16. Obdobně bude u úrokového kanálu využita řada *SPOTREBA* domácností, která je vyobrazena na Obrázku 17. Při analýze posledního, kurzového kanálu, bude použita časová řada *EUR*, představující vývoj kurzu eura vůči české koruně, viz Obrázek 18. Pro všechny kanály bude také využita časová řada *CPI* reprezentující měřítko cenové hladiny. Průběh této časové řady je možné vidět na Obrázku 19. V Tabulce 2 je uveden přehled těchto řad včetně jejich jednotek.

Tabulka 2: Vymezení veličin

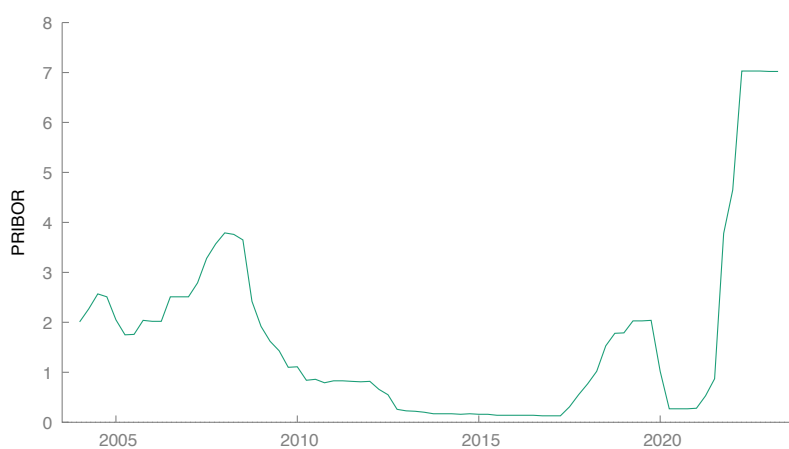
Označení	Veličina	Jednotka
<i>REPO</i>	Dvoutýdenní repo sazba	%
<i>PRIBOR</i>	Úrokové sazby mezibankovního trhu	%
<i>UROK_SAZBY</i>	Úrokové sazby nových úvěrů domácnostem	%
<i>OBJEMY_UVERU</i>	Objemy nových úvěrů domácnostem	mil. CZK
<i>SPOTREBA</i>	Spotřeba domácností, stejné období předchozího roku	%
<i>EUR</i>	Kurz eura	-
<i>CPI</i>	Spotřebitelské ceny, stejné období předchozího roku	-

Pramen: Vlastní zpracování



Obrázek 13: Časová řada 2T repo sazby

Pramen: Výstup ze softwaru Gretl



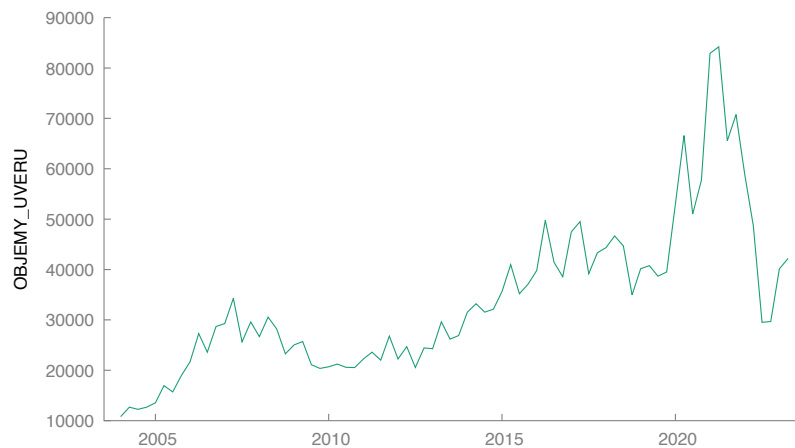
Obrázek 14: Časová řada mezibankovní sazby

Pramen: Výstup ze softwaru Gretl



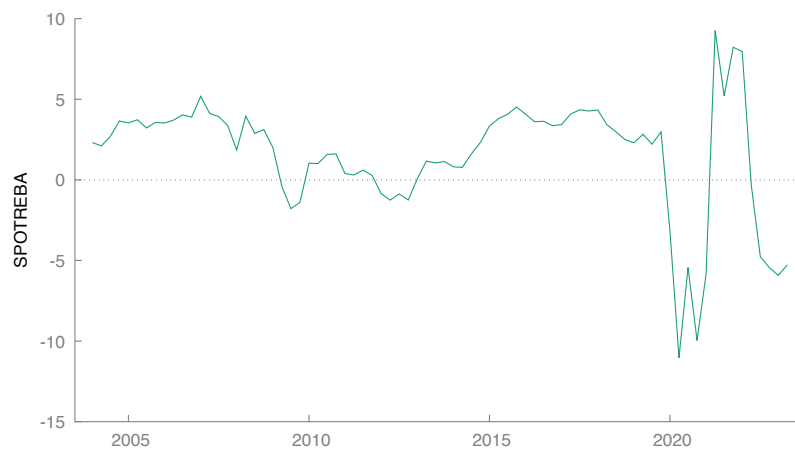
Obrázek 15: Časová řada sazeb úvěrů domácností

Pramen: Výstup ze softwaru Gretl



Obrázek 16: Časová řada objemů úvěrů domácností

Pramen: Výstup ze softwaru Gretl



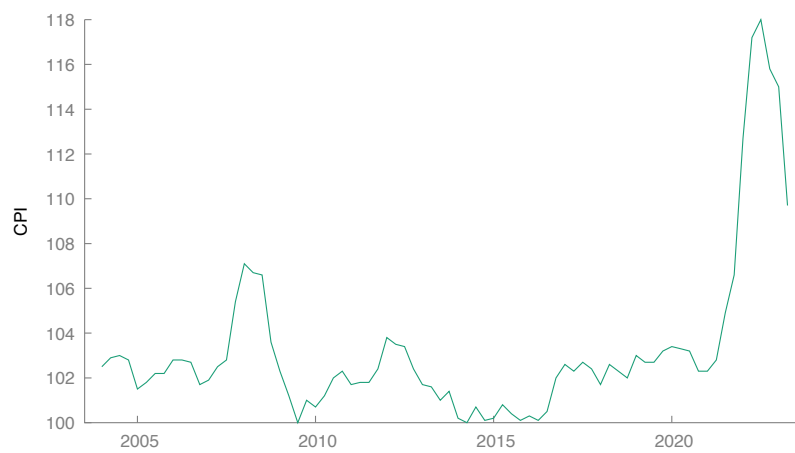
Obrázek 17: Časová řada spotřeby domácností

Pramen: Výstup ze softwaru Gretl



Obrázek 18: Časová řada vývoje kurzu eura

Pramen: Výstup ze softwaru Gretl



Obrázek 19: Časová řada spotřebitelských cen

Pramen: Výstup ze softwaru Gretl

4 Analýza účinnosti transmisního mechanismu ČNB

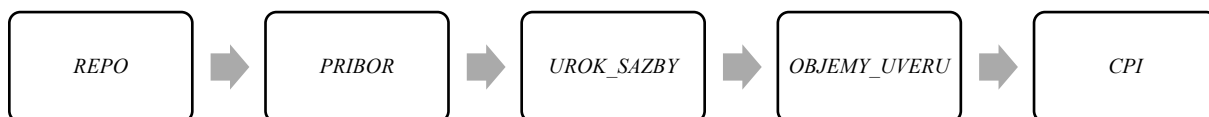
Pomocí výše uvedené metodiky bude testována účinnost tří kanálů transmisního mechanismu, které využívá Česká národní banka k cílování inflace, a to konkrétně kanálu úvěrového, úrokového a kurzového. Na úvod zkoumání je nutné poznamenat, že odhadnuté ekonometrické modely nám pomohou získat pouze základní pohled na transmisí, která je prováděna ve složitém a provázaném ekonomickém prostředí. Pro analýzu bude využito celkem 7 časových řad se 78 čtvrtletními pozorováními s časovým rozpětím od prvního čtvrtletí roku 2004 do druhého čtvrtletí roku 2023. V rámci analýzy celého transmisního mechanismu bude uvažován ekonomicky vysvětlitelný maximální řád zpoždění 8 čtvrtletí, tj. 2 roky. Pro výpočty bude využit statistický software Gretl a stanovena hladina významnosti $\alpha = 0,05$. U každého zkoumaného kanálu budeme určovat optimální řád zpoždění, ověřovat stacionaritu využívaných časových řad, testovat kointegraci pomocí Engle-Granger testu a případně také testovat příčinnost časových řad pomocí Grangerovy kauzality.

4.1 Úvěrový kanál

Předmětem této analýzy bude otestovat fungování úvěrového kanálu transmisního mechanismu. Analýza bude vycházet především ze schématu na Obrázku 2. Vzhledem ke složitosti problematiky a rozsáhlosti diplomové práce bude působení tohoto kanálu zjednodušeno do několika fází, viz Obrázek 20, přičemž první dvě budou totožné pro všechny zkoumané kanály a jejich analýza bude provedena pouze v rámci kanálu úvěrového.

Postup výpočtu bude následující:

- nejprve bude uvažováno působení vyhlášené repo sazby Českou národní bankou na mezibankovní nabídku úrokových sazeb, tj. na sazbu PRIBOR;
- v dalším kroku bude zkoumáno, jak sazba PRIBOR ovlivňuje tržní úrokové sazby;
- dále, jak tržní úrokové sazby působí na výši nových objemů úvěrů domácností;
- v poslední řadě, jak ovlivňuje výše nových objemů úvěrů požadovanou cenovou hladinu.



Obrázek 20: Schéma zjednodušeně uvažovaného úvěrového kanálu

Pramen: Vlastní zpracování

4.1.1 Identifikace optimálního řádu zpoždění

V počáteční fázi testování je nutné nejprve určit optimální řád zpoždění a typ testu. Oba předpoklady budou určeny pomocí minimální hodnoty Bayesova informačního kritéria. V následující tabulce jsou zaznamenány výsledné hodnoty BIC pro test s konstantou a test s konstantou a trendem jednotlivých částí úvěrového kanálu. Hodnoty, dle kterých bude zvolen optimální řád zpoždění a typ testu, jsou v Tabulce 3 zvýrazněny tučně a budou dále využity v rámci analýzy.

Tabulka 3: Výstupy testů pro určení optimálního řádu zpoždění a typů testů pro analýzu účinnosti úvěrového kanálu

<i>REPO → PRIBOR</i>		
Řád zpoždění	BIC test s konstantou	BIC test s konstantou a trendem
1	-3,092837	-3,054829
2	-3,045836	-3,014790
3	-2,985199	-2,955068
4	-2,952092	-2,910312
5	-2,892004	-2,857924
6	-2,832323	-2,803220
7	-2,804200	-2,760562
8	-2,770364	-2,720042
<i>PRIBOR → UROK_SAZBY</i>		
Řád zpoždění	BIC test s konstantou	BIC test s konstantou a trendem
1	0,953691	0,914870
2	0,858488	0,830658
3	0,891042	0,852192
4	0,778660	0,809638
5	0,825904	0,825388
6	0,827143	0,859427
7	0,880537	0,917849
8	0,892532	0,939930

<i>UROK_SAZBY → OBEJMY_UVERU</i>		
Řád zpoždění	BIC test s konstantou	BIC test s konstantou a trendem
1	20,393083	20,443727
2	20,453027	20,500130
3	20,389347	20,430640
4	20,430512	20,471698
5	20,394402	20,449090
6	20,451737	20,509350
7	20,468399	20,528245
8	20,374884	20,421887
<i>OBEJMY_UVERU → CPI</i>		
Řád zpoždění	BIC test s konstantou	BIC test s konstantou a trendem
1	3,635217	3,693785
2	3,312684	3,371468
3	3,300681	3,356737
4	3,348285	3,403683
5	3,321526	3,379377
6	3,325776	3,384463
7	3,375636	3,433566
8	3,433476	3,490979

Pramen: Vlastní zpracování na základě výpočtů ze softwaru Gretl

Na základě výsledků uvedených v tabulce výše budou pro další analýzu uvažovány typy testů a řády zpoždění zapsané v Tabulce 4.

Tabulka 4: Shrnutí výsledků testů pro určení optimálního řádu zpoždění a typů testů pro analýzu účinnosti úvěrového kanálu

Část úvěrového kanálu	Typ testu	Řád zpoždění
<i>REPO → PRIBOR</i>	s konstantou	1
<i>PRIBOR → UROK_SAZBY</i>	s konstantou	4
<i>UROK_SAZBY → OBJEMY_UVERU</i>	s konstantou	8
<i>OBJEMY_UVERU → CPI</i>	s konstantou	3

Pramen: Vlastní zpracování na základě výpočtů ze softwaru Gretl

4.1.2 Ověření stacionarity časových řad

Stacionarita bude testována pomocí rozšířeného Dickey-Fullerova testu, zkráceně ADF testu. V případě, že nebude daná časová řada splňovat předpoklady stacionarity, budou data transformována pomocí diferencí, které se v programu Gretl značí d_1 pro případ první diference a d_2 v případě diference druhé atd. Logaritmicizace, vzhledem k faktu, že se nejedná o vysokofrekvenční data, není nutná. Při ADF testu se testuje nulová hypotéza, zda časová řada obsahuje jednotkový kořen, a tudíž je nestacionární. Oproti tomu alternativní hypotéza, že časová řada neobsahuje jednotkový kořen, a tedy je stacionární. Na základě předchozích výsledků bude zvolen test s konstantou nebo s konstantou a trendem.

Následující tabulka shrnuje výsledky ADF testů. Vzhledem k tomu, že samotná analýza bude prováděna pomocí dvojic časových řad, bude nutné u některých z nich provést testy stacionarity ve více variantách co do typu testu i řádu zpoždění.

Tabulka 5: Výstupy ADF testů k ověření stacionarity pro analýzu účinnosti úvěrového kanálu

<i>REPO → PRIBOR</i>				
Časová řada	Typ testu	Řád zpoždění	p-hodnota	Výsledek
<i>REPO</i>	s konstantou	1	0,8371	nestacionarita
<i>d_REPO</i>	s konstantou	1	0,01268	stacionarita
<i>PRIBOR</i>	s konstantou	1	0,794	nestacionarita
<i>d_PRIBOR</i>	s konstantou	1	0,01271	stacionarita
<i>PRIBOR → UROK_SAZBY</i>				
Časová řada	Typ testu	Řád zpoždění	p-hodnota	Výsledek
<i>PRIBOR</i>	s konstantou	4	0,1384	nestacionarita
<i>d_PRIBOR</i>	s konstantou	4	0,001474	stacionarita
<i>UROK_SAZBY</i>	s konstantou	4	0,2487	nestacionarita
<i>d_UROK_SAZBY</i>	s konstantou	4	0,001917	stacionarita
<i>UROK_SAZBY → OBJEMY_UVERU</i>				
Časová řada	Typ testu	Řád zpoždění	p-hodnota	Výsledek
<i>UROK_SAZBY</i>	s konstantou	8	0,3053	nestacionarita
<i>d_UROK_SAZBY</i>	s konstantou	8	0,001917	stacionarita
<i>OBJEMY_UVERU</i>	s konstantou	8	0,8907	nestacionarita
<i>d_OBJEMY_UVERU</i>	s konstantou	8	3,498e ⁻⁸	stacionarita

<i>OBJEMY_UVERU</i> → <i>CPI</i>				
Časová řada	Typ testu	Řád zpoždění	p-hodnota	Výsledek
<i>OBJEMY_UVERU</i>	s konstantou	3	0,201	nestacionarita
<i>d_OBJEMY_UVERU</i>	s konstantou	3	0,02363	stacionarita
<i>CPI</i>	s konstantou	3	0,009335	stacionarita

Pramen: Vlastní zpracování na základě výpočtů ze softwaru Gretl

4.1.3 Testování kointegrace

Pomocí Engle-Granger testu kointegrace bude otestována vzájemná dlouhodobá závislost dvojic časových řad. Test předpokládá nestacionární časové řady, a proto budou v této části testovány pouze vztahy mezi řadami *REPO* a *PRIBOR*, *PRIBOR* a *UROK_SAZBY*, *UROK_SAZBY* a *OBJEMY_UVERU*. Testována bude nulová hypotéza, že vybrané časové řady nejsou kointegrované. Tabulka 6 shrnuje výsledky testování pro všechny uvažované dvojice časových řad v rámci analýzy úvěrového kanálu. Uvedené p-hodnoty porovnááme s hladinou významnosti $\alpha = 0,05$ a vyvozujeme závěr, které řady jsou kointegrované a které nikoli.

Tabulka 6: Výstupy Engle-Granger testů k ověření kointegrace pro analýzu účinnosti úvěrového kanálu

<i>REPO</i> → <i>PRIBOR</i>			
Typ testu	Řád zpoždění	p-hodnota	Výsledek testu
s konstantou	1	$1,02e^{-115}$	kointegrace
<i>PRIBOR</i> → <i>UROK_SAZBY</i>			
Typ testu	Řád zpoždění	p-hodnota	Výsledek testu
s konstantou	4	0,0001	kointegrace
<i>UROK_SAZBY</i> → <i>OBJEMY_UVERU</i>			
Typ testu	Řád zpoždění	p-hodnota	Výsledek testu
s konstantou	8	$1,09e^{-18}$	kointegrace

Pramen: Vlastní zpracování na základě výpočtů ze softwaru Gretl

Kointegrace, tudíž existence dlouhodobého vztahu, byla prokázána v případě řad *REPO* a *PRIBOR*, *PRIBOR* a *UROK_SAZBY*, *UROK_SAZBY* a *OBJEMY_UVERU*. U řad *OBJEMY_UVERU* a *CPI* nebyla kointegrace testována z důvodu stacionarity časové řady *CPI*.

4.1.4 Grangerova kauzalita

Vzhledem k faktu, že původní časová řada *CPI* vykazuje stacionaritu, nebylo možné otestovat poslední dvojici řad *OBJEMY_UVERU* a *CPI* na kointegraci. Tyto řady budou testovány na možné příčinné vazby na základě Grangerovy kauzality. Podmínkou tohoto testu jsou stacionární časové řady, a proto bude při analýze vycházeno z testování stacionarity, viz Tabulka 5. Z důvodu, že bude pomocí Grangerovy kauzality testována konečná fáze transmisního mechanismu, bude uvažován řád zpoždění pouze 6 čtvrtletí, nikoli maximální řád zpoždění 8 čtvrtletí. U časové řady *OBJEMY_UVERU* bude využita transformace pomocí první diference, u řady *CPI* bude využito její původní podoby. Výsledná p-hodnota bude poté porovnávána s hladinou významnosti $\alpha = 0,05$ a testována nulová hypotéza, že y_i nepodmiňuje y_j ve smyslu Grangerovy kauzality. V rámci testování Grangerovy kauzality bude zkoumána kauzalita pouze ve směru působení transmisního mechanismu, jak je znázorněno na Obrázku 20. Z tohoto důvodu bude při vyhodnocování výstupů ze softwaru Gretl vždy vycházeno z Rovnice 2.

Na závěr analýzy úvěrového kanálu transmisního mechanismu byla testována kauzalita mezi časovými řadami *OBJEMY_UVERU* a *CPI*, viz Tabulka 7. Pro zkoumání kauzality ve směru působení transmisního mechanismu je relevantní Rovnice 2, ve které vystupuje *CPI* jako vysvětlovaná a d_OBJEMY_UVERU jako vysvětlující proměnná. Z Rovnice 2 budou pro zkoumání podstatné pouze p-hodnoty náležící k $d_OBJEMY_UVERU_1$ až $d_OBJEMY_UVERU_6$. Na hladině významnosti $\alpha = 0,05$ lze určit, že na CPI_t působí $OBJEMY_UVERU_{t-4}$ a $OBJEMY_UVERU_{t-5}$. To znamená, že na základě výše objemů úvěrů v časech $t-4$ a $t-5$ lze lépe předpovědět vývoj *CPI* v čase t .

Tabulka 7: Výstupy testu Grangerovy kauzality pro analýzu účinnosti úvěrového kanálu, část $OBJEMY_UVERU \rightarrow CPI$

<i>OBJEMY_UVERU</i> \rightarrow <i>CPI</i>		
Rovnice 1: d_OBJEMY_UVERU		
	Koeficient	p-hodnota
$d_OBJEMY_UVERU_1$	-0,173502	0,2010
$d_OBJEMY_UVERU_2$	-0,163499	0,2558
$d_OBJEMY_UVERU_3$	0,0873908	0,4995
$d_OBJEMY_UVERU_4$	0,327183	0,0202
$d_OBJEMY_UVERU_5$	-0,100292	0,5131
$d_OBJEMY_UVERU_6$	-0,198937	0,2757

<i>CPI_1</i>	-653,840	0,4559
<i>CPI_2</i>	-1142,66	0,3871
<i>CPI_3</i>	2198,10	0,0957
<i>CPI_4</i>	-49,2823	0,9704
<i>CPI_5</i>	30,7916	0,9824
<i>CPI_6</i>	-375,570	0,6625
Rovnice 2: CPI		
	Koeficient	p-hodnota
<i>d_OBJEMY_UVERU_1</i>	-3,08125e ⁻⁰⁵	0,1436
<i>d_OBJEMY_UVERU_2</i>	-7,52236e ⁻⁰⁶	0,7345
<i>d_OBJEMY_UVERU_3</i>	3,77831e ⁻⁰⁵	0,0628
<i>d_OBJEMY_UVERU_4</i>	5,11236e ⁻⁰⁵	0,0192
<i>d_OBJEMY_UVERU_5</i>	0,000113141	1,16e⁻⁰⁵
<i>d_OBJEMY_UVERU_6</i>	-8,38308e ⁻⁰⁶	0,7658
<i>CPI_1</i>	1,28832	1,43e ⁻¹³
<i>CPI_2</i>	-0,193337	0,3452
<i>CPI_3</i>	-0,0108331	0,9572
<i>CPI_4</i>	-0,410904	0,0497
<i>CPI_5</i>	0,230457	0,2885
<i>CPI_6</i>	0,0963468	0,4705

Pramen: Vlastní zpracování na základě výpočtů ze softwaru Gretl

4.2 Úrokový kanál

V další fázi analýzy bude testována účinnost úrokového kanálu transmisního mechanismu. Obdobně jako u testování úvěrového kanálu budeme vycházet ze schématu na Obrázku 2 a působení kanálu bude také zjednodušeno do několika fází, jak je vyobrazeno na Obrázku 21.

Postup výpočtu bude následující:

- jako první bude uvažováno působení repo sazby, kterou vyhláší Česká národní banka, na mezibankovní nabídku úrokových sazeb;
- dalším krokem bude zkoumáno, jak mezibankovní nabídka úrokových sazeb ovlivňuje tržní úrokové sazby;
- dále, jak výše tržních úrokových sazeb působí na spotřebu domácností;
- na závěr, jak celková spotřeba domácností ovlivňuje požadovanou cenovou hladinu.



Obrázek 21: Schéma zjednodušeně uvažovaného úrokového kanálu

Pramen: Vlastní zpracování

4.2.1 Identifikace optimálního řádu zpoždění

Na počátku testování je nutné určit optimální řád zpoždění a typ testu. Oba předpoklady budou stanoveny pomocí minimálních hodnot Bayesova informačního kritéria. Vypočtené hodnoty BIC pro test s konstantou a test s konstantou a trendem jsou dle jednotlivých částí úrokového kanálu zaznamenány v následující tabulce. Minimální hodnoty BIC, dle kterých budeme volit optimální řád zpoždění a typ testu, jsou v Tabulce 8 vyznačeny tučně.

Tabulka 8: Výstupy testů pro určení optimálního řádu zpoždění a typů testů pro analýzu účinnosti úrokového kanálu

<i>REPO → PRIBOR</i>		
Řád zpoždění	BIC test s konstantou	BIC test s konstantou a trendem
1	-3,092837	-3,054829
2	-3,045836	-3,014790
3	-2,985199	-2,955068
4	-2,952092	-2,910312
5	-2,892004	-2,857924
6	-2,832323	-2,803220
7	-2,804200	-2,760562
8	-2,770364	-2,720042
<i>PRIBOR → UROK_SAZBY</i>		
Řád zpoždění	BIC test s konstantou	BIC test s konstantou a trendem
1	0,953691	0,914870
2	0,858488	0,830658
3	0,891042	0,852192
4	0,778660	0,809638
5	0,825904	0,825388
6	0,827143	0,859427
7	0,880537	0,917849
8	0,892532	0,939930

<i>UROK_SAZBY → SPOTREBA</i>		
Řád zpoždění	BIC test s konstantou	BIC test s konstantou a trendem
1	4,922670	4,871604
2	4,966155	4,919788
3	5,012816	4,970398
4	4,765007	4,692327
5	4,632086	4,599192
6	4,627256	4,626613
7	4,657568	4,674250
8	4,511309	4,467101
<i>SPOTREBA → CPI</i>		
Řád zpoždění	BIC test s konstantou	BIC test s konstantou a trendem
1	3,585306	3,602284
2	3,307842	3,337941
3	3,315178	3,342670
4	3,368085	3,396512
5	3,340153	3,350500
6	3,359249	3,347403
7	3,407794	3,402133
8	3,461735	3,459415

Pramen: Vlastní zpracování na základě výpočtů ze softwaru Gretl

Na základě výsledků ze softwaru Gretl, které jsou uvedeny v tabulce výše, budou pro další analýzu uvažovány typy testů a řády zpoždění shrnuté v Tabulce 9.

Tabulka 9: Shrnutí výsledků testů pro určení optimálního řádu zpoždění a typů testů pro analýzu účinnosti úrokového kanálu

Část úrokového kanálu	Typ testu	Řád zpoždění
<i>REPO → PRIBOR</i>	s konstantou	1
<i>PRIBOR → UROK_SAZBY</i>	s konstantou	4
<i>UROK_SAZBY → SPOTREBA</i>	s konstantou a trendem	8
<i>SPOTREBA → CPI</i>	s konstantou	2

Pramen: Vlastní zpracování na základě výpočtů ze softwaru Gretl

4.2.2 Ověření stacionarity časových řad

Na základě ADF testů bude ověřena stacionarita vybraných časových řad. Nebude-li předpoklad stacionarity splněn, budou data transformována pomocí prvních či vyšších

diferencí. Na základě předchozích výsledků bude zvolen test s konstantou nebo s konstantou a trendem. Testována bude nulová hypotéza, že časová řada obsahuje jednotkový kořen, a tudíž je nestacionární.

Tabulka 10 shrnuje výsledky ADF testů. Vzhledem k tomu, že samotná analýza bude prováděna pomocí dvojic časových řad, bude nutné u některých z nich provést testy stacionarity ve více variantách co do typu testu i řádu zpoždění, přičemž hodnoty pro řady *REPO* a *PRIBOR*, *PRIBOR* a *UROK_SAZBY* budou převzaty z analýzy úvěrového kanálu.

Tabulka 10: Výstupy ADF testů k ověření stacionarity pro analýzu účinnosti úrokového kanálu

<i>REPO</i> → <i>PRIBOR</i>				
Časová řada	Typ testu	Řád zpoždění	p-hodnota	Výsledek
<i>REPO</i>	s konstantou	1	0,8371	nestacionarita
<i>d_REPO</i>	s konstantou	1	0,01268	stacionarita
<i>PRIBOR</i>	s konstantou	1	0,794	nestacionarita
<i>d_PRIBOR</i>	s konstantou	1	0,01271	stacionarita
<i>PRIBOR</i> → <i>UROK_SAZBY</i>				
Časová řada	Typ testu	Řád zpoždění	p-hodnota	Výsledek
<i>PRIBOR</i>	s konstantou	4	0,1384	nestacionarita
<i>d_PRIBOR</i>	s konstantou	4	0,001474	stacionarita
<i>UROK_SAZBY</i>	s konstantou	4	0,2487	nestacionarita
<i>d_UROK_SAZBY</i>	s konstantou	4	0,001917	stacionarita
<i>UROK_SAZBY</i> → <i>SPOTREBA</i>				
Časová řada	Typ testu	Řád zpoždění	p-hodnota	Výsledek
<i>UROK_SAZBY</i>	s konstantou a trendem	8	0,2203	nestacionarita
<i>d_UROK_SAZBY</i>	s konstantou a trendem	8	0,006807	stacionarita
<i>SPOTREBA</i>	s konstantou a trendem	8	0,1729	nestacionarita
<i>d_SPOTREBA</i>	s konstantou a trendem	8	0,002895	stacionarita
<i>SPOTREBA</i> → <i>CPI</i>				
Časová řada	Typ testu	Řád zpoždění	p-hodnota	Výsledek
<i>SPOTREBA</i>	s konstantou	3	9,187e ⁻⁰⁸	stacionarita
<i>CPI</i>	s konstantou	3	0,009335	stacionarita

Pramen: Vlastní zpracování na základě výpočtů ze softwaru Gretl

4.2.3 Testování kointegrace

Kointegrace neboli dlouhodobá závislost bude testována pomocí Engle-Granger testu kointegrace. Nestacionarita časových řad představuje základní předpoklad tohoto testu, a proto budou v této části testovány pouze vztahy mezi řadami *REPO* a *PRIBOR*, *PRIBOR* a *UROK_SAZBY*, *UROK_SAZBY* a *SPOTREBA*. Časové řady *REPO* a *PRIBOR*, *PRIBOR* a *UROK_SAZBY* byly na kointegraci otestovány v rámci analýzy úvěrového kanálu a tyto hodnoty budou převzaty z předchozího zkoumání. Testována bude nulová hypotéza, že vybrané časové řady nejsou kointegrované.

Tabulka 11 shrnuje výsledky ze softwaru Gretl pro všechny uvažované dvojice časových řad v rámci testování úrokového kanálu. Uvedená p-hodnota bude porovnávána s hladinou významnosti $\alpha = 0,05$. Dlouhodobý vztah byl prokázán u řad *REPO* a *PRIBOR*, *PRIBOR* a *UROK_SAZBY*, *UROK_SAZBY* a *SPOTREBA*. U řad *SPOTREBA* a *CPI* nebyla kointegrace testována z důvodu stacionarity původních časových řad.

Tabulka 11: Výstupy Engle-Granger testů k ověření kointegrace pro analýzu účinnosti úrokového kanálu

<i>REPO</i> → <i>PRIBOR</i>			
Typ testu	Řád zpoždění	p-hodnota	Výsledek testu
s konstantou	1	1,02e ⁻¹¹⁵	kointegrace
<i>PRIBOR</i> → <i>UROK_SAZBY</i>			
Typ testu	Řád zpoždění	p-hodnota	Výsledek testu
s konstantou	4	0,0001	kointegrace
<i>UROK_SAZBY</i> → <i>SPOTREBA</i>			
Typ testu	Řád zpoždění	p-hodnota	Výsledek testu
s konstantou	8	0,0008	kointegrace

Pramen: Vlastní zpracování na základě výpočtů ze softwaru Gretl

4.2.4 Grangerova kauzalita

Z důvodu stacionarity původních časových řad *SPOTREBA* a *CPI* nebylo možné tuto dvojici otestovat pomocí Engle-Granger testu kointegrace. Proto budou tyto časové řady testovány pomocí Grangerovy kauzality na možné příčinné vazby. Základním předpokladem testování jsou stacionární časové řady. Tento předpoklad byl testován v rámci ověření stacionarity, viz Tabulka 10, ze které je patrné, že jsou obě původní časové řady již stacionární. Protože je

kauzalita testována v konečné fázi transmisního mechanismu budeme při testování uvažovat řád zpoždění 6 čtvrtletí, nikoli maximální řád zpoždění 8 čtvrtletí. Testována bude nulová hypotéza, že y_i nepodmiňuje y_j ve smyslu Grangerovy kauzality, přičemž bude zkoumána kauzalita pouze ve směru působení transmisního mechanismu, jak je vyobrazeno na Obrázku 21. Z tohoto důvodu bude při vyhodnocování výstupů ze softwaru Gretl vždy relevantní Rovnice 2.

V poslední části analýzy úrokového kanálu transmisního mechanismu byla testována kauzalita mezi časovými řadami *SPOTREBA* a *CPI*. Pro zkoumání kauzality vycházíme z Rovnice 2, ve které vystupuje *CPI* jako vysvětlovaná a *SPOTREBA* jako vysvětlující proměnná. Pro interpretaci získaných výsledků jsou relevantní p-hodnoty náležící k *SPOTREBA_1* až *SPOTREBA_6*. Na hladině významnosti $\alpha = 0,05$ vyvozujeme z Tabulky 12 závěr, že pomocí výše spotřeby v čase $t-3$ lze lépe předpovědět vývoj *CPI* v čase t .

Tabulka 12: Výstupy testu Grangerovy kauzality pro analýzu účinnosti úrokového kanálu, část *SPOTREBA* \rightarrow *CPI*

<i>SPOTREBA</i> \rightarrow <i>CPI</i>		
Rovnice 1: <i>SPOTREBA</i>		
	Koeficient	p-hodnota
<i>SPOTREBA_1</i>	0,864126	6,91e ⁻⁰⁹
<i>SPOTREBA_2</i>	-0,00238642	0,9889
<i>SPOTREBA_3</i>	0,220808	0,1074
<i>SPOTREBA_4</i>	-0,863005	1,86e ⁻⁰⁸
<i>SPOTREBA_5</i>	0,318855	0,0882
<i>SPOTREBA_6</i>	0,229037	0,1509
<i>CPI_1</i>	0,0199315	0,9409
<i>CPI_2</i>	-0,337991	0,4418
<i>CPI_3</i>	0,763243	0,1092
<i>CPI_4</i>	-0,566742	0,2338
<i>CPI_5</i>	-0,386134	0,4078
<i>CPI_6</i>	0,511103	0,0643

Rovnice 2: CPI		
	Koeficient	p-hodnota
<i>SPOTREBA_1</i>	0,103894	0,0932
<i>SPOTREBA_2</i>	-0,0944560	0,2480
<i>SPOTREBA_3</i>	0,120372	<u>0,0456</u>
<i>SPOTREBA_4</i>	-0,0239984	0,7055
<i>SPOTREBA_5</i>	-0,0685332	0,4360
<i>SPOTREBA_6</i>	-0,119483	0,1154
<i>CPI_1</i>	1,16363	5,45e⁻¹³
<i>CPI_2</i>	-0,101085	0,6278
<i>CPI_3</i>	0,0913260	0,6836
<i>CPI_4</i>	-0,467700	0,0409
<i>CPI_5</i>	0,110689	0,6168
<i>CPI_6</i>	0,206179	0,1147

Pramen: Vlastní zpracování na základě výpočtů ze softwaru Gretl

4.3 Kurzový kanál

V poslední části analýzy bude testována účinnost kurzového kanálu transmisního mechanismu. I v tomto případě, stejně jako při testování úvěrového a úrokového kanálu, bude vzhledem ke složitosti problematiky uvažováno zjednodušené působení kanálu, viz Obrázek 22.

Postup výpočtu bude následující:

- v první řadě bude uvažováno působení repo sazby vyhlášenou Českou národní bankou na mezibankovní nabídku úrokových sazeb;
- dále bude zkoumáno, jak mezibankovní nabídka úrokových sazeb ovlivňuje úrokové sazby tržní;
- v další fázi, jak tržní úrokové sazby působí na kurz eura;
- na závěr, jak kurz eura ovlivňuje požadovanou cenovou hladinu.



Obrázek 22: Schéma zjednodušeně uvažovaného kurzového kanálu

Pramen: Vlastní zpracování

4.3.1 Identifikace optimálního řádu zpoždění

V počáteční fázi analýzy je důležité určit optimální řád zpoždění a typ testu. Oba tyto předpoklady budou stanoveny pomocí minimální hodnoty Bayesova informačního kritéria.

Výsledné hodnoty BIC pro test s konstantou a test s konstantou a trendem jednotlivých částí kurzového kanálu jsou v Tabulce 13 zvýrazněny tučně a budou využity v další části analýzy.

Tabulka 13: Výstupy testů pro určení optimálního řádu zpoždění a typů testů pro analýzu účinnosti kurzového kanálu

<i>REPO → PRIBOR</i>		
Řád zpoždění	BIC test s konstantou	BIC test s konstantou a trendem
1	-3,092837	-3,054829
2	-3,045836	-3,014790
3	-2,985199	-2,955068
4	-2,952092	-2,910312
5	-2,892004	-2,857924
6	-2,832323	-2,803220
7	-2,804200	-2,760562
8	-2,770364	-2,720042
<i>PRIBOR → UROK_SAZBY</i>		
Řád zpoždění	BIC test s konstantou	BIC test s konstantou a trendem
1	0,953691	0,914870
2	0,858488	0,830658
3	0,891042	0,852192
4	0,778660	0,809638
5	0,825904	0,825388
6	0,827143	0,859427
7	0,880537	0,917849
8	0,892532	0,939930
<i>UROK_SAZBY → EUR</i>		
Řád zpoždění	BIC test s konstantou	BIC test s konstantou a trendem
1	2,268362	2,249747
2	2,328996	2,309935
3	2,389646	2,370339
4	2,413097	2,377941
5	2,469347	2,438513
6	2,518124	2,464980
7	2,571641	2,524905
8	2,632315	2,583401

<i>EUR → CPI</i>		
Řád zpoždění	BIC test s konstantou	BIC test s konstantou a trendem
1	3,686157	3,726474
2	3,348909	3,395161
3	3,348768	3,393312
4	3,396721	3,441762
5	3,387470	3,422467
6	3,417797	3,440369
7	3,462549	3,489730
8	3,515078	3,545914

Pramen: Vlastní zpracování na základě výpočtů ze softwaru Gretl

Na základě výsledků ze softwaru Gretl budou pro další analýzu kurzového kanálu uvažovány typy testů a řady zpoždění shrnuté v Tabulce 14.

Tabulka 14: Shrnutí výsledků testů pro určení optimálního řádu zpoždění a typů testů pro analýzu účinnosti kurzového kanálu

Část kurzového kanálu	Typ testu	Řád zpoždění
<i>REPO → PRIBOR</i>	s konstantou	1
<i>PRIBOR → UROK_SAZBY</i>	s konstantou	4
<i>UROK_SAZBY → EUR</i>	s konstantou a trendem	1
<i>EUR → CPI</i>	s konstantou	3

Pramen: Vlastní zpracování na základě výpočtů ze softwaru Gretl

4.3.2 Ověření stacionarity časových řad

Stacionarita vybraných časových řad bude testována pomocí ADF testů s nulovou hypotézou, že časová řada obsahuje jednotkový kořen, a tudíž je nestacionární. Nebude-li předpoklad stacionarity splněn, budou data transformována pomocí prvních či vyšších diferencí. Při testování bude uvažován test s konstantou nebo konstantou a trendem dle Tabulky 14.

Tabulka 15 shrnuje výsledky ADF testů provedené pomocí softwaru Gretl. Vzhledem k tomu, že samotná analýza bude prováděna pomocí dvojic časových řad, bude nutné u některých z nich provést testy stacionarity ve více variantách co do typu testu i řádu zpoždění. Časové řady *REPO* a *PRIBOR*, *PRIBOR* a *UROK_SAZBY* nebudou znovu testovány a tyto hodnoty budou převzaty z analýzy úvěrového kanálu.

Tabulka 15: Výstupy ADF testů k ověření stacionarity pro analýzu účinnosti kurzového kanálu

<i>REPO</i> → <i>PRIBOR</i>				
Časová řada	Typ testu	Řád zpoždění	p-hodnota	Výsledek
<i>REPO</i>	s konstantou	1	0,8371	nestacionarita
<i>d_REPO</i>	s konstantou	1	0,01268	stacionarita
<i>PRIBOR</i>	s konstantou	1	0,794	nestacionarita
<i>d_PRIBOR</i>	s konstantou	1	0,01271	stacionarita
<i>PRIBOR</i> → <i>UROK_SAZBY</i>				
Časová řada	Typ testu	Řád zpoždění	p-hodnota	Výsledek
<i>PRIBOR</i>	s konstantou	4	0,1384	nestacionarita
<i>d_PRIBOR</i>	s konstantou	4	0,001474	stacionarita
<i>UROK_SAZBY</i>	s konstantou	4	0,2487	nestacionarita
<i>d_UROK_SAZBY</i>	s konstantou	4	0,001917	stacionarita
<i>UROK_SAZBY</i> → <i>EUR</i>				
Časová řada	Typ testu	Řád zpoždění	p-hodnota	Výsledek
<i>UROK_SAZBY</i>	s konstantou a trendem	1	0,9833	nestacionarita
<i>d_UROK_SAZBY</i>	s konstantou a trendem	1	0,006807	stacionarita
<i>EUR</i>	s konstantou a trendem	1	0,07799	nestacionarita
<i>d_EUR</i>	s konstantou a trendem	1	4,081e ⁻¹⁷	stacionarita
<i>EUR</i> → <i>CPI</i>				
Časová řada	Typ testu	Řád zpoždění	p-hodnota	Výsledek
<i>EUR</i>	s konstantou	3	0,01852	stacionarita
<i>CPI</i>	s konstantou	3	0,009335	stacionarita

Pramen: Vlastní zpracování na základě výpočtů ze softwaru Gretl

4.3.3 Testování kointegrace

Dlouhodobé vztahy mezi dvojicemi časových řad kurzového kanálu transmisního mechanismu budou testovány pomocí Engle-Granger testu kointegrace, který předpokládá nestacionární časové řady. Z toho důvodu budou testovány pouze vztahy *REPO* a *PRIBOR*, *PRIBOR* a *UROK_SAZBY*, *UROK_SAZBY* a *EUR*. Testována bude nulová hypotéza, že vybrané časové řady nejsou kointegrované, přičemž výsledné hodnoty pro časové řady *REPO* a *PRIBOR*, *PRIBOR* a *UROK_SAZBY* budou převzaty z analýzy úvěrového kanálu.

Výsledky Engle-Granger testů kointegrace časových řad pro kurzový kanál transmisního mechanismu shrnuje Tabulka 16. Dlouhodobý vztah byl prokázán u řad *REPO* a *PRIBOR*, *PRIBOR* a *UROK_SAZBY*, v případě vztahu řad *UROK_SAZBY* a *EUR* nebyla kointegrace prokázána. Časové řady *EUR* a *CPI* nebyly na kointegraci testovány z důvodu jejich stacionarity.

Tabulka 16: Výstupy Engle-Granger testů k ověření kointegrace pro analýzu účinnosti kurzového kanálu

<i>REPO</i> → <i>PRIBOR</i>			
Typ testu	Řád zpoždění	p-hodnota	Výsledek testu
s konstantou	1	$1,02e^{-115}$	kointegrace
<i>PRIBOR</i> → <i>UROK_SAZBY</i>			
Typ testu	Řád zpoždění	p-hodnota	Výsledek testu
s konstantou	4	0,0001	kointegrace
<i>UROK_SAZBY</i> → <i>EUR</i>			
Typ testu	Řád zpoždění	p-hodnota	Výsledek testu
s konstantou	1	0,2551	není kointegrace

Pramen: Vlastní zpracování na základě výpočtů ze softwaru Gretl

4.3.4 Grangerova kauzalita

Na možné příčinné vazby budou pomocí Grangerovy kauzality testovány řady *UROK_SAZBY* a *EUR*, *EUR* a *CPI*. Dvojice časových řad *UROK_SAZBY* a *EUR* byla již testována pomocí Engle-Granger testu kointegrace. Vzhledem k tomu, že test kointegraci nepotvrdil, bude u této dvojice řad zkoumána i jejich kauzalita. Časové řady *EUR* a *CPI* nebylo z důvodu stacionarity původních dat možno testovat na kointegraci, a proto budou testovány na možné příčinné vazby. Protože test Grangerovy kauzality předpokládá stacionaritu časových řad, budou při testování obou řad využity první diference, jak je zaznamenáno v Tabulce 15. Uvažován bude řád zpoždění 6 čtvrtletí, obdobně jako při analýze úvěrového a úrokového kanálu. Testována bude nulová hypotéza, že y_i nepodmiňuje y_j ve smyslu Grangerovy kauzality, přičemž bude zkoumána pouze kauzalita ve směru působení transmisního mechanismu, jak je znázorněno na Obrázku 22. Pro zkoumání kauzality bude při vyhodnocování výstupů uvažována Rovnice 2.

Tabulka 17 shrnuje výsledky Grangerova testu kauzality mezi časovými řadami *UROK_SAZBY* a *EUR*, kde d_EUR vystupuje jako vysvětlovaná a d_UROK_SAZBY jako vysvětlující proměnná. Z Rovnice 2 budou pro interpretaci výsledků relevantní p-hodnoty pouze u

$d_UROK_SAZBY_1$ až $d_UROK_SAZBY_6$. Protože není vypočtená p-hodnota menší než hladina významnosti $\alpha = 0,05$, jsou tyto řady dle Grangera nezávislé.

Tabulka 17: Výstupy testu Grangerovy kauzality pro analýzu účinnosti kurzového kanálu, část $UROK_SAZBY \rightarrow EUR$

<i>UROK_SAZBY → EUR</i>		
Rovnice 1: <i>d_ UROK_SAZBY</i>		
	Koeficient	p-hodnota
<i>d_ UROK_SAZBY_1</i>	0,0561692	0,6588
<i>d_ UROK_SAZBY_2</i>	0,258530	0,0420
<i>d_ UROK_SAZBY_3</i>	-0,0983233	0,4345
<i>d_ UROK_SAZBY_4</i>	0,326130	0,0142
<i>d_ UROK_SAZBY_5</i>	-0,232280	0,1007
<i>d_ UROK_SAZBY_6</i>	-0,152052	0,3147
<i>d_ EUR_1</i>	-0,0475177	0,4495
<i>d_ EUR_2</i>	-0,0330851	0,6044
<i>d_ EUR_3</i>	-0,0545392	0,3905
<i>d_ EUR_4</i>	-0,0796027	0,1818
<i>d_ EUR_5</i>	-0,00576718	0,9232
<i>d_ EUR_6</i>	-0,0921954	0,1164
Rovnice 2: <i>d_ EUR</i>		
	Koeficient	p-hodnota
<i>d_ UROK_SAZBY_1</i>	-0,279618	0,2851
<i>d_ UROK_SAZBY_2</i>	-0,384523	0,1364
<i>d_ UROK_SAZBY_3</i>	0,334295	0,1965
<i>d_ UROK_SAZBY_4</i>	0,321968	0,2280
<i>d_ UROK_SAZBY_5</i>	0,0399081	0,8892
<i>d_ UROK_SAZBY_6</i>	-0,222879	0,4708
<i>d_ EUR_1</i>	-0,0434080	0,7353
<i>d_ EUR_2</i>	-0,0704536	0,5901
<i>d_ EUR_3</i>	-0,144288	0,2683
<i>d_ EUR_4</i>	0,0545463	0,6528
<i>d_ EUR_5</i>	-0,0771383	0,5295
<i>d_ EUR_6</i>	0,130568	0,2750

Pramen: Vlastní zpracování na základě výpočtů ze softwaru Gretl

V závěru analýzy kurzového kanálu transmisního mechanismu byla testována kauzalita mezi časovými řadami *EUR* a *CPI*, hodnoty ze softwaru Gretl jsou zaneseny v Tabulce 18. Při vyhodnocení výstupů bude využita Rovnice 2, ve které představuje *CPI* vysvětlovanou a *EUR*

vysvětlující proměnnou, přičemž pro interpretaci budou stěžejní p-hodnoty EUR_1 až EUR_6 . Protože není žádná z p-hodnot menší než hladina významnosti $\alpha = 0,05$, nelze ani v tomto případě prokázat vzájemné vztahy mezi řadami, a tudíž jsou dle Grangera tyto řady nezávislé. Pokud by byla stanovena hladina významnosti $\alpha = 0,1$, bylo by možné uvažovat, že pomocí kurzu eura v čase $t-6$ lze lépe předpovědět vývoj CPI v čase t .

Tabulka 18: Výstupy testu Grangerovy kauzality pro analýzu účinnosti kurzového kanálu, část $EUR \rightarrow CPI$

<i>EUR → CPI</i>		
Rovnice 1: <i>EUR</i>		
	Koeficient	p-hodnota
<i>EUR_1</i>	0,796405	6,26e ⁻⁰⁸
<i>EUR_2</i>	-0,0693499	0,6807
<i>EUR_3</i>	-0,119464	0,4714
<i>EUR_4</i>	0,245304	0,1359
<i>EUR_5</i>	-0,110509	0,5048
<i>EUR_6</i>	0,103019	0,4045
<i>CPI_1</i>	-0,116996	0,1743
<i>CPI_2</i>	0,0970438	0,5158
<i>CPI_3</i>	-0,0552466	0,7218
<i>CPI_4</i>	0,0823859	0,5973
<i>CPI_5</i>	-0,0406739	0,8006
<i>CPI_6</i>	0,0722596	0,4786
Rovnice 2: <i>CPI</i>		
	Koeficient	p-hodnota
<i>EUR_1</i>	-0,281853	0,1604
<i>EUR_2</i>	0,188483	0,4676
<i>EUR_3</i>	0,0199367	0,9376
<i>EUR_4</i>	-0,234673	0,3507
<i>EUR_5</i>	-0,0707869	0,7808
<i>EUR_6</i>	0,328534	0,0867
<i>CPI_1</i>	1,35396	5,73e⁻¹⁵
<i>CPI_2</i>	-0,246861	0,2838
<i>CPI_3</i>	-0,0666894	0,7798
<i>CPI_4</i>	-0,510965	0,0362
<i>CPI_5</i>	0,165211	0,5054
<i>CPI_6</i>	0,318873	0,0451

Pramen: Vlastní zpracování na základě výpočtů ze softwaru Gretl

5 Shrnutí výsledků provedené analýzy

K vyhodnocení účinnosti transmisního mechanismu České národní banky byla provedena ekonometrická analýza úvěrového, úrokového a kurzového kanálu. Vzhledem ke složitosti problematiky působení kanálů transmisního mechanismu a rozsáhlosti diplomové práce bylo zkoumání těchto kanálů zjednodušeno do několika fází.

Pro analýzu byly využity časové řady z veřejné databáze ARAD, která je součástí informačního servisu České národní banky. Do zkoumání vstupovalo celkem 7 časových řad, přičemž každá z řad obsahovala celkem 78 pozorování. Data byla čtvrtletního charakteru z časového rozmezí od prvního čtvrtletí roku 2004 do druhého čtvrtletí roku 2023. Pro testování byla stanovena hladina významnosti α na 0,05.

V kontextu modelů vektorové autoregrese byly časové řady testovány na kointegraci a Grangerovu kauzalitu. Nejprve byly pomocí minimálních hodnot Bayesova informačního kritéria určeny optimální řady zpoždění a typy testů. Tyto výsledky jsou shrnuty v Tabulce 19 a byly využity pro další analýzu.

Tabulka 19: Souhrnné výsledky optimálních řádů zpoždění a typů testů

ÚVĚROVÝ KANÁL		
Část kanálu	Typ testu	Řád zpoždění
<i>REPO</i> → <i>PRIBOR</i>	s konstantou	1
<i>PRIBOR</i> → <i>UROK_SAZBY</i>	s konstantou	4
<i>UROK_SAZBY</i> → <i>OBJEMY_UVERU</i>	s konstantou	8
<i>OBJEMY_UVERU</i> → <i>CPI</i>	s konstantou	3
ÚROKOVÝ KANÁL		
Část úrokového kanálu	Typ testu	Řád zpoždění
<i>REPO</i> → <i>PRIBOR</i>	s konstantou	1
<i>PRIBOR</i> → <i>UROK_SAZBY</i>	s konstantou	4
<i>UROK_SAZBY</i> → <i>SPOTREBA</i>	s konstantou a trendem	8
<i>SPOTREBA</i> → <i>CPI</i>	s konstantou	2
KURZOVÝ KANÁL		
Část kurzového kanálu	Typ testu	Řád zpoždění
<i>REPO</i> → <i>PRIBOR</i>	s konstantou	1
<i>PRIBOR</i> → <i>UROK_SAZBY</i>	s konstantou	4
<i>UROK_SAZBY</i> → <i>EUR</i>	s konstantou a trendem	1
<i>EUR</i> → <i>CPI</i>	s konstantou	3

Pramen: Vlastní zpracování na základě výpočtů ze softwaru Gretl

Základním předpokladem modelů vektorové autoregrese je stacionarita časových řad. V další fázi analýzy byl tento předpoklad ověřen pomocí rozšířeného Dickey-Fullerova testu, který se řadí mezi testy jednotkového kořene a testuje nulovou hypotézu o jeho existenci. V případě, že byla testovaná časová řada nestacionární, bylo její stacionarizace docíleno transformací pomocí první diference a před její název bylo přidáno označení d_{\cdot} . V Tabulce 20 jsou zaznamenány stacionární časové řady pro jednotlivé fáze zkoumaných kanálů.

Tabulka 20: Souhrnné výsledky stacionarity

ÚVĚROVÝ KANÁL	
Část kanálu	Stacionární časové řady
<i>REPO</i> → <i>PRIBOR</i>	<i>d</i> _{REPO}
	<i>d</i> _{PRIBOR}
<i>PRIBOR</i> → <i>UROK_SAZBY</i>	<i>d</i> _{PRIBOR}
	<i>d</i> _{UROK_SAZBY}
<i>UROK_SAZBY</i> → <i>OBJEMY_UVERU</i>	<i>d</i> _{UROK_SAZBY}
	<i>d</i> _{OBJEMY_UVERU}
<i>OBJEMY_UVERU</i> → <i>CPI</i>	<i>d</i> _{OBJEMY_UVERU}
	<i>CPI</i>
ÚROKOVÝ KANÁL	
Část kanálu	Stacionární časové řady
<i>REPO</i> → <i>PRIBOR</i>	<i>d</i> _{REPO}
	<i>d</i> _{PRIBOR}
<i>PRIBOR</i> → <i>UROK_SAZBY</i>	<i>d</i> _{PRIBOR}
	<i>d</i> _{UROK_SAZBY}
<i>UROK_SAZBY</i> → <i>SPOTREBA</i>	<i>d</i> _{UROK_SAZBY}
	<i>d</i> _{SPOTREBA}
<i>SPOTREBA</i> → <i>CPI</i>	<i>SPOTREBA</i>
	<i>CPI</i>
KURZOVÝ KANÁL	
Část kanálu	Stacionární časové řady
<i>REPO</i> → <i>PRIBOR</i>	<i>d</i> _{REPO}
	<i>d</i> _{PRIBOR}
<i>PRIBOR</i> → <i>UROK_SAZBY</i>	<i>d</i> _{PRIBOR}
	<i>d</i> _{UROK_SAZBY}
<i>UROK_SAZBY</i> → <i>EUR</i>	<i>d</i> _{UROK_SAZBY}
	<i>d</i> _{EUR}
<i>EUR</i> → <i>CPI</i>	<i>EUR</i>
	<i>CPI</i>

Pramen: Vlastní zpracování na základě výpočtů ze softwaru Gretl

V rámci samotného testování bylo nejprve přistoupeno k Engle-Granger testu kointegrace, kterým byl zkoumán dlouhodobý vztah dvojic časových řad. Test předpokládá nestacionární časové řady a testuje nulovou hypotézu, že uvažované časové řady nejsou kointegrované. V případě, že nebyla podmínka nestacionarity splněna, nebyly časové řady na kointegraci testovány. V další fázi analýzy byly pomocí Grangerovy kauzality testovány časové řady, které nebylo možné z důvodu jejich stacionarity testovat pomocí Engle-Granger testu kointegrace a dále také řady, u kterých nebyla kointegrace prokázána. Souhrnné výsledky Engle-Granger testů kointegrace a výsledků testů Grangerovy kauzality jsou zaznamenány v Tabulce 21.

Tabulka 21: Souhrnné výsledky Engle-Granger testů kointegrace a testů Grangerovy kauzality

ÚVĚROVÝ KANÁL		
Část kanálu	Výsledky testů kointegrace	Výsledky Grangerovy kauzality
<i>REPO</i> → <i>PRIBOR</i>	kointegrace	netestováno
<i>PRIBOR</i> → <i>UROK_SAZBY</i>	kointegrace	netestováno
<i>UROK_SAZBY</i> → <i>OBJEMY_UVERU</i>	kointegrace	netestováno
<i>OBJEMY_UVERU</i> → <i>CPI</i>	netestováno	kauzální vztah dle Grangera
ÚROKOVÝ KANÁL		
Část úrokového kanálu	Výsledky testů kointegrace	Výsledky Grangerovy kauzality
<i>REPO</i> → <i>PRIBOR</i>	kointegrace	netestováno
<i>PRIBOR</i> → <i>UROK_SAZBY</i>	kointegrace	netestováno
<i>UROK_SAZBY</i> → <i>SPOTREBA</i>	kointegrace	netestováno
<i>SPOTREBA</i> → <i>CPI</i>	netestováno	kauzální vztah dle Grangera
KURZOVÝ KANÁL		
Část kurzového kanálu	Výsledky testů kointegrace	Výsledky Grangerovy kauzality
<i>REPO</i> → <i>PRIBOR</i>	kointegrace	netestováno
<i>PRIBOR</i> → <i>UROK_SAZBY</i>	kointegrace	netestováno
<i>UROK_SAZBY</i> → <i>EUR</i>	není kointegrace	dle Grangera nezávislé
<i>EUR</i> → <i>CPI</i>	netestováno	dle Grangera nezávislé

Pramen: Vlastní zpracování na základě výpočtů ze softwaru Gretl

V první části analýzy byly testovány vztahy v rámci kanálu úvěrového. Dlouhodobý vztah byl prokázán mezi časovými řadami *REPO* a *PRIBOR*, *PRIBOR* a *UROK_SAZBY*, *UROK_SAZBY* a *OBEJMY_UVERU*. Dlouhodobý vztah mezi řadami *OBEJMY_UVERU* a *CPI* nebylo možné z důvodu stacionarity původní časové řady testovat, a proto bylo přistoupeno k testování kauzality dle Grangera. Na základě tohoto testu se na hladině významnosti $\alpha = 0,05$ podařilo

prokázat, že pomocí výše objemů úvěrů v čase $t-4$ a $t-5$ lze lépe předpovědět vývoj spotřebitelských cen v čase t . V další fázi analýzy byl testován kanál úrokový. V tomto případě byl na základě Engle-Granger testu kointegrace prokázán dlouhodobý vztah mezi časovými řadami *REPO* a *PRIBOR*, *PRIBOR* a *UROK_SAZBY*, *UROK_SAZBY* a *SPOTREBA*. U řad *SPOTREBA* a *CPI* nebyl splněn předpoklad nestacionarity, a proto byly tyto řady testovány na Grangerovu kauzalitu. Na hladině významnosti $\alpha = 0,05$ bylo prokázáno, že na základě výše spotřeby v čase $t-3$ lze lépe předpovědět vývoj spotřebitelských cen v čase t . Vztahy mezi časovými řadami kurzového kanálu byly testovány v poslední fázi analýzy. Z výsledků Engle-Granger testů kointegrace se podařilo prokázat dlouhodobou závislost u řad *REPO* a *PRIBOR*, *PRIBOR* a *UROK_SAZBY*. Testu na kointegraci byla dále podrobena i dvojice časových řad *UROK_SAZBY* a *EUR*. V tomto případě se kointegraci potvrdit nepodařilo. Z toho důvodu byla tato dvojice časových řad dále testována na Grangerovu kauzalitu, ani v případě tohoto testu se nepodařilo prokázat žádné vztahy. V rámci tohoto testu byla dále zkoumána dvojice řad *EUR* a *CPI*. Pokud by byla stanovena hladina významnosti $\alpha = 0,1$, bylo by možné uvažovat, že pomocí kurzu eura v čase $t-6$ lze lépe předpovědět vývoj *CPI* v čase t .

Kointegrační analýza prokázala, že je úvodní fáze transmisního mechanismu v podmínkách České republiky funkční. Česká národní banka je schopna rozhodováním o výši dvoutýdenní repo sazby působit na sazbu *PRIBOR*, která následně působí na tržní úrokové sazby.

Analýza úvěrového kanálu prokázala dlouhodobý vztah mezi tržními úrokovými sazbami a výší objemů úvěrů domácností. To lze vysvětlit na situaci na konci roku 2021 a v roce 2022, kdy Česká národní banka zvyšovala dvoutýdenní repo sazbu, což vedlo ke zvyšování úrokových sazeb u hypoték i ostatních úvěrů. V důsledku pak vedlo zvyšování repo sazby v roce 2022 k výrazným poklesům v hypoteční aktivitě. V poslední fázi úvěrového kanálu se podařilo prokázat krátkodobý vztah mezi výší objemů úvěrů u domácností a spotřebitelskými cenami. S nižšími úvěry pro domácnosti může docházet k menšímu poptávkovému inflačnímu tlaku na spotřebitelské ceny. Když si spotřebitelé méně půjčují, může to tlumit celkovou poptávku v ekonomice, což může vést k nižší míře inflace.

Obdobně byl v rámci analýzy úrokového kanálu prokázán dlouhodobý vztah mezi úrokovými sazbami a spotřebou domácností. Tento stav lze také vysvětlit na situaci z let 2021 a 2022. Ve chvílích, kdy dochází ke zvyšování úrokových sazeb úvěrů, rostou výpůjční náklady, domácnosti si méně půjčují a disponují tak nižším množstvím finančních prostředků, které by mohly utrácet. Dále se v rámci úrokového kanálu podařilo prokázat krátkodobý vztah mezi

spotřebou domácností a spotřebitelskými cenami. Pokles spotřeby znamená, že domácnosti utrací méně peněz za výrobky a služby. To snižuje poptávku na trhu a tím i tlak na zvyšování cen. Pokud poptávka klesne, firmy již nemají tolik prostoru pro zvyšování cen a mohou být nuceny snižovat ceny, aby přilákaly zákazníky.

Po provedení analýzy se jeví kurzový kanál jako nejméně účinný. Nebyly prokázány dlouhodobé ani krátkodobé vztahy mezi tržní úrokovou sazbou a kurzem eura. Přestože existuje určitá souvislost mezi tržní úrokovou sazbou a kurzem, nejedná se vždy o souvislost přímou. Tržní úroková sazba a kurz eura jsou dvě různé ekonomické proměnné, které mohou být ovlivňovány různými vzájemně nezávislými faktory. Tržní úrokové sazby jsou často ovlivněny měnovou politikou centrální banky, stavem ekonomiky a inflačními očekáváními v dané zemi. Kurz eura na druhé straně může být ovlivněn obchodní bilancí, politickou situací, finanční a ekonomickou krizí či poptávkou a nabídkou na trhu se zahraničními měnami. Žádný vztah nebyl prokázán ani mezi kurzem eura a spotřebitelskými cenami. I když existuje několik faktorů, které mohou ovlivnit jak vývoj kurzu české koruny a eura, tak i vývoj cenové hladiny, tyto dvě veličiny nejsou přímo propojeny a mohou se vyvíjet nezávisle na sobě.

Vzhledem k provedené analýze lze tvůrcům měnové politiky doporučit, aby se k udržení 2% inflačního cíle zaměřili především na transmisi v rámci úvěrového a úrokového kanálu. Ačkoli je v České republice, jakožto značně otevřené ekonomice, kurzový kanál velmi významný, jeví se na základě provedené analýzy jako nejméně efektivní.

Závěr

Hlavním cílem práce bylo na základě analýzy účinnosti vybraných kanálů transmisního mechanismu ČNB ověřit jejich platnost v současných podmínkách a uvést doporučení pro tvůrce měnové politiky.

Ke splnění hlavního cíle práce bylo třeba nejprve splnit cíle dílčí. V práci byly vymezeny základní pojmy, které s daným tématem souvisí. Pochopení principu působení transmisního mechanismu je pro tvůrce měnové politiky důležité vzhledem ke zpoždění, které nastává mezi provedením měnového opatření a následnou reakcí příslušné ekonomiky. Pozornost byla věnována dvěma různým pojetím transmisního mechanismu. Nejprve byl vysvětlen transmisní mechanismus v klasickém pojetí, který je tvořen čtyřmi základními kanály. O tomto pojetí transmise pojednává ve svých článcích a zprávách o měnové politice i Česká národní banka. Dále byl představen transmisní mechanismus v širším pojetí podle amerického ekonoma a bývalého člena rady guvernérů Federálního rezervního systému Frederica Mishkina, který vysvětluje transmisní mechanismus pomocí devíti kanálů, pomocí kterých může centrální banka působit na ekonomiku a ovlivňovat konečný cíl.

Další část práce byla zaměřena na současný stav vědeckého poznání v oblasti účinnosti transmisního mechanismu. Z článků a studií byl vytvořen přehled autorů, kteří se touto problematikou zabývali. Literatura na téma transmisních mechanismů se v průběhu let vyvíjela v závislosti na změnách koncepčních rámců a charakteristikách finančního systému, a proto byly do vytvořeného přehledu vybrány především články týkající se České republiky a Evropy. Časově se vybrané publikace pohybují v rozmezí od roku 2001 až 2016.

Na základě současného stavu vědeckého poznání byla analýza časových řad prováděna v kontextu modelů vektorové autoregrese, které jsou vhodné pro provádění předpovědí a k testování kointegrace a Grangerovy kauzality. Na základě zvolené metodiky byly v další části práce uvedeny pojmy, jejichž definice byla nezbytná k provedení samotné ekonometrické analýzy. Pro zkoumání byly využity čtvrtletní časové řady z veřejného systému časových řad ARAD, který je součástí informačního servisu České národní banky s časovým rozpětím od prvního čtvrtletí roku 2004 do druhého čtvrtletí 2023.

Stěžejní částí práce bylo provedení samotné ekonometrické analýzy, v rámci které byly nejprve otestovány vstupní předpoklady. Pro testování bylo třeba určit řády zpoždění, typy testů a provést ověření stacionarity vybraných časových řad. Dle zadání práce byly testovány tři kanály

transmisního mechanismu, které hrají v české ekonomice důležitou roli, a to kanál úvěrový, úrokový a kurzový. Pro účely testování bylo, vzhledem ke komplikovanosti problematiky a omezené rozsáhlosti diplomové práce, působení těchto kanálů zjednodušeno do čtyř fází, přičemž první dvě byly stejné pro všechny zkoumané kanály, a proto byla jejich analýza provedena pouze jednou v rámci zkoumání účinnosti úvěrového kanálu.

Pro zjištění dlouhodobých vztahů mezi časovými řadami byl po ověření vstupních předpokladů proveden Engle-Granger test kointegrace. Testovány byly vždy dvojice časových řad. V případě, kdy nebyly splněny předpoklady pro provedení Engle-Granger testu kointegrace nebo nebylo možné pomocí tohoto testu dlouhodobé vztahy prokázat, byla následně testována kauzalita dle Grangera.

Kointegrační vztah byl v rámci analýzy úvěrového kanálu prokázán mezi časovými řadami *REPO* a *PRIBOR*, *PRIBOR* a *UROK_SAZBY*, *UROK_SAZBY* a *OBEJMY_UVERU*. Vztah mezi řadami *OBEJMY_UVERU* a *CPI* byl testován na základě Grangerovy kauzality. Test prokázal, že na základě výše objemů úvěrů v čase $t-4$ a $t-5$ lze lépe předpovědět vývoj *CPI* v čase t . Při testování kanálu úrokového byl prokázán kointegrační vztah mezi řadami *REPO* a *PRIBOR*, *PRIBOR* a *UROK_SAZBY*, *UROK_SAZBY* a *SPOTREBA*. Poslední fáze tohoto kanálu byla, obdobně jako u kanálu úvěrového, testována pomocí Grangerovy kauzality. V tomto případě analýza prokázala vztah mezi řadami *SPOTREBA* a *CPI*, a to následujícím způsobem. Pomocí výše spotřeby v čase $t-3$ lze lépe předpovědět vývoj *CPI* v čase t . Engle-Granger test kointegrace potvrdil dlouhodobé vztahy i v rámci zkoumání kurzového kanálu, a to mezi časovými řadami *REPO* a *PRIBOR*, *PRIBOR* a *UROK_SAZBY*. Vztahy řad *UROK_SAZBY* a *EUR*, *EUR* a *CPI* byly testovány pomocí kauzality dle Grangera, přičemž se ani u jedné z dvojic časových řad nepodařilo prokázat kauzální vztahy.

Základním nástrojem k plnění hlavního cíle České národní banky je možnost ovlivňovat úrokové sazby pro dvoutýdenní repo operace, tzv. 2T repo sazbu. Za tuto úrokovou sazbu si mohou komerční banky uložit svou přebytečnou likviditu u České národní banky. Změny úrokových sazeb se promítají do ekonomiky postupně skrz několik kanálů, které mají stejný cíl, a to pohyb inflace požadovaným směrem. Na základě provedené ekonometrické analýzy se jeví jako nejeftektivnější, aby Česká národní banka využívala k udržení cenové stability, tj. nízké a stabilní inflaci, kanál úvěrový a úrokový. Jako nejméně efektivní se dle výsledků jeví kanál kurzový. Je nutné ovšem podotknout, že tyto kanály působí paralelně, každý s jinou intenzitou dopadu a různou délkou zpoždění mezi měnověpolitickým rozhodnutím a dopadem

do ekonomiky. To, který z kanálů transmisního mechanismu Česká národní banka využívá a jak účinná bude prováděná transmise, záleží na mnoha aspektech, které jsou nad rámec této diplomové práce.

Použitá literatura

1. ARLT, Josef a ARLTOVÁ, Markéta. *Ekonomické časové řady: [vlastnosti, metody modelování, příklady a aplikace]*. Praha: Grada, 2007. ISBN 80-247-1319-5.
2. ARNOŠTOVÁ, Kateřina; HURNÍK, Jaromír. The monetary transmission mechanism in the Czech Republic: evidence from VAR analysis. Czech National Bank, 2005.
3. BHUIYAN, Rokon. Monetary transmission mechanisms in a small open economy: a Bayesian structural VAR approach. *Canadian Journal of Economics/Revue canadienne d'économique*, 2012, 45.3: 1037-1061.
4. BOIVIN, Jean; GIANNONI, Marc P. Has monetary policy become more effective?. *The Review of Economics and Statistics*, 2006, 88.3: 445-462.
5. CESA-BIANCHI, Ambrogio; THWAITES, Gregory; VICONDOA, Alejandro. Monetary policy transmission in an open economy: new data and evidence from the United Kingdom. 2016.
6. CIPRA, Tomáš. *Finanční ekonometrie. 2., upr. vyd.* Praha: Ekopress, 2013. ISBN 978-80-86929-93-4.
7. ČERNOHORSKÝ, Jan. *Finance: od teorie k realitě*. Praha: Grada Publishing, 2020. Finance. ISBN 978-80-271-2215-8.
8. ČESKÁ NÁRODNÍ BANKA, 2023a. Operace ČNB na volném trhu. *Česká národní banka* [online]. Praha: Česká národní banka [cit. 2023-09-26]. Dostupné z: <https://www.cnb.cz/cs/menova-politika/vzdelavani/11-operace-cnb-na-volnem-trhu/>
9. ČESKÁ NÁRODNÍ BANKA, 2023b. Dopad změn sazeb ČNB do ekonomiky. *Česká národní banka* [online]. Praha: Česká národní banka [cit. 2023-09-26]. Dostupné z: <https://www.cnb.cz/cs/menova-politika/vzdelavani/05-dopad-zmen-sazeb-cnb-do-ekonomiky/>
10. ČESKÁ NÁRODNÍ BANKA, 2023c. *ARAD: systém časových řad* [online]. Praha: Česká národní banka [cit. 2023-09-26]. Dostupné z: <https://www.cnb.cz/arad/#/cs/home>
11. ČESKÁ NÁRODNÍ BANKA, 2023d. *ARAD: systém časových řad* [online]. Praha: Česká národní banka [cit. 2023-09-26]. Dostupné z: http://www.cnb.cz/arad/#/cs/display_link/basket_SFTP04M2102.SFTP01M11.SMIRNOOBUVMIRS301CZK011111.SMIRNOOBUVMOBJ301CZK011111.SCCSUM2015IS00.SCCSUM2005IS00
12. ČESKÁ NÁRODNÍ BANKA, 2023e. *ARAD: systém časových řad* [online]. Praha: Česká národní banka [cit. 2023-09-26]. Dostupné

z: http://www.cnb.cz/arad/#/cs/display_link/basket__SFTP04M2102.SFTP01M11.SMIRNOOBUVMIRS301CZK011111.SCCSUM2015IS00.SCCSUM2005IS00.MHSHHCX XADJYOYPECCOPQ

13. ČESKÁ NÁRODNÍ BANKA, 2023f. *ARAD: systém časových řad* [online]. Praha: Česká národní banka [cit. 2023-09-26]. Dostupné z: http://www.cnb.cz/arad/#/cs/display_link/basket__SFTP04M2102.SFTP01M11.SMIRNOOBUVMIRS301CZK011111.SCCSUM2015IS00.SCCSUM2005IS00.SFXS1M1EUR
14. DICKEY, David A.; FULLER, Wayne A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American statistical association*, 1979, 74.366a: 427-431.
15. ENGLE, Robert F.; GRANGER, Clive WJ. Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 1987, 251-276.
16. FRANTA, Michal; HORVÁTH, Roman; RUSNAK, Marek. Evaluating changes in the monetary transmission mechanism in the Czech Republic. *Empirical Economics*, 2014, 46.3: 827-842.
17. GRANGER, Clive WJ. Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 1969, 424-438.
18. HUŠEK, Roman. *Ekonomická analýza*. Praha: Oeconomica, 2007. ISBN 978-80-245-1300-3.
19. IVANOV, Ventzislav; KILIAN, Lutz. A practitioner's guide to lag order selection for VAR impulse response analysis. *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*, 2005, 9.1.
20. JÍLEK, Josef. *Finance v globální ekonomice*. II, Měnová a kurzová politika. Praha: Grada, 2013. Finanční trhy a instituce. ISBN 978-80-247-4516-9.
21. MISHKIN, Frederic S. *The economics of money, banking, and financial markets*. Twelfth edition. Harlow, England: Pearson Education, 2019. ISBN 978-1-292-26885-9.
22. MOJON, Benoit; PEERSMAN, Gert. A VAR description of the effects of monetary policy in the individual countries of the euro area. Available at SSRN 303801, 2001.
23. PEERSMAN, Gert; SMETS, Frank. The monetary transmission mechanism in the euro area: more evidence from var analysis (mtn conference paper). Available at SSRN 356269, 2001.
24. PRUTEANU-PODPIERA, Anca Maria. The role of banks in the Czech monetary policy transmission mechanism. *Economics of Transition*, 2007, 15.2: 393-428.

25. REVENDA, Zbyněk. *Centrální bankovníctví*. 3., aktualiz. vyd. Praha: Management Press, 2011. ISBN 978-80-7261-230-7.
26. SOUČEK, Eduard. *Základy pravděpodobnosti a statistiky*. Vyd. 3. Pardubice: Univerzita Pardubice, 2008. ISBN 978-80-7395-142-9.
27. Zákon č. 6/1993 Sb., Zákon České národní rady o České národní bance. In: *Sbírka zákonů České republiky*. 31.12.1992. ISSN 1211-1244.

Seznam příloh

PŘÍLOHA A: Vstupní data pro analýzu úvěrového kanálu	69
PŘÍLOHA B: Vstupní data pro analýzu úrokového kanálu	71
PŘÍLOHA C: Vstupní data pro analýzu kurzového kanálu.....	73

PŘÍLOHA A: Vstupní data pro analýzu úvěrového kanálu

OBDOBI	REPO [%]	PRIBOR [%]	UROK_SAZBY [%]	OBJEMY_UVERU [mil. CZK]	CPI
31.03.2004	2	2,01	7,6	10796,7	102,5
30.06.2004	2,25	2,27	7,02	12686,4	102,9
30.09.2004	2,5	2,57	7,47	12237,5	103
31.12.2004	2,5	2,51	7,3	12689,7	102,8
31.03.2005	2,25	2,05	7,03	13548,4	101,5
30.06.2005	1,75	1,75	6,28	16959,2	101,8
30.09.2005	1,75	1,76	6,22	15714,8	102,2
31.12.2005	2	2,04	6,29	18964,3	102,2
31.03.2006	2	2,02	6,34	21676	102,8
30.06.2006	2	2,02	6,06	27279,9	102,8
30.09.2006	2,5	2,51	6,16	23584,5	102,7
31.12.2006	2,5	2,51	6,48	28691,9	101,7
31.03.2007	2,5	2,51	6,24	29277,8	101,9
30.06.2007	2,75	2,79	6,07	34268,3	102,5
30.09.2007	3,25	3,28	6,65	25655,2	102,8
31.12.2007	3,5	3,57	6,82	29589,7	105,4
31.03.2008	3,75	3,79	7,63	26691	107,1
30.06.2008	3,75	3,76	7,41	30558,2	106,7
30.09.2008	3,5	3,65	7,67	28227,4	106,6
31.12.2008	2,25	2,42	7,59	23262,6	103,6
31.03.2009	1,75	1,92	8,09	25030,3	102,3
30.06.2009	1,5	1,62	7,66	25702,3	101,2
30.09.2009	1,25	1,43	7,76	21114,3	100
31.12.2009	1	1,1	7,63	20379	101
31.03.2010	1	1,11	7,75	20704,6	100,7
30.06.2010	0,75	0,84	6,98	21234,7	101,2
30.09.2010	0,75	0,86	6,92	20587,3	102
31.12.2010	0,75	0,79	6,53	20536,7	102,3
31.03.2011	0,75	0,83	6,72	22251,5	101,7
30.06.2011	0,75	0,83	6,36	23587,2	101,8
30.09.2011	0,75	0,82	6,35	22007,2	101,8
31.12.2011	0,75	0,81	5,59	26798,8	102,4
31.03.2012	0,75	0,82	6,4	22261,3	103,8
30.06.2012	0,5	0,66	6,05	24702,3	103,5
30.09.2012	0,5	0,55	6,02	20563,1	103,4
31.12.2012	0,05	0,26	5,54	24442,1	102,4
31.03.2013	0,05	0,23	6,26	24285,5	101,7
30.06.2013	0,05	0,22	5,47	29619,2	101,6
30.09.2013	0,05	0,2	5,82	26176,1	101

31.12.2013	0,05	0,17	5,57	26894,4	101,4
31.03.2014	0,05	0,17	5,71	31537,3	100,2
30.06.2014	0,05	0,17	5,39	33218,6	100
30.09.2014	0,05	0,16	5,22	31546,8	100,7
31.12.2014	0,05	0,17	5,03	32122	100,1
31.03.2015	0,05	0,16	4,79	35636,4	100,2
30.06.2015	0,05	0,16	4,41	40976,2	100,8
30.09.2015	0,05	0,14	4,55	35189	100,4
31.12.2015	0,05	0,14	4,46	37072,7	100,1
31.03.2016	0,05	0,14	4,37	39798,9	100,3
30.06.2016	0,05	0,14	3,93	49772,9	100,1
30.09.2016	0,05	0,14	4,02	41448,4	100,5
31.12.2016	0,05	0,13	3,85	38563	102
31.03.2017	0,05	0,13	4,04	47495,9	102,6
30.06.2017	0,05	0,13	3,9	49506,5	102,3
30.09.2017	0,25	0,31	4,07	39173,9	102,7
31.12.2017	0,5	0,55	3,68	43329,9	102,4
31.03.2018	0,75	0,77	4,02	44366,9	101,7
30.06.2018	1	1,02	4,02	46673,6	102,6
30.09.2018	1,5	1,53	3,92	44690,2	102,3
31.12.2018	1,75	1,78	4,27	34961,5	102
31.03.2019	1,75	1,79	4,58	40157,6	103
30.06.2019	2	2,03	4,42	40777,4	102,7
30.09.2019	2	2,03	4,27	38669,2	102,7
31.12.2019	2	2,04	3,87	39514,6	103,2
31.03.2020	1	1,02	4,13	53002,7	103,4
30.06.2020	0,25	0,27	3,53	66594,8	103,3
30.09.2020	0,25	0,27	3,45	51024,8	103,2
31.12.2020	0,25	0,27	3,02	57718,9	102,3
31.03.2021	0,25	0,28	2,82	82915,5	102,3
30.06.2021	0,5	0,53	3,04	84207,1	102,8
30.09.2021	0,75	0,87	3,47	65559,5	104,9
31.12.2021	3,75	3,78	3,76	70770,2	106,6
31.03.2022	4,5	4,65	4,94	58889,8	112,7
30.06.2022	7	7,03	5,8	48667,7	117,2
30.09.2022	7	7,03	6,97	29512,5	118
31.12.2022	7	7,03	6,59	29688,7	115,8
31.03.2023	7	7,02	6,79	40 124,30	115,0
30.06.2023	7	7,02	6,86	42 196,04	109,7

Pramen: Vlastní zpracování na základě dat z ARAD (ČNB, 2023d)

PŘÍLOHA B: Vstupní data pro analýzu úrokového kanálu

OBDObI	REPO [%]	PRIBOR [%]	UROK_SAZBY [%]	SPOTREBA [%]	CPI
31.03.2004	2	2,01	7,6	2,31	102,5
30.06.2004	2,25	2,27	7,02	2,11	102,9
30.09.2004	2,5	2,57	7,47	2,70	103
31.12.2004	2,5	2,51	7,3	3,65	102,8
31.03.2005	2,25	2,05	7,03	3,53	101,5
30.06.2005	1,75	1,75	6,28	3,72	101,8
30.09.2005	1,75	1,76	6,22	3,22	102,2
31.12.2005	2	2,04	6,29	3,56	102,2
31.03.2006	2	2,02	6,34	3,52	102,8
30.06.2006	2	2,02	6,06	3,70	102,8
30.09.2006	2,5	2,51	6,16	4,03	102,7
31.12.2006	2,5	2,51	6,48	3,89	101,7
31.03.2007	2,5	2,51	6,24	5,17	101,9
30.06.2007	2,75	2,79	6,07	4,11	102,5
30.09.2007	3,25	3,28	6,65	3,93	102,8
31.12.2007	3,5	3,57	6,82	3,37	105,4
31.03.2008	3,75	3,79	7,63	1,86	107,1
30.06.2008	3,75	3,76	7,41	3,95	106,7
30.09.2008	3,5	3,65	7,67	2,87	106,6
31.12.2008	2,25	2,42	7,59	3,12	103,6
31.03.2009	1,75	1,92	8,09	2,01	102,3
30.06.2009	1,5	1,62	7,66	-0,42	101,2
30.09.2009	1,25	1,43	7,76	-1,78	100
31.12.2009	1	1,1	7,63	-1,39	101
31.03.2010	1	1,11	7,75	1,03	100,7
30.06.2010	0,75	0,84	6,98	1,01	101,2
30.09.2010	0,75	0,86	6,92	1,58	102
31.12.2010	0,75	0,79	6,53	1,60	102,3
31.03.2011	0,75	0,83	6,72	0,39	101,7
30.06.2011	0,75	0,83	6,36	0,30	101,8
30.09.2011	0,75	0,82	6,35	0,61	101,8
31.12.2011	0,75	0,81	5,59	0,28	102,4
31.03.2012	0,75	0,82	6,4	-0,86	103,8
30.06.2012	0,5	0,66	6,05	-1,25	103,5
30.09.2012	0,5	0,55	6,02	-0,87	103,4
31.12.2012	0,05	0,26	5,54	-1,25	102,4
31.03.2013	0,05	0,23	6,26	0,07	101,7
30.06.2013	0,05	0,22	5,47	1,16	101,6
30.09.2013	0,05	0,2	5,82	1,05	101

31.12.2013	0,05	0,17	5,57	1,14	101,4
31.03.2014	0,05	0,17	5,71	0,81	100,2
30.06.2014	0,05	0,17	5,39	0,77	100
30.09.2014	0,05	0,16	5,22	1,61	100,7
31.12.2014	0,05	0,17	5,03	2,32	100,1
31.03.2015	0,05	0,16	4,79	3,34	100,2
30.06.2015	0,05	0,16	4,41	3,79	100,8
30.09.2015	0,05	0,14	4,55	4,07	100,4
31.12.2015	0,05	0,14	4,46	4,51	100,1
31.03.2016	0,05	0,14	4,37	4,07	100,3
30.06.2016	0,05	0,14	3,93	3,60	100,1
30.09.2016	0,05	0,14	4,02	3,63	100,5
31.12.2016	0,05	0,13	3,85	3,35	102
31.03.2017	0,05	0,13	4,04	3,43	102,6
30.06.2017	0,05	0,13	3,9	4,09	102,3
30.09.2017	0,25	0,31	4,07	4,34	102,7
31.12.2017	0,5	0,55	3,68	4,27	102,4
31.03.2018	0,75	0,77	4,02	4,33	101,7
30.06.2018	1	1,02	4,02	3,43	102,6
30.09.2018	1,5	1,53	3,92	2,98	102,3
31.12.2018	1,75	1,78	4,27	2,51	102
31.03.2019	1,75	1,79	4,58	2,29	103
30.06.2019	2	2,03	4,42	2,83	102,7
30.09.2019	2	2,03	4,27	2,21	102,7
31.12.2019	2	2,04	3,87	2,97	103,2
31.03.2020	1	1,02	4,13	-3,17	103,4
30.06.2020	0,25	0,27	3,53	-11,03	103,3
30.09.2020	0,25	0,27	3,45	-5,44	103,2
31.12.2020	0,25	0,27	3,02	-9,97	102,3
31.03.2021	0,25	0,28	2,82	-5,83	102,3
30.06.2021	0,5	0,53	3,04	9,26	102,8
30.09.2021	0,75	0,87	3,47	5,21	104,9
31.12.2021	3,75	3,78	3,76	8,23	106,6
31.03.2022	4,5	4,65	4,94	7,96	112,7
30.06.2022	7	7,03	5,8	-0,31	117,2
30.09.2022	7	7,03	6,97	-4,76	118
31.12.2022	7	7,03	6,59	-5,44	115,8
31.03.2023	7	7,02	6,79	-5,93	115,0
30.06.2023	7	7,02	6,86	-5,27	109,7

Pramen: Vlastní zpracování na základě dat z ARAD (ČNB, 2023e)

PŘÍLOHA C: Vstupní data pro analýzu kurzového kanálu

OBDObI	REPO [%]	PRIBOR [%]	UROK_SAZBY [%]	EUR	CPI
31.03.2004	2	2,01	7,6	32,835	102,5
30.06.2004	2,25	2,27	7,02	31,76	102,9
30.09.2004	2,5	2,57	7,47	31,66	103
31.12.2004	2,5	2,51	7,3	30,465	102,8
31.03.2005	2,25	2,05	7,03	29,945	101,5
30.06.2005	1,75	1,75	6,28	30,03	101,8
30.09.2005	1,75	1,76	6,22	29,55	102,2
31.12.2005	2	2,04	6,29	29,005	102,2
31.03.2006	2	2,02	6,34	28,595	102,8
30.06.2006	2	2,02	6,06	28,495	102,8
30.09.2006	2,5	2,51	6,16	28,33	102,7
31.12.2006	2,5	2,51	6,48	27,495	101,7
31.03.2007	2,5	2,51	6,24	28	101,9
30.06.2007	2,75	2,79	6,07	28,715	102,5
30.09.2007	3,25	3,28	6,65	27,605	102,8
31.12.2007	3,5	3,57	6,82	26,62	105,4
31.03.2008	3,75	3,79	7,63	25,335	107,1
30.06.2008	3,75	3,76	7,41	23,895	106,7
30.09.2008	3,5	3,65	7,67	24,665	106,6
31.12.2008	2,25	2,42	7,59	26,93	103,6
31.03.2009	1,75	1,92	8,09	27,38	102,3
30.06.2009	1,5	1,62	7,66	25,89	101,2
30.09.2009	1,25	1,43	7,76	25,165	100
31.12.2009	1	1,1	7,63	26,465	101
31.03.2010	1	1,11	7,75	25,445	100,7
30.06.2010	0,75	0,84	6,98	25,695	101,2
30.09.2010	0,75	0,86	6,92	24,61	102
31.12.2010	0,75	0,79	6,53	25,06	102,3
31.03.2011	0,75	0,83	6,72	24,54	101,7
30.06.2011	0,75	0,83	6,36	24,345	101,8
30.09.2011	0,75	0,82	6,35	24,755	101,8
31.12.2011	0,75	0,81	5,59	25,8	102,4
31.03.2012	0,75	0,82	6,4	24,73	103,8
30.06.2012	0,5	0,66	6,05	25,64	103,5
30.09.2012	0,5	0,55	6,02	24,865	103,4
31.12.2012	0,05	0,26	5,54	25,14	102,4
31.03.2013	0,05	0,23	6,26	25,735	101,7
30.06.2013	0,05	0,22	5,47	25,95	101,6
30.09.2013	0,05	0,2	5,82	25,735	101

31.12.2013	0,05	0,17	5,57	27,425	101,4
31.03.2014	0,05	0,17	5,71	27,44	100,2
30.06.2014	0,05	0,17	5,39	27,45	100
30.09.2014	0,05	0,16	5,22	27,5	100,7
31.12.2014	0,05	0,17	5,03	27,725	100,1
31.03.2015	0,05	0,16	4,79	27,53	100,2
30.06.2015	0,05	0,16	4,41	27,245	100,8
30.09.2015	0,05	0,14	4,55	27,18	100,4
31.12.2015	0,05	0,14	4,46	27,025	100,1
31.03.2016	0,05	0,14	4,37	27,055	100,3
30.06.2016	0,05	0,14	3,93	27,13	100,1
30.09.2016	0,05	0,14	4,02	27,02	100,5
31.12.2016	0,05	0,13	3,85	27,02	102
31.03.2017	0,05	0,13	4,04	27,03	102,6
30.06.2017	0,05	0,13	3,9	26,195	102,3
30.09.2017	0,25	0,31	4,07	25,975	102,7
31.12.2017	0,5	0,55	3,68	25,54	102,4
31.03.2018	0,75	0,77	4,02	25,43	101,7
30.06.2018	1	1,02	4,02	26,02	102,6
30.09.2018	1,5	1,53	3,92	25,715	102,3
31.12.2018	1,75	1,78	4,27	25,725	102
31.03.2019	1,75	1,79	4,58	25,8	103
30.06.2019	2	2,03	4,42	25,445	102,7
30.09.2019	2	2,03	4,27	25,815	102,7
31.12.2019	2	2,04	3,87	25,41	103,2
31.03.2020	1	1,02	4,13	27,325	103,4
30.06.2020	0,25	0,27	3,53	26,74	103,3
30.09.2020	0,25	0,27	3,45	27,21	103,2
31.12.2020	0,25	0,27	3,02	26,245	102,3
31.03.2021	0,25	0,28	2,82	26,145	102,3
30.06.2021	0,5	0,53	3,04	25,485	102,8
30.09.2021	0,75	0,87	3,47	25,495	104,9
31.12.2021	3,75	3,78	3,76	24,86	106,6
31.03.2022	4,5	4,65	4,94	24,385	112,7
30.06.2022	7	7,03	5,8	24,74	117,2
30.09.2022	7	7,03	6,97	24,55	118
31.12.2022	7	7,03	6,59	24,115	115,8
31.03.2023	7	7,02	6,79	23,49	115,0
30.06.2023	7	7,02	6,86	23,73	109,7

Pramen: Vlastní zpracování na základě dat z ARAD (ČNB, 2023f)