

UNIVERZITA PARDUBICE
FAKULTA EKONOMICKO-SPRÁVNÍ

DIPLOMOVÁ PRÁCE

2025

Bc. Tereza Suchá

Univerzita Pardubice
Fakulta ekonomicko-správní

Transmisní mechanismus měnové politiky vybraných centrálních bank
Bc. Tereza Suchá

Diplomová práce
2025

Univerzita Pardubice
Fakulta ekonomicko-správní
Akademický rok: 2024/2025

ZADÁNÍ DIPLOMOVÉ PRÁCE

(projektu, uměleckého díla, uměleckého výkonu)

Jméno a příjmení: **Bc. Tereza Suchá**
Osobní číslo: **E22609**
Studijní program: **N0413A050009 Ekonomika a management**
Specializace: **Management finančních institucí**
Téma práce: **Transmisní mechanismus měnové politiky vybraných centrálních bank**
Zadávající katedra: **Ústav ekonomických věd**

Zásady pro vypracování

Cílem práce je zhodnotit účinnost transmisního mechanismu měnové politiky u vybraných centrálních bank a provést jejich komparaci. Dále práce bude charakterizovat měnovou politiku a její transmisní mechanismus. Analýza dopadu účinnosti transmisního mechanismu bude provedena pomocí analýzy časových řad. Následně se práce bude věnovat komparaci a zhodnocení zjištěných výsledků u vybraných centrálních bank.

Osnova

- Cíle a nástroje měnové politiky.
- Transmisní mechanismus měnové politiky.
- Analýza časových řad a její využití.
- Účinnost transmisního mechanismu měnové politiky vybraných centrálních bank.
- Komparace zjištěných výsledků u vybraných CB.

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

Seznam doporučené literatury:

ARLT, Josef a Markéta ARLTOVÁ. Ekonomické časové řady: [vlastnosti, metody modelování, příklady a aplikace]. Praha: Grada, 2007. ISBN 80-247-1319-5.
CÍPRA, Tomáš. Finanční ekonometrie. 2., upr. vyd. Praha: Ekopress, 2013. ISBN 978-80-86929-93-4.
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.
REVENDA, Zbyněk. Centrální bankovníctví. 3., aktualiz. vyd. Praha: Management Press, 2011. ISBN 978-80-7261-230-7.
Internetové stránky vybraných centrálních bank.

Vedoucí diplomové práce: **doc. Ing. Liběna Černohorská, Ph.D.**
Ústav ekonomických věd

Datum zadání diplomové práce: **1. září 2024**
Termín odevzdání diplomové práce: **30. dubna 2025**

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

L.S.

doc. Ing. et Ing. Renáta Myšková, Ph.D. v.r.
garant studijního programu

V Pardubicích dne 1. září 2024

Prohlašuji:

Práci s názvem Transmisní mechanismus měnové politiky vybraných centrálních bank 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 28. 04. 2025

Tereza Suchá v.r.

PODĚKOVÁNÍ:

Tímto bych ráda poděkovala své vedoucí práce doc. Ing. Liběně Černohorské, Ph.D. za její odborné vedení, cenné rady, poskytnuté materiály a čas, který mi věnovala při zpracování diplomové práce. Poděkování patří také mé rodině, která mě vždy během studia velmi podporovala.

ANOTACE

Diplomová práce se věnuje účinnosti transmisního mechanismu měnové politiky u dvou zvolených centrálních bank. První část diplomové práce obsahuje především teoretický přehled jednotlivých kanálů transmisního mechanismu. K analýze účinnosti transmisního mechanismu bude využita analýza časových řad, konkrétně testy kointegrace a Grangerovy kauzality. Prostřednictvím analýzy budou identifikovány krátkodobé i dlouhodobé vazby mezi nástroji centrální banky a jedním z klíčových makroekonomických ukazatelů a to inflací, ve sledovaném období 2004-2024.

KLÍČOVÁ SLOVA

transmisní mechanismus, měnová politika, kointegrace, kauzalita, úroková sazba, inflace

TITLE

Monetary policy transmission mechanism of selected central banks

ANNOTATION

The thesis focuses on the effectiveness of the monetary policy transmission mechanism at two selected central banks. The first part of the thesis contains mainly a theoretical overview of the individual channels of the transmission mechanism. Time series analysis, specifically cointegration and Granger causality tests, will be used to analyse the effectiveness of the transmission mechanism. The analysis will identify short- and long-term relationships between central bank instruments and one of the key macroeconomic indicators, namely inflation, over the 2004-2024 period.

KEYWORDS

transmission mechanism, monetary policy, cointegration, causality, interest rate, inflation

OBSAH

ÚVOD	13
1. MĚNOVÁ POLITIKA	15
1.1 Cíle měnové politiky.....	15
1.2 Nástroje měnové politiky.....	17
1.2.1 Operace na volném trhu.....	18
1.2.2 Povinné minimální rezervy.....	18
1.2.3 Automatické nástroje.....	19
1.2.4 Expanzivní a restriktivní měnová politika.....	19
1.3 Transmisní mechanismus měnové politiky.....	20
1.3.1 Kurzový kanál.....	22
1.3.2 Úrokový kanál.....	23
1.3.3 Úvěrový kanál.....	23
1.3.4 Kanál cen aktiv.....	23
1.4 Jiné pojetí transmisního mechanismu podle Frederica S. Mishkina.....	24
1.5 Časová zpoždění měnové politiky.....	28
2. REŠERŠE ODBORNÉ LITERATURY	32
3. ANALÝZA ČASOVÝCH ŘAD A JEJÍ VYUŽITÍ	40
3.1 Vektorová autoregrese.....	42
3.1.1 Informační kritéria pro volbu řádu modelu VAR.....	43
3.1.2 Stacionarita časových řad.....	44
3.1.3 Kointegrace.....	44
3.1.4 Grangerova kauzalita.....	45
4. ÚČINNOST TRANSMISNÍHO MECHANISMU MĚNOVÉ POLITIKY VYBRANÝCH CENTRÁLNÍCH BANK	47
4.1 Účinnost transmisního mechanismu měnové politiky České národní banky.....	48
4.1.1 Kurzový kanál.....	49
4.1.2 Úrokový kanál.....	54
4.1.3 Úvěrový kanál.....	59
4.2 Účinnost transmisního mechanismu měnové politiky Federálního rezervního systému.....	63
4.2.1 Kurzový kanál.....	64
4.2.2 Úrokový kanál.....	69
4.2.3 Úvěrový kanál.....	74
4.3. Komparace a shrnutí zjištěných výsledků.....	79
4.3.1 Shrnutí analýzy transmisního mechanismu České národní banky.....	80
4.3.2 Shrnutí analýzy transmisního mechanismu Federálního rezervního systému.....	83

4.3.3 Komparace transmisního mechanismu České národní banky a Federálního rezervního systému	86
ZÁVĚR	88
POUŽITÁ LITERATURA	90
SEZNAM PŘÍLOH	93

SEZNAM ILUSTRACÍ A TABULEK

Obrázek 1: Transmisní mechanismus měnové politiky	21
Obrázek 2: Jednotlivé kanály transmisního mechanismu	22
Obrázek 3: Kanály transmisního mechanismu podle Mishkina	28
Obrázek 4: Hospodářský cyklus a zpoždění v měnové politice	29
Obrázek 5: Průběh logaritmovaných a diferencovaných časových řad kurzového kanálu ČNB	50
Obrázek 6: Průběh logaritmovaných a diferencovaných časových řad úrokového kanálu ČNB	56
Obrázek 7: Průběh logaritmovaných a diferencovaných časových řad úvěrového kanálu ČNB	60
Obrázek 8: Průběh logaritmovaných a diferencovaných časových řad kurzového kanálu FEDu	66
Obrázek 9: Průběh logaritmovaných a diferencovaných časových řad úrokového kanálu FEDu	70
Obrázek 10: Průběh logaritmovaných a diferencovaných časových řad úvěrového kanálu FEDu	76
Tabulka 1: Souhrn odborných článků a studií	38
Tabulka 2: Časové proměnné pro analýzu časových řad.....	48
Tabulka 3: Výsledky Engle-Grangerova testu pro sledované proměnné kurzového kanálu....	51
Tabulka 4: Výsledky testu Grangerovy kauzality pro sledované proměnné kurzového kanálu REPO a UROKSAZBY	52
Tabulka 5: Výsledky testu Grangerovy kauzality pro sledované proměnné kurzového kanálu UROKSAZBY a EUR	53
Tabulka 6: Výsledky testu Grangerovy kauzality pro sledované proměnné kurzového kanálu EUR a CPI	53
Tabulka 7: Výsledky Engle-Grangerova testu pro sledované proměnné úrokového kanálu....	56
Tabulka 8: Výsledky testu Grangerovy kauzality pro sledované proměnné úrokového kanálu REPO a UROKSAZBY	57
Tabulka 9: Výsledky testu Grangerovy kauzality pro sledované proměnné úrokového kanálu UROKSAZBY a SPOTREBA.....	58
Tabulka 10: Výsledky testu Grangerovy kauzality pro sledované proměnné úrokového kanálu SPOTREBA a CPI.....	58
Tabulka 11: Výsledky Engle-Grangerova testu pro sledované proměnné úvěrového kanálu..	61
Tabulka 12: Výsledky testu Grangerovy kauzality pro sledované proměnné úvěrového kanálu REPO a UROKSAZBY	62
Tabulka 13: Výsledky testu Grangerovy kauzality pro sledované proměnné úvěrového kanálu UROKSAZBY a OBJEMUVERU	62
Tabulka 14: Výsledky testu Grangerovy kauzality pro sledované proměnné úvěrového kanálu OBJEMUVERU a CPI	63
Tabulka 15: Časové proměnné pro analýzu časových řad.....	64

Tabulka 16: Výsledky Engle-Grangerova testu pro sledované proměnné kurzového kanálu..	66
Tabulka 17: Výsledky testu Grangerovy kauzality pro sledované proměnné kurzového kanálu REPO a UROKSAZBY	67
Tabulka 18: Výsledky testu Grangerovy kauzality pro sledované proměnné kurzového kanálu UROKSAZBY a EUR	68
Tabulka 19: Výsledky testu Grangerovy kauzality pro sledované proměnné kurzového kanálu EUR a HICP	68
Tabulka 20: Výsledky Engle-Grangerova testu pro sledované proměnné úrokového kanálu..	71
Tabulka 21: Výsledky testu Grangerovy kauzality pro sledované proměnné úrokového kanálu REPO a UROKSAZBY	72
Tabulka 22: Výsledky testu Grangerovy kauzality pro sledované proměnné úrokového kanálu UROKSAZBY a SPOTREBA.....	73
Tabulka 23: Výsledky testu Grangerovy kauzality pro sledované proměnné úrokového kanálu HICP a SPOTREBA	73
Tabulka 24: Výsledky EC modelu pro sledované proměnné úrokového kanálu SPOTREBA a HICP	74
Tabulka 25: Výsledky Engle-Grangerova testu pro sledované proměnné úvěrového kanálu..	76
Tabulka 26: Výsledky testu Grangerovy kauzality pro sledované proměnné úvěrového kanálu REPO a UROKSAZBY	77
Tabulka 27: Výsledky testu Grangerovy kauzality pro sledované proměnné úvěrového kanálu UROKSAZBY a OBJEMUVERU	78
Tabulka 28: Výsledky testu Grangerovy kauzality pro sledované proměnné úrokového kanálu OBJEMUVERU a HICP.....	79
Tabulka 29: Výsledky EC modelu pro sledované proměnné úvěrového kanálu HICP a OBJEMUVERU.....	79
Tabulka 30: Obousměrné kauzální krátkodobé vztahy v jednotlivých kanálech transmisního mechanismu České národní banky	81
Tabulka 31: Obousměrné kauzální krátkodobé vztahy v jednotlivých kanálech transmisního mechanismu Federálního rezervního systému.....	84

SEZNAM ZKRATEK A ZNAČEK

2T repo sazba	dvoutýdenní repo sazba
AIC	Akaikeho informační kritérium
ADF test	rozšířený Dickey-Fullerův test
BIC	Bayesovo informační kritérium
C	spotřeba domácností
CB	centrální banka
CPI	index spotřebitelských cen
ČNB	Česká národní banka
ČR	Česká republika
E	vývoz
ECB	Evropská centrální banka
EC model	model korekce chyb
FED	Federální rezervní systém
FinTech	finanční technologie
HDP	hrubý domácí produkt
HICP	harmonizovaný index spotřebitelských cen
HQC	Hannah-Quinnovo informační kritérium
I	investice
ir	reálná úroková míra
M	množství peněz
MP	měnová politika
NX	čistý export
P	cenová hladina
q	Tobinovo q
TM	transmisní mechanismus
VAR	model vektorové autoregrese
Y	produkt
π	míra inflace

ÚVOD

Měnová politika představuje jeden z klíčových nástrojů centrálních bank, jehož prostřednictvím ovlivňují vývoj jednotlivých ekonomik. Jejím hlavním cílem je zajištění cenové stability, případně i podpora ekonomického růstu a zaměstnanosti. K dosažení těchto cílů využívají centrální banky různé nástroje, zejména úrokové sazby nebo také operace na volném trhu. Snaží se tak ovlivňovat poptávku po penězích, výši investic, kurz měny a nakonec i celkovou cenovou hladinu v ekonomice. Nejčastěji využívaným nástrojem měnové politiky jsou právě úrokové sazby. Jejich změnou, ať už zvýšením nebo snížením, se centrální banky snaží regulovat množství peněz v oběhu, což má dopad na inflaci. Nejde však o přímé a okamžité působení – měnová politika se přenáší do reálné ekonomiky prostřednictvím tzv. transmisního mechanismu.

Transmisní mechanismus měnové politiky představuje soubor kanálů, skrze které změna měnových nástrojů ovlivňuje chování ekonomických subjektů, a tím i vývoj makroekonomických veličin jako je inflace, hrubý domácí produkt nebo míra nezaměstnanosti. Mezi hlavní kanály patří kurzový, úrokový, úvěrový a kanál cen aktiv. Posledně zmíněný kanál však z důvodu rozsahu práce a dostupnosti dat zkoumán nebude. Analýza se proto zaměří výhradně na tři kanály, každý z nich na konečný cíl působí skrze jiné proměnné. Kurzový kanál funguje na základě pohybu měnového kurzu, který se mění v reakci na měnovou politiku a následně ovlivňuje ceny dováženého zboží. Změna základních úrokových sazeb skrze úrokový kanál ovlivňuje výši spotřeby a úspor jednotlivých domácností. Zatímco úvěrový kanál se zaměřuje na vývoj objemu poskytnutých úvěrů a jejich dostupnost.

Cílem této práce je zhodnotit účinnost transmisního mechanismu měnové politiky pomocí čtvrtletních dat v letech 2004-2024 u České národní banky a Federálního rezervního systému, tedy centrální banky Spojených států. Ke zkoumání vzájemných vztahů bude využita analýza časových řad. Získaná data jednotlivých kanálů budou analyzována pomocí testu kointegrace, díky kterému ověříme zda mezi sledovanými proměnnými existuje dlouhodobý vztah či nikoliv. V případě, kdy kointegrace nebude potvrzena budou tyto proměnné dále testovány z hlediska krátkodobých vazeb a to pomocí testu kauzality. Na základě provedené analýzy ověříme účinnost transmisního mechanismu vybraných centrálních bank.

K naplnění hlavního cíle této práce je však nejprve nutné dosáhnout následujících dílčích cílů:

- vymezení pojmu měnová politika, její cíle a nástroje;
- stanovit koncept transmisního mechanismu;

- provést rešerši odborné literatury;
- definovat pojem analýza časových řad a její využití;
- zhodnotit účinnost jednotlivých kanálů transmisních mechanismů u zvolených centrálních bank;
- provést komparaci zjištěných výsledků.

1. MĚNOVÁ POLITIKA

Měnová politika (MP) společně s fiskální politikou představuje základ hospodářské politiky státu. MP se objevuje zejména v tržních ekonomikách, je téměř výhradně doménou centrálních bank, které jsou nezávislé na vládách jednotlivých států. Můžeme ji tedy chápat jako proces, při kterém se centrální banka (CB) skrze nástroje měnové politiky snaží dosáhnout konečných cílů, které si předem stanoví. Centrální banky nejčastěji jako svůj nástroj využívají úrokové sazby. Do konečných cílů řadíme především stabilní míru inflace, ale i zaměstnanost či dlouhodobý růst ekonomiky. Cíle měnové politiky se mohou v jednotlivých zemích lišit. Za účinnou měnovou politiku můžeme brát takovou politiku, které se daří udržovat stabilní inflaci a eliminovat výkyvy finančních a hospodářských cyklů. Odstranění cykličnosti není v silách MP. V České republice (ČR) plní funkci centrální banky Česká národní banka (ČNB), ve Spojených státech je to Federální rezervní systém neboli FED (Jílek, 2013, s. 15).

Jak již bylo zmíněno centrální banka má v tržní ekonomice nezastupitelnou roli, zejména v oblasti měnové politiky a regulace bankovního systému. Podle Šenkýřové (1997, s. 68) je výsadní funkcí centrálních bank emise hotovostních peněz, tedy bankovek případně i mincí, což jí zajišťuje monopolní postavení v oblasti hotovostního oběhiva. Z tohoto důvodu bývala centrální banka v minulosti označována jako emisní banka. Revenda (2011, s. 33) podrobněji rozebírá i další funkce, jako například realizace MP, a to prostřednictvím nástrojů, které ovlivňují množství peněz v oběhu a výši úrokových sazeb. Zároveň CB působí jako banka státu, kdy vede účty státních institucí a podílí se na správě státního dluhu. Rovněž zastává funkci banky bank, což znamená, že vede účty komerčních bank, poskytuje jim likviditu a působí jako věřitel poslední instance. Další důležitou oblastí je regulace a dohled nad bankovním sektorem, kde centrální banka stanovuje pravidla fungování finančních institucí a dohlíží na jejich dodržování. V neposlední řadě spravuje devizové rezervy a operuje na devizových trzích s cílem stabilizace měnového kurzu a podpory důvěry v domácí měnu. Celkově tedy centrální banka plní komplexní soubor funkcí, které jsou nezbytné pro stabilní fungování finančního systému a makroekonomické rovnováhy.

1.1 Cíle měnové politiky

Cíle měnové politiky nejčastěji definuje zákon, jeho konkrétní interpretace se však v jednotlivých zemích může lišit. Nejčastěji je hlavním cílem centrálních bank zajištění cenové stability. Tímto cílem se rozumí nikoliv nulová, ale lehce kladná a stabilní míra inflace, která je při zdravém fungování trhu zcela přirozená. Cíle centrální banky však nemusí být striktně omezeny pouze na sledování cenové stability, v některých zemích se mohou CB zaměřit i na

jiné ekonomické cíle jako finanční stabilitu, dosažení určité míry nezaměstnanosti, vyrovnanou platební bilanci, růst ekonomiky apod. V případě, že centrální banka sleduje více cílů, může se dostat do situace, kdy dosažení jednoho cíle znesnadní dosažení cílů ostatních. Různé cíle mohou být v rozporu a jejich současné dosažení je často obtížné. Historicky se ukázalo, že je těžké skloubit různé cíle, zejména v krátkém období. Snaha splnit více cílů najednou by mohla vést u veřejnosti k oslabení její důvěry vůči schopnostem centrální banky (Revenda et al., 2023, s. 284). Česká národní banka je zákonem povinna udržovat v ekonomice stabilní ceny. Cenová stabilita znamená udržování mírně kladného tempa inflace. K dosažení tohoto cíle využívá režim cílování inflace. V ČR je inflační cíl stanoven na hodnotě $2\% \pm 1\%$ ročně. Kromě toho ČNB dohlíží na fungování finančního systému a podporuje obecné hospodářské cíle, pokud to není v rozporu s jejím hlavním úkolem. Cílem měnové politiky ve Spojených státech je podpora maximální zaměstnanosti, stabilních cen a mírných dlouhodobých úrokových sazeb. FED se snaží, aby inflace ve Spojených státech byla nízká a stabilní ve výši 2% ročně (FED, 2021).

Ve většině zemí je měnová politika centrální banky realizována v rámci určitého měnověpolitického režimu, který poskytuje rozhodovacím procesům jasně vymezený rámec. Tento rámec nejen usnadňuje samotné provádění měnové politiky, ale zároveň zajišťuje lepší srozumitelnost a předvídatelnost jejich kroků pro veřejnost. Mezi hlavní typy měnově politických režimů patří následující přístupy: režim s implicitní nominální kotvou, cílování měnové zásoby, cílování měnového kurzu a již zmíněné cílování inflace. Režim s implicitní nominální kotvou je založen na interním cílování určité nominální veličiny, která však není veřejně vyhlášena. Strategie cílování peněžní zásoby vychází z poznatku, že růst cen je v dlouhém období ovlivňován vývojem peněžní nabídky. Opírá se o vztah mezi peněžní zásobou a cenovou hladinou; její nevýhodou je však ztížená kontrola peněžních agregátů v důsledku finančních inovací a globalizace. Cílování měnového kurzu pak spočívá ve snaze centrální banky stabilizovat kurz domácí měny vůči měně jiné, tzv. kotevní země, čímž se do domácí ekonomiky přenáší cenová stabilita zahraničního partnera. Tento přístup však omezuje autonomii měnové politiky a vyžaduje silné devizové rezervy, makroekonomickou stabilitu i institucionální důvěryhodnost. Cílování inflace představuje nejrozšířenější měnově politický režim, při kterém CB dopředu veřejně vyhláší konkrétní inflační cíl a následně usilují o jeho dosažení. Tento přístup umožňuje aktivní řízení inflačních očekávání a je postaven na komplexním analytickém rámci, který zahrnuje nejen tradiční měnové ukazatele, jako je peněžní nabídka nebo měnový kurz, ale i širší spektrum ekonomických faktorů, například vývoj

cen, situaci na trhu práce, dovozní ceny, nominální a reálné úrokové sazby či stav veřejných financí. ČNB uplatňuje tuto strategii, která byla zavedena koncem 90. let s cílem zajistit transparentní a efektivní vedení MP. Každý z těchto režimů má své výhody i omezení a jejich volba závisí na konkrétních podmínkách dané země, institucionálním rámci a důvěře ve schopnost centrální banky dosáhnout stanovených cílů (Polouček, 2009, s. 68).

1.2 Nástroje měnové politiky

Jako vrcholný orgán měnové politiky má centrální banka za úkol udržovat zejména cenovou stabilitu a podporovat hospodářský růst, jak bylo zmíněno výše, k dosažení těchto cílů používá své nástroje. Nástroje MP jsou různé způsoby, které má centrální banka k dispozici na to, aby mohla působit na operační cíle a následně na konečné cíle. Tyto nástroje lze rozdělit na několik druhů, nejčastěji rozlišujeme nástroje tržní (neboli nepřímé) a administrativní (přímé). Toto dělení je na základě toho, zda má nástroj vliv pouze na určitý subjekt, nebo zda má nástroj vliv na celý trh. Přímé nástroje CB používají pouze na jeden daný subjekt, na něž je uvaleno konkrétní nařízení, dané subjekty se těmto nařízením musejí podřídit, nařízení se nelze nijak vyhnout. Různým subjektům může být uděleno jiné nařízení. Mezi typické příklady administrativních nástrojů patří zejména: limity na úrokové sazby klientských vkladů a úvěrů, limity na objem úvěrů nebo regulace úvěrů. Toho se nejčastěji využívá v případě, kdy trh funguje nedostačujícím způsobem. Jedním z mnoha příkladů je stanovení minimálních a maximálních úrokových sazeb. Použití těchto nástrojů je dnes typické pro méně rozvinuté země s netržní ekonomikou. V České republice (ČR) byl tento nástroj používán v době centrálně plánovaného hospodářství (Revenda, 2000, s. 336).

CB v tržních ekonomikách používají tržní nástroje mnohem více než nástroje administrativní. Tržní nástroje jsou udělovány plošně na celý trh, nevztahují se tedy pouze k jednomu danému subjektu. Mezi tržní nástroje řadíme především:

- operace na volném trhu;
- povinné minimální rezervy;
- určování úrokových sazeb v rámci automatických nástrojů.

Skrze nepřímé nástroje se CB snaží udržet postačující likviditu na bankovním trhu. Všechny banky na trhu monitorují, jak centrální banka nastavuje své nástroje. V případě, že CB uvolní svou měnovou politiku, tedy dojde ke snížení úrokových sazeb pak ostatní banky obvykle učiní totéž.

1.2.1 Operace na volném trhu

Jedná se o klíčový nástroj, který CB v současnosti využívají nejčastěji. Operace na volném trhu provádějí centrální banky na celém finančním trhu, kdy dodávají nebo stahují likviditu (mezibankovní peníze) z tohoto trhu. Cílem tohoto nástroje je ovlivnit úrokové sazby tak, aby bylo dosaženo požadovaného vývoje úrokových sazeb. Repo tendry slouží k dodávání likvidity do bankovního systému – centrální banka v tomto případě vystupuje jako věřitel a ostatní banky jako dlužníci, přičemž zárukou za úvěr je předložený kolaterál. V případě ČR je splatnost dva týdny, po uplynutí dojde k vrácení kolaterálu, banka vrátí CB půjčené peníze včetně úroku. Kromě dodávání likvidity může centrální banka také bankám uložit přebytečnou likviditu výměnou za cenné papíry. Tyto repo tendry trvají také zmíněných 14 dní. Po uplynutí splatnosti jsou dohodnuté cenné papíry vráceny zpět CB a banky obdrží úroky vypočtené podle repo sazby. Mezi nejčastěji využívané cenné papíry patří státní cenné papíry mnohdy konkrétně státní pokladniční poukázky nebo dluhopisy. Operace na volném trhu mohou být rovněž využity k ovlivnění kurzové politiky – k ovlivnění směnného kurzu. Pro oslabení domácí měny CB zvyšuje její nabídku na devizovém trhu, dochází tedy k prodeji měny domácí. Opačně, pro posílení domácí měny zvyšuje její poptávku a dochází tak k prodeji měn zahraničních (Revenda, 2000, s. 342).

1.2.2 Povinné minimální rezervy

Povinné minimální rezervy lze zařadit částečně jak mezi tržní, tak i administrativní nástroje. Tyto rezervy představují povinnost banky držet stanovené procento z klientských vkladů v likvidní formě na účtu u centrální banky. Stanovení povinných minimálních rezerv má hned několik funkcí. Jednou z nich je to, že slouží jako ochrana před možnými bankovními krizemi – chrání banky před náhlými masivními výběry peněz klientů. Další funkcí je to, že slouží jako měnový nástroj – centrální banka povinnými rezervami ovlivňuje kolik peněz si mohou banky půjčovat, což působí na celou ekonomiku. Zvýšením požadavků na rezervy CB omezuje schopnost bank poskytovat úvěry. Naopak snížením rezerv stimuluje bankovní půjčování. V České republice je hodnota povinných minimálních rezerv stanovena na hodnotě 2 %, tato sazba se platná od roku 1999. Banky si u CB dobrovolně drží více peněz, než jsou povinny. Dělají to proto, aby měly dostatečnou rezervu pro případ nečekaných výkyvů a aby mohly hladce provádět platby s ostatními bankami. Tento nadbytek slouží jako tzv. bezpečnostní polštář. V mnoha státech po celém světě však nejsou povinné minimální rezervy zavedeny vůbec nebo dochází k jejich snižování (Revenda, 2000, s. 346).

1.2.3 Automatické nástroje

Mezi další nástroj měnové politiky řadíme automatické nástroje (automatické facility). Automatické nástroje slouží bankám k aktivnímu řízení jejich likviditní pozice a optimalizaci využití volných zdrojů, představují tak pro banky možnost aktivně řídit svou finanční situaci. Na rozdíl od operací na volném trhu, které iniciuje centrální banka, komerční banky zde samy rozhodují, zda chtějí zvýšit svou likviditu a získat tak více peněz například pro půjčky, nebo zda chtějí přebytečné peníze uložit a snížit tak svou likviditu. Centrální banka nabízí bankám dvě možnosti (nástroje) pro správu jejich likvidity. Pokud má banka více peněz než potřebuje, může je uložit u CB přes noc a využít tak tzv. vkladový nástroj. Za tuto službu dostane úrok, který se nazývá diskontní sazba. Naopak, pokud banka potřebuje peníze navíc, může si je od centrální banky půjčit přes noc a využít tak možnosti úvěrového nástroje. Jako záruku musí poskytnout nějaký cenný papír často například státní dluhopis. Za tuto půjčku platí úrok, který se nazývá lombardní sazba. Automatické nástroje byly před finanční a hospodářskou krizí v roce 2007 využívány ve světových ekonomikách ojediněle. Vzhledem k tomu, že v českém bankovním sektoru v dnešní době převládá nadbytečná likvidita, nejsou nástroje centrální banky pro poskytování a přijímání krátkodobých úvěrů využívány na denní bázi. Pokud některá banka potřebuje finanční prostředky obrátí se spíše na jinou komerční banku, která má nadbytek likvidity. Úroková sazba za tyto mezi bankovní úvěry je obvykle nižší než lombardní sazba, kterou nabízí CB. To je dáno tím, že bankám se více vyplatí půjčit si mezi sebou než od centrální banky. Na druhou stranu, úroková sazba za mezi bankovní úvěry nemůže být nižší než sazba, za kterou mohou banky uložit své přebytečné prostředky u centrální banky, jinak by pro ně nebylo výhodné půjčovat si navzájem mezi sebou. Z výše uvedeného tedy vyplývá, že diskontní a lombardní sazba vytvářejí jakési úrokové meze, ve kterých se pohybují úrokové sazby na mezibankovním trhu. Diskontní sazbu lze chápat jako spodní mez a lombardní sazbu jako horní mez úrokových sazeb. Je však důležité si uvědomit, že tento mechanismus platí pouze pro vztahy mezi bankami a neovlivňuje úrokové sazby, za které si mohou peníze půjčovat ostatní subjekty, jako jsou například firmy nebo domácnosti (Černohorský, 2020, s. 88).

1.2.4 Expanzivní a restriktivní měnová politika

V závislosti na tom, jakým způsobem centrální banky využívají své nástroje měnové politiky rozlišujeme:

- expanzivní měnovou politiku;
- restriktivní měnovou politiku.

Expanzivní měnová politika je situace, při které CB snižují úrokové sazby, ale mohou také snižovat povinné minimální rezervy nebo se zbavovat domácí měny. Snížením úrokových sazeb centrální banky dochází i ke snížení mezibankovních sazeb, ale hlavně také k poklesu krátkodobých tržních úrokových sazeb. Díky čemuž jsou banky více ochotné nabízet úvěry jak klientům, tak firmám. Spotřebitelé si berou nové úvěry, více nakupují a utrácejí, čímž začne růst rychlost oběhu peněz, zvýší se zaměstnanost – zaměstnavatelé budou nabírat nové pracovníky, aby uspokojili poptávku. Centrální banka obvykle přistupuje k expanzivní měnové politice v obdobích, kdy ekonomika roste velmi pomalu nebo dokonce stagnuje, je vysoká míra nezaměstnanosti a za situace, kdy se očekává nízká míra inflace. Cílem této politiky je oživit hospodářství – podpořit ekonomický růst a snížit nezaměstnanost.

Restriktivní měnová politika je situace, kdy CB zvyšují úrokové sazby, ale mohou také zvyšovat povinné minimální rezervy nebo stahují peníze z trhu. Zvýšením sazeb dochází ke zvýšení mezibankovních sazeb i tržních krátkodobých úrokových sazeb – dochází tedy ke zvýšení sazeb v celé ekonomice daného státu. Spotřebitelé mají vyšší sazby, neberou si tedy tolik nových úvěrů, banky však nechtějí nabízet nové úvěry. Firmy a klienti tedy méně utrácejí, což vede ke snížení rychlosti oběhu peněz, ale i ke snížení růstu produktu ekonomiky. V ekonomice se zvyšuje nezaměstnanost – méně statků se poptává, tím pádem se méně produkuje, což vede k propouštění. Tato politika se využívá v okamžiku předpokládaného přehřátí ekonomiky a očekávaného růstu míry inflace. Jejím cílem je především tlumení inflace (Jílek, 2013, s. 18).

1.3 Transmisní mechanismus měnové politiky

Jak již bylo zmíněno MP lze chápat jako proces, při kterém se centrální banka skrze nástroje měnové politiky snaží dosáhnout konečných cílů, které si předem stanoví. Konečných cílů však lze dosáhnout přes mezistupně jako jsou operační a zprostředkující cíl. Do nástrojů měnové politiky zahrnujeme především již charakterizované operace na volném trhu či stanovení povinných minimálních rezerv. Tyto nástroje pak dále působí na operační cíle, kam zpravidla zahrnujeme krátkodobou úrokovou míru, měnovou bázi či limity na úrokové míry klientských úvěrů a vkladů. Následuje zprostředkující cíl, což je další mezistupeň tohoto procesu. Do zprostředkujícího cíle spadají peněžní agregáty či měnový kurz. Mezi konečné cíle, které se centrální banky snaží ovlivnit patří zejména cenová a finanční stabilita, stabilita devizového kurzu, dlouhodobý růst, či zaměstnanost. Proces, kterým centrální banky skrze své nástroje působí na konečné cíle se nazývá transmisní mechanismus měnové politiky. Tento mechanismus si můžeme znázornit například tak jak vidíme na Obrázku 1.

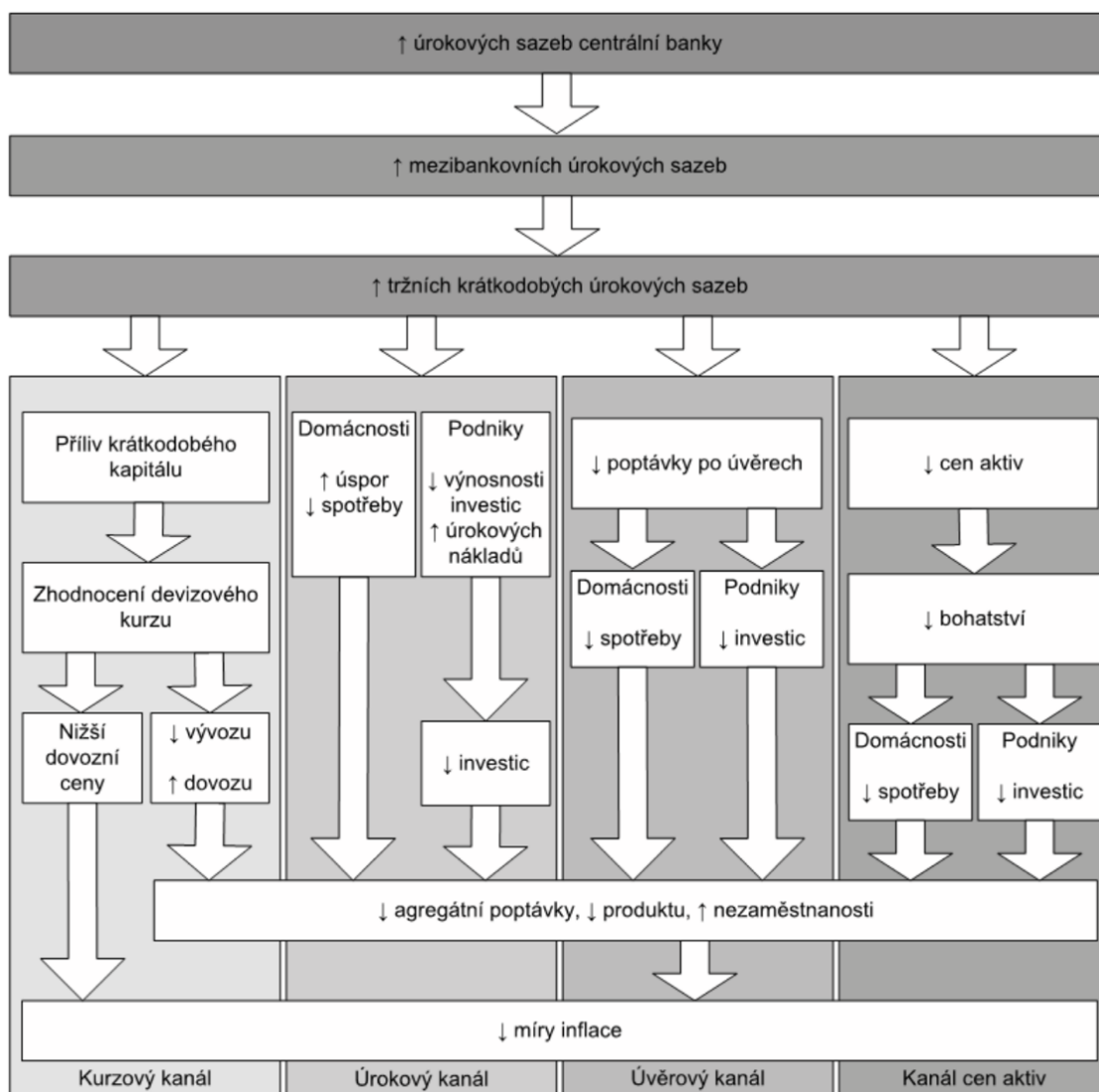


Obrázek 1: Transmisní mechanismus měnové politiky

Zdroj: vlastní zpracování na základě Jílek, 2013

Přeškrtnuté nástroje a cíle se v současné době ve vyspělých ekonomikách spíše nevyužívají. Princip fungování transmisního mechanismu v tržních ekonomikách lze velmi zjednodušit tímto způsobem: CB změní míru úrokových sazeb, což vede ke změně tržních úrokových sazeb, a to vede ke změně množství peněz v oběhu tedy ke změně peněžního agregátu, což působí na cenovou stabilitu, která je vyjádřena inflací. Pokud se však CB snaží udržet inflaci v předem stanoveném inflačním cíli nevyužívá se peněžní agregát, který spadá do zprostředkujícího cíle. Transmisní mechanismus (TM) v praxi funguje daleko složitěji, neboť na jednotlivé cíle působí i další vnější faktory z ekonomiky.

V rámci TM se uplatňují různé kanály transmisního mechanismu, skrze které měnová politika působí na ekonomické ukazatele. Ve schématu transmisního mechanismu – uvedeno na Obrázku 2 níže – můžeme vidět, že se jedná o tyto čtyři kanály a to: úrokový, kurzový, kanál cen aktiv a úvěrový kanál. Fungování TM si lze ukázat pomocí změny úrokových sazeb, což je jeden ze základních měnově politických nástrojů. Předpokladem pro fungování transmisního mechanismu je především neměnná fiskální politika. Za výchozí situaci bereme krok CB, a to zvyšování úrokových sazeb (tedy restriktivní měnová politika), což vede k růstu mezibankovních úrokových sazeb (sazby, za které si banky navzájem půjčují), ty vedou ke zvýšení tržních krátkodobých sazeb (sazby, které banky nabízejí svým klientům). Což vede ke změnám v jednotlivých kanálech TM. Skrze kanály by zvýšení úrokových sazeb mělo vést ke snížení inflace.



Obrázek 2: Jednotlivé kanály transmisního mechanismu

Zdroj: Černohorský, 2020

1.3.1 Kurzový kanál

Kurzový kanál je kanál, který skrze změnu úrokových sazeb působí na měnový kurz – v našem případě je změnou CB zvýšení sazeb. Což vede k růstu spekulativního kapitálu; dochází k tomu, že domácí měna (a aktiva) se stávají více atraktivní – jejich výnosnost se zvedla vůči zahraničním aktivům; a to vede k tlaku na posílení domácí měny. Posílení domácí měny v důsledku zvýšených krátkodobých úrokových sazeb působí na celou ekonomiku – hrubý domácí produkt (HDP), inflaci i zaměstnanost dvěma cestami. Zprvė tak, že vývoz se snižuje, protože ceny vyváženého domácího zboží a služeb se v zahraničí zvyšují. Může tedy docházet ke snížení zahraniční poptávky po domácím zboží a službách. Posílení domácí měny zhorší konkurenční pozici českého podniku, protože může docházet ke snížení zisku a prodeje. Také dochází ke zvýšení dovozu – zvyšuje se domácí poptávka po zahraničním zboží a službách.

Druhá cesta je, že dochází ke zlevnění dováženého zboží a služeb, což vede ke snížení inflace. Tedy čisté vývozy klesají, a to vede k poklesu agregátní poptávky, snížení růstu produktu ekonomiky, zvýšení nezaměstnanosti a poklesu inflace.

1.3.2 Úrokový kanál

Úrokový kanál je kanálem, který znázorňuje jak domácnosti a podniky reagují na změnu úrokových sazeb. Vyjadřuje, jak ekonomické subjekty jednají, zda více spoří či spotřebovávají. Pokud dojde k růstu úrokových sazeb, domácnosti více spoří (přesouvají peníze z běžných účtů na spořicí či termínovaný účet) a svou spotřebu odkládají na později. Dochází k poklesu spotřeby domácností, což vede ke snížení agregátní poptávky. Změna úrokových sazeb se netýká pouze domácností, ale i podniků. Růst úrokových sazeb znamená, že podniky mají „dražší“ úvěry, mají vyšší úrokové náklady. Podniky žádají o úvěry v menším množství, nejsou tak ochotni investovat. Dochází tak k poklesu agregátní poptávky (investice jsou část agregátní poptávky). Lidé se více bojí o práci, protože dochází k růstu nezaměstnanosti, zpomalení hospodářského růstu a snížení míry inflace.

1.3.3 Úvěrový kanál

Úvěrový kanál vyjadřuje, jaká je poptávka po úvěrech ze strany klientů (domácností a podniků) v závislosti na změně úrokových sazeb. Domácnosti se nejčastěji rozhodují nad spotřebním nebo hypotečním úvěrem. Naopak podniky si nejčastěji berou úvěr na rozšíření svého podnikání. Skrze tento kanál dochází k růstu či poklesu objemu úvěrů (tj. peněžní zásoby) v dané ekonomice, což může vést v dlouhodobém horizontu ke změně vývoje inflace. V případě zvýšení krátkodobých úrokových sazeb dochází ze strany ekonomických subjektů k poklesu zájmu o různé druhy úvěrů. Banky stále poskytují úvěry, ale pro ekonomické subjekty jsou drahé a méně dostupné. Ekonomické subjekty svou spotřebu odsouvají. Dochází ke snížení výdajů a zpomalení růstu ekonomiky, dochází k růstu nezaměstnanosti a snížení míry inflace.

1.3.4 Kanál cen aktiv

Jedná se o poslední kanál, ve kterém dochází díky změně úrokových sazeb ke zvýšení či snížení bohatství ekonomických subjektů. Pokud dojde ke zvýšení úrokových sazeb tak ceny aktiv (např. nemovitosti, akcie a dluhopisy) klesají, a to z toho důvodu, že zvýšené úrokové sazby vedou k poklesu výnosnosti aktiv vůči finančním aktivům (např. úročeným vkladům). Tím dochází ke snížení celkového bohatství jak domácností, tak i firem. Domácnosti mají nižší bohatství a s tím se pojí i jejich nižší spotřeba – domácnosti snižují poptávku po zboží a službách. Podnikům se také snižuje jejich bohatství a snižují tak své plánované investice. Což

v ekonomice vede k růstu nezaměstnanosti, poklesu agregátní poptávky, snížení produktu a snížení míry inflace.

Podstatou fungování transmisního mechanismu skrze jednotlivé kanály je to, že pokud centrální banka provede změnu úrokových sazeb tak skrze jednotlivé kanály dojde ke stejnému konečnému cíli. V našem případě růst úrokových sazeb působil skrze jednotlivé kanály na konečné cíle, a došlo zejména k poklesu agregátní poptávky, také poklesu produktu, naopak k růstu nezaměstnanosti, a poklesu míry inflace. Pokud by centrální banka snížila úrokové sazby, tak by došlo k opačným účinkům (Černohorský, 2020, s. 80).

1.4 Jiné pojetí transmisního mechanismu podle Frederica S. Mishkina

Americký ekonom a profesor Frederica S. Mishkin rozšiřuje transmisní mechanismus. Mishkin (2022, s. 664) identifikuje devět různých kanálů, kterými se změny měnové politiky přenášejí do reálné ekonomiky. Jednotlivé kanály budou vysvětleny při fungování expanzivní měnové politiky.

Prvním kanálem, který Mishkin zmiňuje je **tradiční úrokový efekt**. Keynesův původní model transmisního mechanismu se zaměřoval především na to, jak úrokové sazby ovlivňují investiční rozhodnutí firem. Současná ekonomická teorie tento kanál však rozšířila. A tak tradiční úrokový efekt uvažuje také o rozhodování domácností v otázce bydlení. Dlouhodobé spotřební zboží lze chápat jako druh investice, která je ovlivněna výší úrokových sazeb stejně jako investice firem. Důležitým rysem transmisního mechanismu úrokových sazeb je důraz na reálnou úrokovou sazbu jako sazbu, která ovlivňuje rozhodování spotřebitelů a podniků (zjednodušeně nominální sazby snížené o míru inflace). Skutečnost, že reálná úroková sazba ovlivňuje výdaje spíše než nominální sazba, naznačuje že MP může stimulovat trh, i když nominální úrokové sazby budou velmi blízké nule. Při nulové hodnotě může CB díky své expanzivní měnové politice zvýšit očekávanou inflaci, a tím snížit reálnou úrokovou sazbu. Tento mechanismus ukazuje, že měnová politika může být účinná i v situaci, kdy jsou nominální úrokové sazby nulové. Tento efekt tedy můžeme shrnout takto – expanzivní měnová politika působí na pokles reálných úrokových sazeb (i_r), to přispívá ke zvýšení investičních výdajů (I) (domácností i firem), což následně vede k růstu produktu (Y). Rostoucí poptávka po investicích a statcích žene inflaci nahoru. Tradiční úrokový efekt můžeme na základě výše zmíněného popisu znázornit následovně:

$$\downarrow i_r \Rightarrow \uparrow I \Rightarrow \uparrow Y \text{ a } \uparrow \pi.$$

Další kanály transmisního mechanismu se dělí do dvou základních kategorií: kanály působící prostřednictvím jiných cen aktiv než úrokových sazeb a kanály probíhající skrze úvěrový kanál (Mishkin, 2022, s 662).

Efekt devizového kurzu na čisté vývozy je podstatný vzhledem k rostoucí globalizaci a rozšíření režimů flexibilních devizových kurzů. Tento kanál nabývá na významu, zejména v případě malých otevřených ekonomik. Zabývá se tím, jak MP prostřednictvím devizových kurzů působí na čisté exporty (NX) a tím i na HDP. Tento kanál v sobě zahrnuje úrokový efekt, neboť v případě, kdy v ekonomice domácí reálné úrokové sazby oproti světovým klesají, pak bude poptávka po domácí měně nižší. V důsledku toho domácí měna oslabuje. Nižší hodnota domácí měny způsobuje růst vývozu (E), ty jsou pak více ziskové. Na druhou stranu však klesají relativní dovozy, jsou tak dražší, a to vede k růstu inflace. Schéma efektu devizového kurzu na čisté vývozy lze popsat tímto způsobem:

$$\downarrow i_r \Rightarrow \uparrow E \Rightarrow \uparrow NX \Rightarrow \uparrow Y \text{ a } \uparrow \pi.$$

James Tobin, nositel Nobelovy ceny, formuloval teorii známou jako **Tobinova q teorie**, které bere v úvahu vazby mezi investičními výdaji, cenami akcií a měnovou politikou. Q v této teorii představuje tržní hodnotu firem dělenou náklady na refinancování kapitálu. V případě, kdy je q vysoké pak je výhodné a relativně levné investovat. Společnosti pak mohou emitovat své akcie a získat za ně vysokou hodnotu. Investice pak v tomto případě porostou. V opačném případě, když je q nízké pak hodnota investic klesá a investování se firmám prodraží, z toho důvodu je objem investic nízký. Existuje tedy souvislost mezi Tobinovým q a investicemi. Důležitým předpokladem této teorie je to, že měnová politika může ovlivňovat ceny akcií. Nižší reálné úrokové sazby a s nimi nižší očekávané výnosy u dluhopisů posilují poptávku po rizikovějších, ale potenciálně výnosnějších aktivech, jako jsou akcie. U akcií dochází k růstu cen. Tím roste Tobinovo q, investice i hrubý domácí produkt. Tento kanál můžeme znázornit následovně:

$$\downarrow i_r \Rightarrow \uparrow \text{ cen akcií} \Rightarrow \uparrow q \Rightarrow \uparrow I \Rightarrow \uparrow Y \text{ a } \uparrow \pi.$$

Efekt bohatství vychází z předpokladu, že spotřeba domácností (C) za zboží a služby není ovlivněna pouze dnešními příjmy, ale zahrnuje i další finanční zdroje, které se můžou v průběhu času měnit. Důležitou složkou celoživotních zdrojů spotřebitelů je jejich finanční bohatství, jehož významnou část tvoří akcie. U tohoto efektu je tedy důležité, jak se pohyb úrokových sazeb projeví na ceně akcií. Zvýšení hodnoty cen akcií vede ke zvýšení bohatství domácností, což vede k růstu jejich spotřeby. Díky tomu, že mají domácnosti více finančních zdrojů tak více

utrácejí, a to se projevuje v růstu HDP a růstu inflace. Schematicky je možné tento efekt popsat takto:

$$\downarrow i_r \Rightarrow \uparrow \text{ cen akcií} \Rightarrow \uparrow \text{ bohatství} \Rightarrow \uparrow C \Rightarrow \uparrow Y \text{ a } \uparrow \pi.$$

Kritika klasického pohledu na to, jak úrokové sazby ovlivňují spotřebu a investice, vedla k identifikaci pěti následujících kanálů. Společným rysem těchto kanálů je přítomnost informační asymetrie mezi věřitelem a dlužníkem a ovlivnění úvěrové aktivity. Mezi klíčové důsledky informační asymetrie patří morální hazard a nepříznivý výběr. Morální hazard popisuje situaci, kdy lidé mění své chování v závislosti na tom, zda nesou plné riziko a následky svých rozhodnutí či nikoliv. Například, pojištěný člověk může být méně opatrný, protože ví, že případné škody zaplatí pojišťovna. Po uzavření smlouvy se ekonomický subjekt může začít chovat jinak (nepředvídatelně) a může tak poškodit druhou stranu. Chování dlužníka je pak často v rozporu se zájmy banky a zvyšuje pravděpodobnost nesplacení úvěru. Nepříznivý výběr nastává, když se na trhu setkáváme s asymetrií informací mezi prodávajícím a kupujícím. Spotřebitelé si často kvůli nedostatku informací o kvalitě zboží vybírají levnější a méně kvalitní produkty. Tento stav se obvykle mění až s časem, kdy si spotřebitelé na základě zkušeností vytvoří názor na kvalitu jednotlivých produktů. Situaci na úvěrovém trhu můžeme popsat takto: o úvěr s největším úsilím se uchází ty subjekty, které pro banku představují největší úvěrové riziko (rizikovější žadatelé vytlačují z trhu ty méně rizikové).

Bankovní úvěrový kanál je založen na asymetrii informací mezi bankami a ostatními ekonomickými subjekty. Ne každý má přístup na finanční trh, a proto si většina lidí, ale i firem půjčuje peníze právě od bank. Z toho důvodu hrají banky klíčovou roli v přerozdělování finančních prostředků v ekonomice. Tento kanál tedy funguje tak, že skrze expanzivní měnovou politiku dochází k zvýšení množství peněz v ekonomice, které se dostávají do bank jako vklady. Banky pak mají více prostředků na poskytování úvěrů, což vede k růstu investic a zvýšení celkové poptávky v ekonomice. Důsledkem je růst cenové hladiny. Schematicky můžeme tento kanál vyjádřit takto:

$$\downarrow i_r \text{ nebo } \uparrow M \Rightarrow \uparrow \text{ bankovních rezerv} \Rightarrow \uparrow \text{ vkladů u bank} \Rightarrow \uparrow \text{ bankovních úvěrů} \Rightarrow \uparrow I \Rightarrow \\ \uparrow Y \text{ a } \uparrow \pi.$$

Kanál rozvahy využívá skutečnosti, že na úvěrovém trhu existuje nerovnováha v informacích mezi bankami a jejich klienty. Tento kanál využívá skutečnosti, že zvýšení cen akcií v důsledku expanzivní měnové politiky vede k růstu tržní hodnoty firem, tudíž dochází k poklesu rizika nepříznivého výběru i morálního hazardu. To vede k nárůstu poskytovaných úvěrů a růstu

investic a v ekonomice se tak zvyšuje agregátní poptávka. Tento kanál by se schematicky mohl znázornit takto:

$$\downarrow i_r \Rightarrow \uparrow \text{ cen akcií} \Rightarrow \downarrow \text{ nepříznivý výběr, } \downarrow \text{ morální hazard} \Rightarrow \uparrow \text{ úvěrové aktivity} \Rightarrow \uparrow I \Rightarrow \\ \uparrow Y \text{ a } \uparrow \pi.$$

Cash flow kanál popisuje, jak MP ovlivňuje cash flow, tedy příjmové a výdajové toky firem. Expanzivní měnová politika, která se projevuje snížením nominálních úrokových sazeb, má pozitivní vliv na cash flow firem. Vylepšené rozvahy firem v podobě zvýšené likvidity znamenají pro banky nižší riziko nesplacení úvěru. To vše vede ke snížené rizika nepříznivého výběru a morálního hazardu na straně bank. Dochází tak ke zvýšení úvěrové aktivity bank, k růstu investic, HDP a inflace. Na rozdíl od ostatních kanálů cash flow kanál uvažuje nominální úrokové sazby místo reálných úrokových sazeb, neboť zde hraje roli jak hodnota splacených úvěrů včetně úroků, ale i úroky z vkladů u bank. Schematicky lze tento kanál znázornit tímto způsobem:

$$\downarrow i \Rightarrow \uparrow \text{ cash-flow} \Rightarrow \downarrow \text{ nepříznivý výběr, } \downarrow \text{ morální hazard} \Rightarrow \uparrow \text{ úvěrové aktivity} \Rightarrow \uparrow I \Rightarrow \\ \uparrow Y \text{ a } \uparrow \pi.$$

Kanál neočekávané cenové hladiny vychází z předpokladu, že ve vyspělých ekonomikách jsou splátky úvěrů fixovány v nominálních úrokových sazbách, a tak neočekávané zvýšení cenové hladiny způsobuje pokles reálné hodnoty firemních závazků, avšak neměla by snižovat hodnotu aktiv firmy. Expanzivní měnová politika zvyšuje reálné čisté bohatství ekonomických subjektů, což snižuje morální hazard a nepříznivý výběr. V důsledku toho banky poskytují více úvěrů, to vede i k růstu investic a tím i hrubého domácího produktu a inflace. I tento kanál lze znázornit schematicky a to takto:

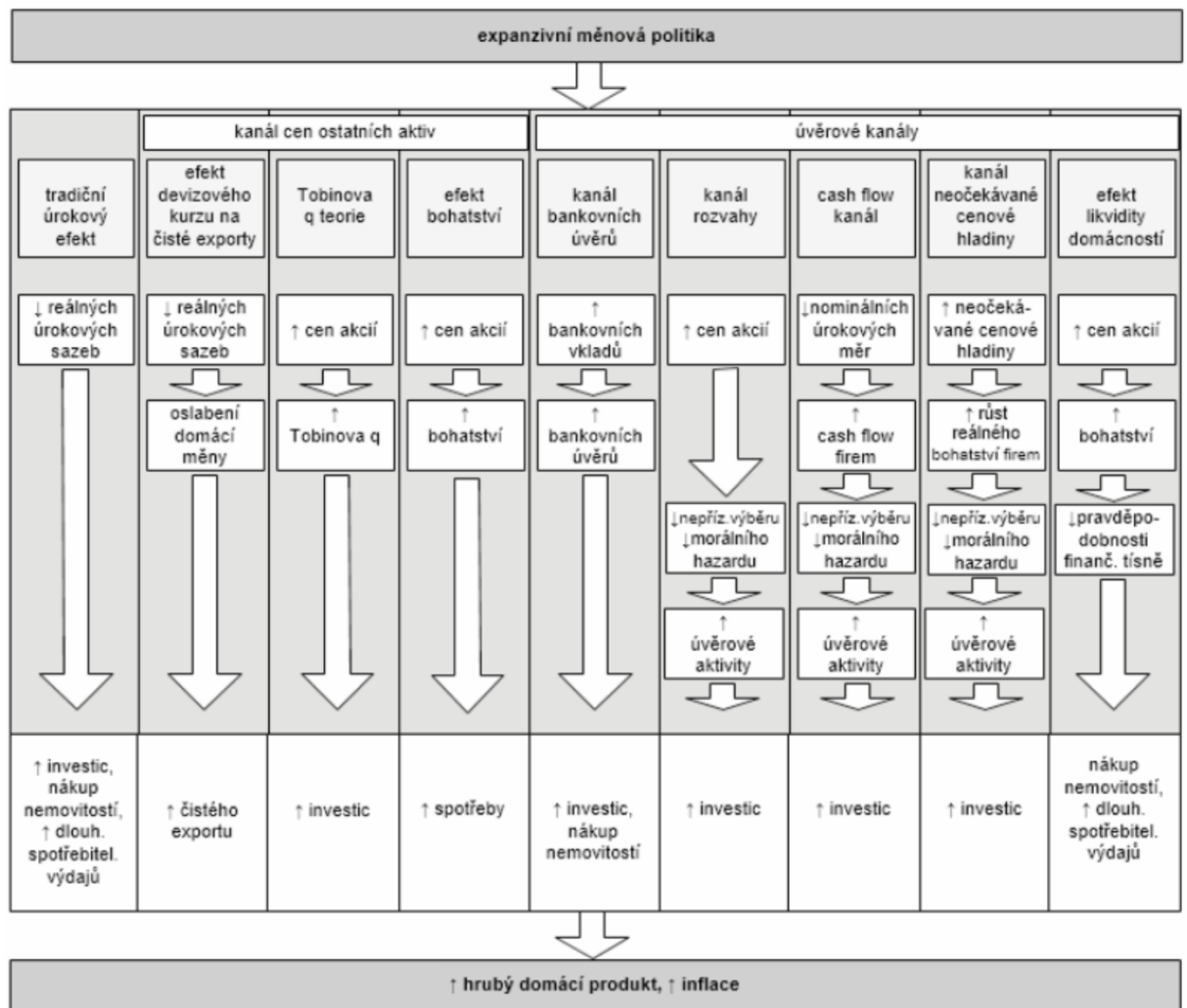
$$\downarrow i_r \Rightarrow \uparrow \text{ neočekávané } P \Rightarrow \uparrow \text{ reálné čisté bohatství} \Rightarrow \downarrow \text{ nepříznivý výběr, } \downarrow \text{ morální hazard} \Rightarrow \\ \uparrow \text{ úvěrové aktivity} \Rightarrow \uparrow I \Rightarrow \uparrow Y \text{ a } \uparrow \pi.$$

Následující kanál je velmi podobný kanálu cash flow, je však zaměřený na domácnosti. **Efekt likvidity domácností** se soustředí na spotřebu domácností (jejich cash flow). Především pak na jejich výdaje na nemovitosti a na statky dlouhodobé spotřeby, které se podobají investičním výdajům firem. Expanze měnové politiky, která vede k růstu cen akcií a dále vede ke zvýšení čistého reálného bohatství domácností, což snižuje jejich obavy z budoucí finanční tísně. Domácnosti jsou si tak více jisté a taky více ochotné utrácet za statky dlouhodobé spotřeby nebo nemovitosti – zvyšuje se tak jejich spotřeba, což následně přispívá k růstu HDP a inflace.

Schematicky lze efekt likvidity domácností znázornit následovně:

$$\downarrow i_r \Rightarrow \uparrow \text{ cen akcií} \Rightarrow \uparrow \text{ čisté reálné bohatství} \Rightarrow \downarrow \text{ pravděpodobnost finanční tísně} \Rightarrow \uparrow C, \uparrow I \\ \Rightarrow \uparrow Y \text{ a } \uparrow \pi.$$

Na Obrázku 3. níže můžeme vidět společné schéma všech výše zmíněných kanálů rozšířeného transmisního mechanismu podle Frederica S. Mishkina (Mishkin, 2022, s 662).



Obrázek 3: Kanály transmisního mechanismu podle Mishkina

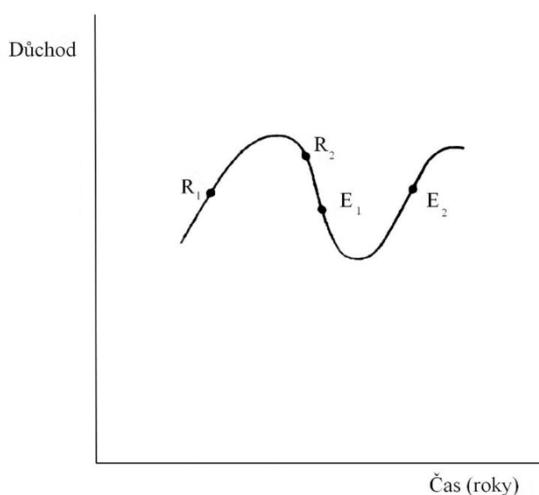
Zdroj: Černohorský, 2020

1.5 Časová zpoždění měnové politiky

Transmisní mechanismus se vyznačuje zpožděními, která jsou dlouhá, proměnlivá, neurčitá a nespolehlivá. Proces realizace měnové politiky tedy není okamžitý. Od chvíle, kdy centrální banka zjistí, jak se ekonomika vyvíjela v minulosti, přes vytvoření prognózy budoucího vývoje až po samotné provedení opatření uplyne určitá doba. Teprve poté se tato opatření začnou projevovat v ekonomice. Zpoždění mezi rozhodnutím centrální banky a jeho dopadem na

ekonomiku představuje významnou překážku pro flexibilní měnovou politiku. Rozhodnutí přijatá na základě aktuálního stavu ekonomiky mohou mít zásadní vliv na budoucí vývoj, který se může výrazně lišit od původních předpokladů (Ondrčka, 2006, s. 78).

Jak můžeme vidět na Obrázku 4., který nám popisuje účinek restriktivní a expanzivní měnové politiky. Účinek restriktivní měnové politiky, o které bylo rozhodnuto v bodě R_1 a to s cílem zmírnit konjunkturu se může projevit až v období hospodářské recese – bod R_2 , a tento pokles ještě prohloubit. Naopak, účinek expanzivní měnové politiky, o které bylo rozhodnuto v bodě E_1 a to s cílem odstranit současnou hospodářskou krizi se může projevit až v době hospodářské konjunktury – bod E_2 , a mít za následek neúmyslné přehřátí ekonomiky. Je nutné si uvědomit, že přesnost ekonomických prognóz se může snižovat s prodlužující se dobou, na kterou se tyto prognózy vztahují. Čím větší je časové zpoždění mezi rozhodnutím centrální banky a jeho dopadem na ekonomiku, tím větší je riziko, že skutečný vývoj ekonomiky se od prognózovaného bude odchylovat.



Obrázek 4: Hospodářský cyklus a zpoždění v měnové politice

Zdroj: Revenda, 2023

Pro účinnost MP je klíčová analýza faktorů, které způsobují časové zpoždění. Zpoždění v měnové politice lze kategorizovat do tří skupin:

- **Poznávací zpoždění** – je způsobeno zpožděním při sběru a zpracování ekonomických dat. Statistická data procházejí několika revizemi, od počátečních odhadů, které jsou známy krátce po skončení sledovaného časového úseku, přes předběžná data až po konečná data, která jsou často zveřejněna s určitou časovou prodlevou. Toto časové zpoždění ztěžuje CB přesně určit aktuální stav ekonomiky a včas tak reagovat na změny.

- Rozhodovací a realizační zpoždění – délka rozhodovacího procesu v centrální bance úzce souvisí s rozsahem její nezávislosti. Pokud má centrální banka dostatečnou autonomii, může rychle reagovat na změny v ekonomice a realizovat potřebná opatření. Naopak, pokud jsou její rozhodnutí podmíněna souhlasem vlády nebo parlamentu, je rozhodovací proces zdlouhavější a zpoždění mezi rozhodnutím a jeho provedením se výrazně prodlužuje.
- Reakční zpoždění – toto zpoždění představuje časový úsek mezi okamžikem, kdy centrální banka provede nějaké opatření, a okamžikem, kdy se jeho účinky projeví v ekonomice. Na rozdíl od poznávacího a rozhodovacího zpoždění, které souvisejí s lidskými faktory, je přízřivobovací zpoždění dáno samotnými ekonomickými procesy. Studie ukazují, že změny v MP se v ekonomice mohou projevit až s několikaměsíčním zpožděním (Revenda, 2000, s. 461).

Časová zpoždění v ekonomice jsou často přehlížena širokou veřejností. Napomáhají tomu i média, která často přisuzují aktuální ekonomické výkyvy přímo nejnovějším rozhodnutím centrální banky, což vede k ne zcela přesnému vnímání vztahů mezi měnovou politikou a ekonomikou. Toto vnímání neodráží komplexnost ekonomických procesů. Proto je důležité, aby centrální banky všech zemí pravidelně zdůrazňovaly, že účinky měnové politiky se projeví až po určité době a fakt, že na ekonomický vývoj působí mnoho dalších faktorů.

Vysoká míra nezávislosti České národní banky je doplněna transparentním přístupem k veřejnosti. ČNB se snaží informovat o své činnosti různými způsoby, aby veřejnost porozuměla důvodům a cílům její měnové politiky. K tomuto účelu využívá řadu nástrojů, jako jsou pravidelné čtvrtletní Zprávy o měnové politice, záznamy z jednání bankovní rady, tiskové konference, články v médiích a další. Tímto způsobem ČNB zajišťuje, aby veřejnost byla dobře informována o tom, jakým způsobem se utváří měnová politika a jaké má dopady na ekonomiku. Vzhledem k tomu, že změny v MP se neprojeví na konečných cílech okamžitě, ale až s určitým zpožděním, je měnová politika České národní banky založena na prognózách budoucího vývoje ekonomiky. Podle odhadů ČNB mají v měnové politice nejvýraznější dopad na stanovené cíle v horizontu 12 až 18 měsíců. Proto se ČNB zaměřuje především na tento časový úsek, přičemž současně zvažuje i vývoj v předchozích a následujících obdobích. Prognóza inflace a ekonomického vývoje není pouhým odhadem na základě současné situace, ale komplexním procesem, který zahrnuje analýzu historických dat a předpokladů o budoucím vývoji klíčových ekonomických ukazatelů. ČNB využívá sofistikované modely, které simulují fungování české ekonomiky. Predikční model České národní banky závisí na komplexním

porozumění vztahů mezi různými ekonomickými faktory. Umožňuje analyzovat, jakým způsobem se změny ve vnějším prostředí projevují v české ekonomice a ovlivňují inflaci. Dále umožňuje analyzovat dopady domácích faktorů (především změny úrokových sazeb) a odhadnout s jakým časovým zpožděním se tyto změny projeví v inflaci. Jak již bylo zmíněno dříve úrokové sazby mají vliv na agregátní poptávku respektive HDP. Úrokové sazby mají nesporný vliv na to, jak se budou domácnosti a firmy chovat, zda si budou více půjčovat a také více investovat – situace kdy jsou úrokové sazby nízké, či naopak zda budou ve svém chování opatrnější a budou více spořit, což může zpomalit ekonomický růst – situace, kdy jsou na trhu vysoké úrokové sazby. Změny úrokových sazeb také ovlivňují měnový kurz. Změny kurzu ovlivňují především ceny dováženého zboží, což má přímý dopad na úroveň inflace. S větším časovým odstupem se změny kurzu promítnou do exportu a importu, i na celkovou poptávku a tedy i na inflaci. Časová zpoždění tedy hrají při provádění MP zásadní roli (ČNB, 2025).

2. REŠERŠE ODBORNÉ LITERATURY

Na téma transmisních mechanismů existuje celé řada odborných článků a studií, které se zabývají touto problematikou napříč všemi ekonomikami světa v průběhu mnoha let. Z několika článků je patrné jak je ekonomie velmi vzájemně propletený obor, neboť mnoho autorů ve svých pracích zkoumá zprvu například fungování fiskální politiky, avšak všeobecný závěr autoři spojují i s fungováním monetární politiky a s cílováním úrokových sazeb. Součástí mého výběru literatury jsou i články, které se zabývají ne zcela totožným tématem jako je má práce, tyto studie slouží k širšímu porozumění zkoumané problematice. Na základě níže zpracované odborné literatury bude dále zvolena statistická metoda pro další analytický postup mé diplomové práce.

Studie *Monetary policy transmission mechanism in Romania over the period 2001 to 2012: a BVAR analysis* provedená Spulbar a Birau (2023) se zaměřuje na transmisní mechanismus měnové politiky v Rumunsku v období 2001–2012, přičemž využívá model BVAR s Minnesota/Littermanovým rozdělením priorit. Do modelu byly autory zahrnuty tyto proměnné – reálný hrubý domácí produkt, index spotřebitelských cen, tříměsíční krátkodobá úroková míra, míra nezaměstnanosti, peněžní agregát M2 a index mezd za dané zkoumané období. Tato studie zkoumá, jak klíčové ekonomické a měnové proměnné reagují na různé šoky, přičemž do analýzy zahrnuje zmíněných šest proměnných za sledované období od prvního čtvrtletí roku 2001 do čtvrtého čtvrtletí roku 2012. Výsledky naznačují, že úrokový kanál se v posledních letech stal stabilnějším a nevykazuje produkční ani cenové anomálie, tedy nežádoucí reakce produktu a inflace na zpřísnění měnové politiky. S tím souvisí i rostoucí význam centrální banky, která díky své schopnosti efektivně řídit úrokové sazby získává klíčovou roli v dané ekonomice dosáhnout skrze změnu úrokových sazeb svých cílů. Vzhledem k tomu, že Rumunsko v posledních dvaceti letech čelilo vysoké inflaci, bylo hlavní prioritou tamní centrální banky její snížení. Autoři tvrdí, že pokud by se inflace stabilizovala v požadovaném rozmezí, bylo by vhodné, aby se CB více soustředila na podporu zaměstnanosti a poptávky.

Článek *Analysing the Effectiveness of Monetary Transmission Mechanism in Mozambique: a VAR Model Approach* (2024), jejíž autorem je Bahadur analyzuje efektivitu transmisního mechanismu měnové politiky v Mosambiku od začátku roku 2008 až do prosince roku 2022 přičemž využívá VAR model a pracuje s měsíčními daty. Autor do své analýzy zahrnuje tyto proměnné: úrokové sazby, peněžní zásobu, směnné kurzy, index spotřebitelských cen, hrubý domácí produkt, úvěry v ekonomice, vládní výdaje, soukromou spotřebu a investice. Studie se zaměřuje na dopad měnové politiky na HDP a inflaci a sleduje reakce těchto proměnných na

její změny. Nejprve je proveden rozšířený Dickey-Fullerův test ke kontrole stacionarity proměnných a k určení optimální úrovně zpoždění, následně autor provádí test Grangerovy kauzality, který naznačuje, že měnová politika má jen omezený přímý vliv na HDP, což podtrhuje roli centrální banky v jeho vývoji. Výsledky ukazují, že kanály TM minimálně ovlivňují hrubý domácí produkt, zatímco na inflaci má největší dopad úrokový, peněžní a devizový kanál, přičemž úvěrový kanál se ukazuje jako nevýznamný. Autor rovněž provádí analýzu rozkladu rozptylu a upozorňuje na slabiny finančního systému, jako je absence kapitálového trhu, omezená nezávislost centrální banky a dominance neformálních trhů, což může vést ke snižování účinnosti MP. K posílení transmisního mechanismu a podpoře udržitelného hospodářského růstu je proto nezbytné vytvořit stabilnější finanční rámec. Studie potvrzuje závazek Mosambiku k cílování inflace, avšak pro vyšší efektivitu měnové politiky je nutná reforma finančního a institucionálního prostředí.

V článku *Long-Term Inflation Expectations and the Transmission of Monetary Policy Shocks: Evidence from a SVAR Analysis* (2021) autoři Diegel a Nautz zkoumají vliv dlouhodobých inflačních očekávání transmisního mechanismu měnové politiky a jeho provádění, k čemuž využívají strukturální VAR model. Vychází ze čtvrtletních dat od posledního čtvrtletí roku 1991 až do čtvrtého čtvrtletí 2019. Do analýzy zahrnují klíčové ekonomické proměnné, jako jsou základní úrokové sazby, inflace, nezaměstnanost a míry dlouhodobých inflačních očekávání. V uplynulých letech zůstávala dlouhodobá inflační očekávání mimo stanovené inflační cíle. Z tohoto důvodu CB zvažovaly, jakými opatřeními měnové politiky by mohly přispět k obnovení stabilního ukotvení inflačních očekávání. Výsledky ukazují, že v USA dlouhodobá inflační očekávání výrazně reagují na měnově politické šoky a hrají zásadní roli v přenosu těchto šoků na míru inflace. Studie také naznačuje, že reakce dané měnové politiky na změny v očekáváních pomohla stabilizovat ekonomiku a upevnit inflační očekávání.

Článek *Transmission mechanism of monetary policy in India* (2010) jehož autorem je Aleem se jak z názvu vyplývá zabývá transmisním mechanismem MP v Indii a jeho vlivem na reálnou ekonomiku prostřednictvím vektorových autoregresních modelů. Studie analyzuje čtvrtletní data od 4. čtvrtletí 1996 do 4. čtvrtletí 2007, zohledňuje vnější omezení měnové politiky a analyzuje tři kanály transmisního mechanismu a to úvěrový kanál, kanál cen aktiv a kurzový kanál, přičemž pracuje s domácími i zahraničními proměnnými. Výsledky potvrzují význam úvěrového kanálu, který hraje zásadní roli v ovlivňování HDP a cen. Indická ekonomika je výrazně závislá na bankovních úvěrech, které představují více než 70 % financování komerčního sektoru, což podtrhuje význam úvěrového kanálu při přenosu měnových šoků.

Naopak méně rozvinuté kapitálové trhy oslabují roli kanálu cen aktiv. Indická centrální banka navíc aktivně provádí rozsáhlé intervence na devizovém trhu s cílem stabilizovat směnný kurz, což vede k oslabení kanálu směnného kurzu. Krátkodobá reakce směnného kurzu na zpřísnění měnové politiky ukazuje, že tento kanál nemá v Indii zásadní význam. Analýza rovněž odhaluje, že MP Indie je úzce propojena a ovlivněna politikou amerického FEDu, což vyžaduje zahrnutí federální sazby do analytických modelů. Indická CB aktivně zasahuje na devizovém trhu, aby udržela stabilitu směnného kurzu, neboť indická rupie je silně navázána na americký dolar. Z článku tedy vyplývá, že při studiu transmisního mechanismu je nezbytné sledovat nejen reakci HDP, ale i vývoj směnného kurzu. Celkově hraje bankovní sektor v Indii klíčovou roli ve finančním zprostředkování, neboť indický soukromý sektor má omezené možnosti alternativního financování.

Autoři Gmeiner a Larson (2023) ve svém článku *The Fiscal Transmission Mechanism of Inflation* vychází z obecně uznávané teorie, že tvorba peněz vede k inflaci. Avšak tímto článkem poukazují na neúplnost této teorie a to z důvodu rozdílných reakcí inflace na aktivity Federálního rezervního systému po Velké recesi (období celosvětové ekonomické krize) a recesi způsobené pandemií COVID-19. Článek ukazuje, že inflace po pandemii byla důsledkem fiskální expanze financované nákupy státních dluhopisů Federálním rezervním systémem. Naopak měnové politiky během Velké recese inflaci nezpůsobily, protože tehdejší zásahy se nesoustředily na nákup státního dluhu. Autoři navrhují model mechanismu fiskální transmise, ve kterém nákupy státních dluhopisů FEDem jak bylo zmíněno vedou k inflaci, protože nově vytvořené peníze se dostávají do ekonomiky prostřednictvím fiskálních deficitů. Studie také tvrdí, že jiné aktivity FEDu obecně nemají stejné inflační dopady jako nákupy státních dluhopisů. K testování existence výše zmíněného mechanismu je využíván přístup neparametrické vektorové autoregrese (VAR). Do modelu zařazují tyto proměnné – peněžní agregát M2, míru inflace, index spotřebitelských cen, HDP, nákupy cenných státních papírů a federální deficit. Autoři dosahují téměř dokonalých predikcí inflace v roce 2022 na základě využití dat za posledních 50 let. Závěrem tohoto článku je doporučení autorů a to omezit nákupy státního dluhu americkou CB a více se zaměřit na regulaci peněžní zásoby místo pouhého cílování úrokových sazeb, které může vést k inflaci, pokud jsou veřejné deficity financovány novými penězi.

Autoři Senturk a Ali (2021) se ve svém výzkumu *Effectiveness of Monetary Policy Channels: Insights from Four Emerging Economies* soustředí na transmisní mechanismy měnové politiky, přičemž analyzují účinnost úrokového a kurzového kanálu ve čtyřech rozvíjejících se

ekonomikách – Chile, Rusku, Mexiku a Turecku. Pro svůj článek si zvolili vektorový autoregresní (VAR) model a zkoumají tak vliv měnové politiky na klíčové ekonomické ukazatele (jako jsou směnný kurz, úrokové sazby, HDP, měnový agregát M2 a index spotřebitelských cen CPI) v těchto zemích a ověřují kointegraci mezi proměnnými pro zajištění přesnosti analýzy. Výsledky ukazují, že v Turecku hraje kurzový kanál významnou roli, přičemž změny úrokových sazeb mají výrazný dopad na směnný kurz a následně na celou ekonomiku. Naproti tomu v Rusku, Chile a Mexiku je tento mechanismus méně účinný, což znamená, že vliv měnové politiky na směnné kurzy je v těchto zemích slabší. Dále studie ukazuje omezenou účinnost úrokového kanálu, tedy mechanismu, kterým změny úrokových sazeb ovlivňují úvěrovou aktivitu, investice a spotřebu. To naznačuje, že v těchto ekonomikách mají úpravy úrokových sazeb pouze omezený vliv na makroekonomické proměnné. Empirická data rovněž odhalila, že po úrokovém šoku došlo ke zvýšení indexu spotřebitelských cen. Toto zjištění zdůrazňuje složitost transmisních mechanismů měnové politiky a poukazuje na potřebu dalšího výzkumu k hlubšímu pochopení této problematiky. Celkově studie ukazuje, že účinnost transmisních mechanismů se v jednotlivých zemích liší, což je zásadní pro tvorbu efektivní měnové politiky. Autoři zdůrazňují, že ekonomické podmínky specifické pro každou zemi hrají klíčovou roli při hodnocení a navrhování měnově politických opatření, která mají podpořit hospodářskou stabilitu a ekonomický růst.

Autoři Hasan, Kwak a Li se ve svém článku *Financial technologies and the effectiveness of monetary policy transmission (2024)* zabývají tím, jak finanční technologie (FinTech) ovlivňují účinnost transmisního mechanismu měnové politiky. Růst finančních technologií představuje významný globální trend v moderních ekonomikách. Tento široký koncept zahrnuje různé oblasti, od mobilních plateb, převodů peněz a online úvěrových služeb až po blockchain, kryptoměny a automatizované investování, přičemž jeho podstatou je využívání inovativních technologií ve finančním sektoru. S narůstajícím vlivem FinTech na ekonomiku se zároveň zvyšuje i jeho dopad na transmissi MP. K analýze využívají interagovaný panelový model vektorové autoregrese (IPVAR), který zkoumá jak se mění účinky MP s využitím finančních technologií na regionální úrovni a to konkrétně v Číně. Ve své analýze vycházejí z dat z prvního kvartálu roku 2011 až do čtvrtého kvartálu roku 2018. Výsledky naznačují, že FinTech obecně oslabují vliv měnové politiky na reálný HDP, inflaci, bankovní úvěry a ceny nemovitostí, přičemž nejvýraznější dopad je patrný u zpomalení růstu bankovních úvěrů. Toto oslabení může být důsledkem menších finančních omezení, využívání regulatorních arbitrází a rostoucí konkurencí na trhu. Zjištění této studie mají zásadní dopady na měnovou politiku

i finanční regulaci. S dynamickým rozvojem FinTech musí tvůrci měnové politiky při jejím nastavování brát v úvahu vzájemnou provázanost technologií a finančního sektoru. Závěrem autoři dodávají, že v budoucnu můžeme očekávat, že finanční technologie pravděpodobně přinesou zásadní změny v transmisních mechanismech měnové politiky.

Autoři Hung a Pfau ve svém článku *VAR Analysis of the Monetary Transmission Mechanism in Vietnam* (2009) zabývají MP a jejím transmisním mechanismem ve Vietnamu. V této asijské zemi jsou k provádění měnové politiky využívány tři hlavní nástroje: diskontní politika, operace na volném trhu a povinné minimální rezervy. Článek vychází ze čtvrtletních dat – od druhého čtvrtletí 1996 až do čtvrtého čtvrtletí roku 2005 a využívá model vektorové autoregrese. Autoři chtějí zjistit zda má růst peněžní zásoby ve Vietnamu vliv na reálný produkt a cenovou hladinu a tak zkoumají vzájemné vztahy mezi peněžní zásobou, reálným produktem, cenovou hladinou, úrokovými sazbami, směnným kurzem a úvěry. Výsledky naznačují souvislost mezi peněžní zásobou a reálným produktem, avšak neprokázaly silné propojení mezi peněžní zásobou a inflací. Významnější roli v TM měnové politiky hrají úvěrový a kurzový kanál, zatímco úrokový kanál je méně podstatný. Vzhledem k vysokému přílivu kapitálu a rostoucím devizovým rezervám, které zvyšují likviditu bankovního systému, je zkoumání transmisního mechanismu ve Vietnamu klíčové.

V článku *The Monetary Transmission Mechanism in the Czech Republic (evidence from VAR analysis)* (2005) jehož autory jsou Arnoštová a Hurník, kteří se zabývají tím, jak měnová politika ovlivňuje ekonomiku prostřednictvím změn úrokových sazeb. Ke svému zkoumání využívají VAR modely, které jsou běžně používány v českém prostředí, a zaměřují se na dopady neočekávaného zprísnění MP. Ve svém článku využívají čtvrtletní data od prvního čtvrtletí roku 1994 až do čtvrtého čtvrtletí roku 2004, toto období však dělí do dvou modelů. Jako proměnné do modelu zahrnují tyto veličiny – reálné HPD, domácí peněžní zásobu, index cen čisté inflace, krátkodobé nominální úrokové sazby, směnný kurz eura, index cen komodit a zahraniční reálné HDP. Zjištění ukazují, že růst úrokových sazeb obvykle vede k poklesu ekonomické aktivity, přičemž rozsah a délka tohoto poklesu se liší podle zkoumaného období. Směnný kurz na změny v měnové politice reaguje různě v závislosti na použitém vzorku dat. V delším období (1994–2004) dochází po zprísnění měnové politiky k oslabování měny, což může souviset se spekulativními útoky a změnou měnového režimu. Naopak v kratším období (1998–2004), kdy už je nový MP režim stabilní, zprísnění politiky vede k okamžitému posílení kurzu, načež dochází k poklesu cen s vrcholem po 1,5 roce. Rychlá reakce cen naznačuje, že měnový kurz hraje v české ekonomice významnou roli jako kanál přenosu měnové politiky. I přes krátký

časový úsek zkoumání výsledky analýzy potvrzují základní ekonomické předpoklady TM a odpovídají zkušenostem z jiných vyspělejších zemí.

V práci *Transmission of monetary policy in the US and EU in times of expansion and crisis* (2019) se autoři Egea a Hierro zaměřují na zkoumání efektivity TM měnové politiky před a po hospodářskou krizí v roce 2007 ve Spojených státech a eurozóně pomocí VAR modelu. Do modelu používají proměnné jako reálné HDP, index spotřebitelských cen, mezibankovní úroková sazba, úrokové rozpětí, úvěry soukromému sektoru, měnová báze či index cen komodit, využívají data z let 1995 až do roku 2014. Výsledky ukazují, že před krizí měly měnové šoky významný dopad na HDP v obou zkoumaných oblastech, přičemž jejich účinky se šířily odlišnými kanály. Ve Spojených státech hrál klíčovou roli úrokový kanál, zatímco v eurozóně převládal úvěrový kanál. Tento rozdíl souvisí s rozdílným způsobem financování – v USA se ekonomika opírá především o finanční trhy, zatímco v eurozóně jsou hlavním zdrojem financování bankovní úvěry. Po začátku finanční krize došlo k vyčerpání konvenční MP a centrální banky začaly rozšiřovat jejich rozvahy. Ve Spojených státech začala účinnost těchto opatření postupně klesat a přenos měnové politiky se stále více projevoval skrze rizikový kanál. V eurozóně byla měnová politika účinná pouze během první fáze krize, následně přestala fungovat prostřednictvím úvěrového kanálu a její účinky se omezily výhradně na rizikový kanál. Federální rezervní systém a Evropská centrální banka na krizi reagovaly odlišnými strategiemi. Mezi lety 2008 a 2014 FED realizoval kvantitativní uvolňování, v jehož rámci nakupoval státní dluhopisy a další finanční aktiva garantovaná vládou s cílem trvale rozšířit měnovou bázi. Naopak Evropská centrální banka se soustředila na dlouhodobé refinanční operace, jejichž cílem bylo podpořit banky v poskytování úvěrů firmám a domácnostem. Tento přístup však nebyl úspěšný, protože evropské banky v důsledku vysoké nejistoty a problémů s likviditou raději strádaly hotovost nebo investovaly do státních dluhopisů, místo aby poskytovaly úvěry. Další komplikací bylo, že opatření ECB byla dočasná, což vytvářelo nejistotu ohledně budoucí dostupnosti likvidity. Na rozdíl od FEDu, který měnovou bázi rozšířil trvale, ECB umožnila bankám předčasně splácet úvěry, což vedlo ke snižování její rozvahy a oslabení celkového stimulačního efektu. Nakonec v roce 2015 ECB přijala vlastní program kvantitativního uvolňování.

Tabulka 1: Souhrn odborných článků a studií

Autor	Časový údaj, oblast výzkumu	Použitá metoda	Sledované ukazatele	Závěr
Spulbar, Birau	Čtvrtletní data, 2001–2012, Rumunsko	BVAR	Reálné HDP, index spotřebitelských cen, tříměsíční krátkodobá úroková míra, míra nezaměstnanosti, peněžní agregát M2 a index mezd za zkoumané období.	Úrokový kanál se v posledních letech stal stabilnějším, nevykazuje produkční ani cenové anomálie.
Bahadur	Měsíční data, 2008–2022, Mosambik	VAR	Úrokové sazby, peněžní zásoba, směnné kurzy, index spotřebitelských cen, HDP, úvěry v ekonomice, vládní výdaje, soukromá spotřeba, investice.	Na inflaci mají největší dopad úrokový, peněžní a devizový kanál. Autor upozorňuje na absenci kapitálového trhu a na omezenou nezávislost CB.
Diegel, Nautz	Čtvrtletní data, 1991–2019, USA	VAR	Základní úrokové sazby, inflace, nezaměstnanost a míry dlouhodobých inflačních očekávání.	Dlouhodobá inflační očekávání v USA výrazně reagují na MP šoky. Reakce MP na změny v očekáváních pomohla stabilizovat ekonomiku a upevnit inflační očekávání.
Aleem	Čtvrtletní data, 1996–2007, Indie	VAR	HDP, jednodenní úroková sazba, index domácích cen, index cen komodit, sazby federálních fondů, směnný kurz.	Nejzásadnější roli hraje úvěrový kanál. Kurzový kanál zásadní význam nemá.
Gmeiner, Larson	Čtvrtletní data, 1971–2022, USA	VAR	Peněžní agregát M2, míra inflace, index spotřebitelských cen, HDP, nákupy cenných státních papírů a federální deficit.	Inflace po světové pandemii byla důsledkem fiskální expanze financované nákupy státních dluhopisů FEDem. Naopak změny MP během Velké recese inflaci nezpůsobily, protože tehdejší zásahy se nesoustředily na nákup státního dluhu.
Senturk, Ali	Chile, Rusko, Mexiko a Turecko	VAR	Směnný kurz, úrokové sazby, HDP, měnový agregát M2 a index spotřebitelských cen CPI.	V Turecku hraje kurzový kanál významnou roli. Ve zbylých zemích mají změny úrokových sazeb pouze omezený vliv na makroekonomické proměnné.

Hasan, Kwak, Li	Čtvrtletní data, 2011-2018, Čína	IPVAR	Reálné HDP, spotřebitelské ceny, bankovní úvěry, ceny bydlení.	Finanční technologie oslabují vliv měnové politiky na reálný HDP, inflaci, bankovní úvěry a ceny nemovitostí. Nejvýraznější dopad je patrný u zpomalení růstu bankovních úvěrů.
Hung, Pfau	Čtvrtletní data, 1998-2005, Vietnam	VAR	Peněžní zásoba, reálný produkt, cenová hladina, úrokové sazby, směnný kurz a úvěry.	Souvislost mezi peněžní zásobou a reálným produktem. V TM měnové politiky má úvěrový a kurzový kanál významnější roli než úrokový kanál.
Arnoštová, Hurník	Čtvrtletní data, 1994-2004, Česká republika	VAR	Reálné HPD, domácí peněžní zásoba, index cen čisté inflace, krátkodobé nominální úrokové sazby, směnný kurz eura, index cen komodit a zahraniční reálné HDP.	V dlouhém období dochází po zpřísnění měnové politiky k oslabování měny. V krátkém období zpřísnění MP vede k okamžitému posílení kurzu a k poklesu cen.
Egea, Hierro	Čtvrtletní data, 1995-2014, USA a eurozóna	VAR	Reálné HDP, index spotřebitelských cen, mezibankovní úroková sazba, úrokové rozpětí, úvěry soukromému sektoru, měnová báze či index cen komodit.	Před krizí v roce 2007 měly měnové šoky významný dopad na HDP – v USA dominoval úrokový kanál a v eurozóně úvěrový. Po krizi konvenční MP selhala – FED reagoval kvantitativním uvolňováním a trvalým rozšířením měnové báze, zatímco ECB se zaměřila na refinanční operace, později však zavedla také kvantitativní uvolňování.

Zdroj: Vlastní zpracování na základě výše zmíněné literatury

3. ANALÝZA ČASOVÝCH ŘAD A JEJÍ VYUŽITÍ

Časové řady představují sekvence hodnot uspořádané v čase, které hrají klíčovou roli v ekonomii, financích i dalších vědeckých disciplínách. Časové řady jsou klíčovým nástrojem pro analýzu dynamiky ekonomických a finančních jevů, protože umožňují sledovat vývoj jednotlivých proměnných v čase. Díky jejich analýze můžeme předpovídat budoucí vývoj jednotlivých proměnných.

Podle Štědrone (2012, s. 49) ekonomická časová řada představuje sled hodnot určitého ukazatele, který je jednoznačně vymezen z hlediska obsahu i prostoru a je seřazen chronologicky od minulosti k současnosti. Časové řady lze rozdělit podle různých hledisek, autor zmiňuje například rozdělení na základě náhodnosti hodnot, podle způsobu získání hodnot členů časové řady. Dále je možné časové řady dělit podle vztahu hodnot k času, kdy rozlišujeme časové řady okamžikové a intervalové. Okamžikové časové řady, představují soubor dat vztahující se ke konkrétním časovým okamžikům. Hodnoty těchto ukazatelů nejsou ovlivněny délkou časového intervalu, ve kterém jsou sledovány. Příkladem může být počet pracovníků ve firmě na konci roku. Intervalové časové řady, zahrnují data vztažená k určitému časovému úseku. Hodnota ukazatele se odvíjí od délky sledovaného intervalu. Příkladem je změna objemu produkce za stanovené období. Dalším možným dělením časových řad je klasifikace na základě délky intervalu mezi jednotlivými pozorováními. Rozlišujeme dlouhodobé a krátkodobé časové řady. Dlouhodobé časové řady zahrnují data zaznamenávaná v ročních nebo delších intervalech. Krátkodobé časové řady obsahují data v intervalech kratších než jeden rok. Při jejich analýze je důležité zohlednit sezónní vlivy, které je nutné odstranit pro přesnější zkoumání trendu. Mezi příklady těchto řad patří například časové řady čtvrtletní či měsíční.

Hindls a kol. (2007, s. 246) chápou časovou řadu jako posloupnost dat, která jsou věcně i prostorově srovnatelná a uspořádaná chronologicky od minulosti k přítomnosti. Analýza časových řad zahrnuje soubor metod určených k jejich popisu a k předvídání budoucího vývoje. Navíc od Štědrone rozlišují časové řady také podle způsobu vyjádření údajů na dvě kategorie: časové řady naturálních ukazatelů, kde jsou hodnoty vyjádřeny v naturálních jednotkách, a časové řady peněžních ukazatelů. Vzhledem k omezeným možnostem agregace ukazatelů vyjádřených v naturálních jednotkách a jejich nižší vypovídací schopnosti se většina klíčových ekonomických časových řad vyjadřuje v peněžní formě.

Empirická data v oblasti ekonomiky jsou často organizována do časových řad. Další autoři, kteří se zabývají ekonomickými časovými řadami jsou Arlt a Arltová (2007, s. 14). Časové řady

chápu jako řadu hodnot konkrétního ekonomického ukazatele, který je specifikován jak obsahově tak i prostorově, a který je chronologicky seřazen od minulosti do současnosti. Je patrné, že tvar ekonomických časových řad závisí na délce sledovaného intervalu. Čím delší je interval, tím hladší jsou časové řady. Způsob, jakým jednotlivé hodnoty v časových řadách na sebe navazují, formuje jejich tvar a charakteristické vlastnosti. Ekonomické časové řady se vyznačují těmito rysy:

- Trend – V časových řadách ukazuje na dlouhodobé změny v průměrném chování sledovaného jevu. Tento vývoj je ovlivněn faktory, které mají stabilní vliv, jako jsou například inovace v technologiích, změny v demografii nebo specifické ekonomické podmínky na daném trhu. Trend může mít různé podoby – může růst, klesat nebo být konstantní. Trend také může být hladký nebo naopak více proměnlivý než samotná časová řada.
- Nelinearita – Nelinearita v ekonomických časových řadách je komplexní a stále nedostatečně prozkoumaná problematika. Může se projevovat například v makroekonomických časových řadách různými průměrnými diferencemi nebo odlišnými růstovými koeficienty v různých obdobích. U některých řad se objevují strukturální zlomy, které mění jejich průběh a variabilitu, což může ovlivnit i autokorelační strukturu. Tyto změny nelze správně zachytit pomocí lineárních modelů, proto je potřeba využití jiných modelů.
- Heteroskedasticita – Narušuje předpoklady o konstantním rozptylu u kterého se předpokládá normální rozdělení. Podmíněná heteroskedasticita znamená, že rozptyl reziduální složky finančních časových řad se v čase mění. Logaritmy výnosů (koeficientů růstu) mají v čase normální rozdělení s konstantní střední hodnotou a rozptylem, což vychází z toho, že ceny nemohou být záporné, což vede k logaritmicko-normálnímu rozdělení. V realitě však bývá rozdělení časových řad logaritmů výnosů výrazně špičatější a má „tlustší“ konce ve srovnání s normálním rozdělením, které je obvykle symetrické a má hladké okraje. To znamená, že extrémní hodnoty, tedy velmi vysoké nebo velmi nízké výnosy, se objevují častěji, než by se dalo očekávat. Tento jev souvisí s proměnlivostí rozptylu v čase – v některých obdobích je volatilita vysoká, jindy zase nízká. Tyto změny odrážejí kolísající úroveň nejistoty na finančním trhu.
- Sezónní vlivy – Tento pojem označuje pravidelné kolísání v časových řadách. Tento jev se opakuje každoročně, obvykle v rámci jednoho kalendářního roku. Hlavním faktorem,

který způsobuje sezonnost je především změna ročních období. Sezonnost se vyskytuje jak u krátkodobých, tak u vysokofrekvenčních časových řad (časové řady sledované v denní frekvenci). U čtvrtletních časových řad bývají 4 sezóny u měsíčních dat je to pak 12. V některých časových řadách je sezonnost snadno rozpoznatelná na grafu.

Jak bylo zmíněno v některých analýzách se ekonomické časové řady logaritmicky převádějí. U finančních časových řad, se vychází z faktu, že ceny nemohou být záporné. Proto se často předpokládá, že jejich hodnoty odpovídají logaritmicko-normálnímu rozdělení. Tyto charakteristické vlastnosti se v časových řadách obvykle nevyskytují současně. Jejich výskyt závisí na povaze konkrétní časové řady. Například sezónní výkyvy jsou typické pro krátkodobé časové řady, zatímco podmíněná heteroskedasticita se častěji objevuje u časových řad s vysokou frekvencí záznamů. Zmíněné vlastnosti jsou zásadní pro analýzu jednorozměrných časových řad, ale důležité jsou i při studiu vícerozměrných časových řad (Arlt a Arltová, 2007, s. 22).

3.1 Vektorová autoregrese

Vektorová autoregrese patří mezi modely vícerozměrných časových řad. Většina praktik používaných pro analýzu jednorozměrných časových řad je aplikovatelná i na vícerozměrné řady, přičemž přechod mezi těmito dimenzemi obvykle znamená jen vyšší formální a výpočetní náročnost. Model vektorové autoregrese (VAR) představuje rozšíření jednorozměrného autoregresního procesu. VAR je široce používaný model v analýze časových řad, zejména v ekonomii a financích. Podle Cipry (2013, s. 427) má VAR několik výhod, jako je to, že není nutné specifikovat, které proměnné jsou endogenní a které exogenní, protože v klasickém VAR modelu jsou všechny proměnné považovány za endogenní. Oproti jednorozměrným autoregresním modelům mají bohatší strukturu. VAR také často nabízí lepší schopnosti predikce než jiné modely. Modely VAR umožňují analyzovat vzájemnou dynamiku více proměnných současně. Jako u každého modelu jsou i zde v praxi určité problémy. U modelů VAR se předpokládá, že všechny jeho složky jsou stacionární, ale transformace potřebné k dosažení stacionarity, jako je například diferencování, mohou vést k úbytku informací o dlouhodobých vztazích mezi časovými řadami. V praxi je často výzvou rozhodnout, jaký počet zpoždění (řád modelu) zvolit, k tomu nám však mohou pomoci informační kritéria, která budou podrobněji rozebrány v další části. Základní model vektorové autoregrese je model VAR (1), který lze zapsat v tomto tvaru:

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

kde φ_0 = m-rozměrný „intercept“ a ε_t = m-rozměrný bílý šum.

3.1.1 Informační kritéria pro volbu řádu modelu VAR

Podobně jako u jednorozměrných časových řad, i při modelování vícerozměrných časových řad může nastat situace, kdy existuje několik srovnatelných modelů a není snadné určit ten nejvhodnější. Proto byly vytvořeny různá kritéria, která pomáhají s výběrem optimálního modelu. Tyto charakteristiky, stejně jako v případě jednorozměrných modelů, vycházejí z analýzy reziduí různých VAR modelů s odlišným počtem zpoždění. Nejvhodnější model je ten, který vede k minimální hodnotě těchto kritérií (Arlt a Arltová, 2003, s. 104). Software Gretl využívá následující informační kritéria:

Akaikeho kritérium (AIC)

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

Hannah-Quinnovo kritérium (HQC)

$$HQC = \ln \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n e_i^2 + \frac{2k}{n} \ln(\ln n) \quad (3)$$

Bayesovo kritérium (BIC)

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

kde k = počet odhadnutých parametrů modelu a n = počet pozorování. Při určování optimálního řádu zpoždění v analýze časových řad se sledují hodnoty informačních kritérií, přičemž klíčovou roli hraje nejnižší hodnota kritéria. Zpoždění v analýze časových řad se tedy stanovuje na základě nejnižší hodnoty informačního kritéria a následně se využívá v dalších testech. Výběr vhodného kritéria závisí na velikosti souboru dat – podle Liewa (2004) nebo Gottschalka et al. (2000) je při nízkém počtu pozorování (méně než 60) vhodnější použít AIC nebo jeho alternativu BIC. Naopak při větším množství dat, zejména u čtvrtletních hodnot, se nejčastěji uplatňuje HQC. Lze tedy říct, že Akaikeho informační kritérium upřednostňuje modely s lepší predikční schopností a často volí vyšší řád zpoždění. Bayesovo informační kritérium penalizuje složitější modely více než AIC. Na základě těchto studií bude při určování řádu zpoždění využito Hannah-Quinnovo kritérium.

3.1.2 Stacionarita časových řad

Stacionarita časových řad je základní vlastností, která má klíčový význam pro analýzu a modelování časových řad. Tato vlastnost určuje, zda chování časové řady je konstantní v čase nebo nikoliv. Stacionaritu lze dělit na slabou a silnou. Silná neboli striktní stacionarita znamená, že pravděpodobnostní chování daného stochastického procesu se nemění vůči posunům v čase. Slabá stacionarita je méně přísná oproti silné stacionaritě. Příslušný proces je invariantní vůči posunům v čase v rámci momentů do druhého řádu. V reálné analýze časových řad se pracuje převážně se slabou stacionaritou, protože odhadování prvních dvou momentů je poměrně jednoduché (Arlt a Arltová, 2003, s. 30).

K testování stacionarity slouží několik testů, v této práci bude využit rozšířený Dickey-Fullerův test, neboli ADF test. Tento test se používá k ověření, zda časová řada vykazuje stacionaritu nebo zda obsahuje jednotkový kořen, což naznačuje, že časová řada je nestacionární. Hypotézy tohoto testu zní takto:

Nulová hypotéza (H_0) = časová řada obsahuje jednotkový kořen (řada je nestacionární);

Alternativní hypotéza (H_1) = časová řada neobsahuje jednotkový kořen (řada je stacionární).

Výsledky interpretujeme na základě porovnání p -hodnoty s hladinou významnosti, která se rovná $\alpha = 0,05$. Pokud je p -hodnota nižší než hladina významnosti α , pak zamítáme H_0 , což znamená, že časová řada je stacionární a neobsahuje jednotkový kořen. V opačném případě, pokud je p -hodnota vyšší než zvolená hladina významnosti α , pak nulovou hypotézu nezamítáme a můžeme říct, že časová řada je nestacionární. Pokud je časová řada nestacionární můžeme používat například diferencování, což nám pomůže docílit toho, aby se stacionární stala.

3.1.3 Kointegrace

V ekonomických a finančních časových řadách se často stává, že původně nestacionární řady lze vhodně upravit tak, že výsledná kombinace je stacionární. Tento jev, nazývaný kointegrace, odráží existenci dlouhodobé rovnováhy mezi ekonomickými proměnnými. I když jednotlivé řady samy o sobě vykazují nestacionaritu, jejich společný vývoj naznačuje, že v čase směřují k určité rovnováze, například pod vlivem tržních mechanismů. Krátkodobě může docházet k odchylkám od tohoto rovnovážného vztahu, ale z dlouhodobého hlediska se proměnné navracejí k určité stabilní relaci. Kointegrace tedy slouží k určení, zda mezi dvěma nebo více časovými řadami existuje pevný dlouhodobý vztah, nebo zda je jejich souvislost pouze náhodná. I když se jednotlivé časové řady mohou na první pohled vyvíjet nepředvídatelně,

jejich kombinace může vykazovat stabilní vztah, který přetrvává i navzdory krátkodobým výkyvům. Testování kointegrace umožňuje lépe pochopit ekonomické vazby a pomáhá při modelování, predikcích i finančních rozhodnutích. Ve finančním světě lze kointegraci často pozorovat například mezi cenami akcií a výši dividend nebo mezi relativními cenami a směnnými kurzy. Modelování kointegrace a s ní související EC modely patří mezi klíčová témata současné ekonometrie. Tyto modely kombinují krátkodobou dynamiku s dlouhodobou rovnováhou, což je zásadní pro analýzu ekonomických a finančních dat, jelikož pomáhá lépe porozumět jejich vývoji a přesněji jej předpovídat. K určení přítomnosti kointegrace se nejčastěji využívá Engle-Grangerův test. I při jeho aplikaci se pracuje s nulovou a alternativní hypotézou, které lze formulovat následovně:

Nulová hypotéza (H_0) = časové řady nejsou kointegrované;

Alternativní hypotéza (H_1) = časové řady jsou kointegrované.

Vše testujeme na hladině významnosti $\alpha = 0,05$, kterou porovnáваме s p -hodnotou. V případě že je p -hodnota menší než α pak nulovou hypotézu zamítáme a to lze interpretovat tak, že mezi proměnnými existuje kointegrace – dlouhodobý vztah. Pokud mezi proměnnými existuje kointegrace, lze k další analýze využít modely korekce chyb (Cipra, 2013, s. 445). Pokud je p -hodnota větší než 0,05 pak nulovou hypotézu nezamítáme. Kointegrační vztahy mohou být vzájemné a proto je důležité otestovat kointegraci v obou směrech pro každou z proměnných.

3.1.4 Grangerova kauzalita

Jedná se o metodu, kde zjišťujeme zda jedna časová řada pomáhá předpovídat jinou časovou řadu. Grangerova kauzalita vychází z myšlenky, že pokud řada X působí na řadu Y , pak by řada X měla pomoci zlepšit předpovědi řady Y . Je však důležité si uvědomit, že Grangerova kauzalita neodpovídá běžnému chápání příčinné souvislosti. Jejím cílem není určit, která proměnná je příčinou a která následkem, ale pouze ověřit, zda změny jedné proměnné časově předcházejí změnám druhé. Při testování se předpokládá, že časové řady jsou stacionární, stacionarity lze dosáhnout pomocí prvních diferencí (Hušek, 2007, s. 244). Grangerova kauzalita nám tedy pomáhá odhalit možné příčinné vazby (krátkodobé vztahy) mezi proměnnými. Během analýzy Grangerovy kauzality opět testujeme nulovou a alternativní hypotézu. Testujeme následující znění hypotéz:

Nulová hypotéza (H_0) = proměnná X neovlivňuje proměnnou Y v Grangerově smyslu (mezi proměnnými neexistuje příčinná vazba);

Alternativní hypotéza (H_1) = proměnná X ovlivňuje proměnnou Y v Grangerově smyslu (mezi proměnnými existuje příčinná vazba).

Výslednou hodnotu porovnááme s p -hodnotou. Pokud vyjde p -hodnota menší než zvolená hladina významnosti ($\alpha = 0,05$), pak zamítáme H_0 ve prospěch alternativní hypotézy a můžeme říct, že existuje Grangerova kauzalita mezi X a Y . V případě kdy je p -hodnota vyšší, H_0 nezamítáme a můžeme říct, že Grangerova kauzalita nebyla prokázána. Test Grangerovy kauzality se obvykle provádí v obou směrech – tedy testujeme nejen zda časová řada X ovlivňuje časovou proměnnou Y , ale také zda Y ovlivňuje X . Můžou nám pak vyjít různé výsledky, konkrétně Cipra (2013) představuje následující terminologii související se zkoumáním Grangerovy kauzality:

- 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 ; v tomto případě se také říká, 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 mezi y_j , existuje zpětná vazba.
- Jestliže zpožděné hodnoty proměnné y_i v rovnici vysvětlující proměnnou y_j v modelu VAR jsou významné, pak proměnná y_i kauzálně působí podle Grangera na proměnnou y_j .
- 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.

4. ÚČINNOST TRANSMISNÍHO MECHANISMU MĚNOVÉ POLITIKY VYBRANÝCH CENTRÁLNÍCH BANK

Cílem diplomové práce je zhodnotit účinnost transmisního mechanismu u vybraných CB. Analýza bude provedena pomocí časových řad, konkrétně prostřednictvím Engle-Grangerova testu kointegrace a testu Grangerovy kauzality v rámci VAR modelů. Na základě odborné literatury byly zvoleny klíčové časové proměnné, které budou vyjmenovány níže u jednotlivých kanálů. Cílem je posoudit jejich vzájemný vliv a působení v jednotlivých ekonomikách. Pro tuto práci jsem si zvolila k analýze dvě centrální banky a to Českou národní banku a Federální rezervní systém, tedy centrální bankovní systém Spojených států amerických. Z důvodu rozsahu práce a dostupnosti dat budou u jednotlivých centrálních bank zkoumány tři kanály transmisního mechanismu a to úvěrový kanál, úrokový kanál a kurzový kanál. Všechna data budou analyzována ve statistickém systému Gretl 2024d, výsledné hodnoty budou vyhodnocovány na základě stanovené hladiny významnosti $\alpha = 0,05$. Pro analýzu byla použita čtvrtletní data od začátku roku 2004 až do konce roku 2024. Během této doby se ve světě událo mnoho významných událostí jako například celosvětová finanční krize, začátek války na Ukrajině nebo třeba světová pandemie, které mají vliv na celý svět a jednotlivé ekonomiky. Pro práci byla použita data z databází jednotlivých institucí. Pro analýzu účinnosti TM v ČR byla použita data z databáze ARAD, pro USA byla využita čtvrtletní data z webových stránek FRED – ekonomické údaje pro FED. Při analýze transmisního mechanismu bude zohledněno maximální ekonomicky odůvodnitelné zpoždění v délce šesti čtvrtletí, což odpovídá období jednoho a půl roku. Tato hodnota odpovídá nejčastější délce prognóz vydávaných jednotlivými CB.

Při analýze časových řad je nejprve nutné určit optimální řád zpoždění a ověřit, zda jsou data stacionární. Optimální zpoždění se stanoví na základě informačních kritérií, přičemž klíčovým ukazatelem je nejnižší hodnota kritéria, která slouží jako vodítko pro další kroky. Stacionarita se testuje pomocí ADF testu – pokud nulová hypotéza není zamítnuta, znamená to, že časové řady jsou nestacionární. V takovém případě se provede diferencování a následně se opět udělá ADF test. Pokud jsou diferencované řady stacionární, lze přistoupit k Engle-Grangerovu testu, jehož cílem je zjistit, zda mezi analyzovanými časovými řadami existuje kointegrační vztah. Výsledek tohoto testu pak určuje další postup – pokud jsou řady kointegrované, použije se model korekce chyb, zatímco v případě absence kointegrace se přistoupí k testování Grangerovy kauzality. Arlt a Arltová (2007) uvádějí několik důvodů pro transformaci dat v ekonometrických modelech. Logaritmická transformace ekonomických časových řad

napomáhá jejich linearizaci a odstraňuje exponenciální trend, což vede ke stabilizaci variability. Díky této úpravě se do lineárního modelu dostávají již transformované časové řady. Po aplikaci logaritmizace budou tyto řady vykazovat logaritmicko-normální rozdělení. Zkoumaná data tedy budou zlogaritmována.

4.1 Účinnost transmisního mechanismu měnové politiky České národní banky

Česká národní banka funguje jako centrální banka České republiky od 1. ledna 1993, kdy vznikla oddělením od tehdejší Státní banky Československé. Její nezávislost je zaručena Ústavou, která stanovuje její základní postavení, podrobněji je její fungování upraveno zákonem o České národní bance. Tento zákon vymezuje nejen její cíle, strukturu a nástroje, ale i pravomoci a zásady hospodaření. Jak říká Dvořák (2005) hlavním cílem ČNB je zajištění cenové stability. K dosažení tohoto cíle využívá různé nástroje, přičemž nejčastěji využívaným opatřením jsou repo operace. Od konce roku 1997 centrální banka přešla na režim cílování inflace. Původně se mezi hlavní cíle MP řadila vnitřní i vnější měnová stabilita, což zahrnovalo jak cenovou stabilitu, tak udržování směnného kurzu v určitých mezích. Po měnové krizi v roce 1997 a přechodu na volně pohyblivý kurz se však hlavním a jediným cílem stala cenová stabilita, což bylo v roce 2001 zakotveno i ve zmíněném zákoně a Ústavě (Revenda et al., 2023, s. 212). V době krize se ČNB snaží využívat tradiční konvenční nástroje MP. V situaci, kdy konvenční nástroje již nejsou účinné využívá CB nekonvenční nástroje jako třeba kurzový závazek, který využila v roce 2013 s cílem oslabit korunu a podpořit tak inflaci.

Na základě rešerše byla pro analýzu TM měnové politiky u ČNB vybrána tato data 2T repo sazba, úrokové sazby nových úvěrů domácnostem, kurz eura, spotřeba domácností, objem úvěrů a index spotřebitelských cen. Tabulka 2 obsahuje přehled všech proměnných zahrnutých v analýze.

Tabulka 2: Časové proměnné pro analýzu časových řad

Časové proměnné	Veličina (jednotka)
REPO	Dvoutýdenní repo sazba (%)
UROKSAZBY	Úrokové sazby u nových úvěrů domácnostem (%)
EUR	Kurz CZK/EUR
OBJEMUVERU	Objem nových úvěrů (mil. CZK)
SPOTREBA	Spotřeba domácností (%), stejné období předchozího roku
CPI	Index spotřebitelských cen, stejné období předchozího roku

Zdroj: Vlastní zpracování

4.1.1 Kurzový kanál

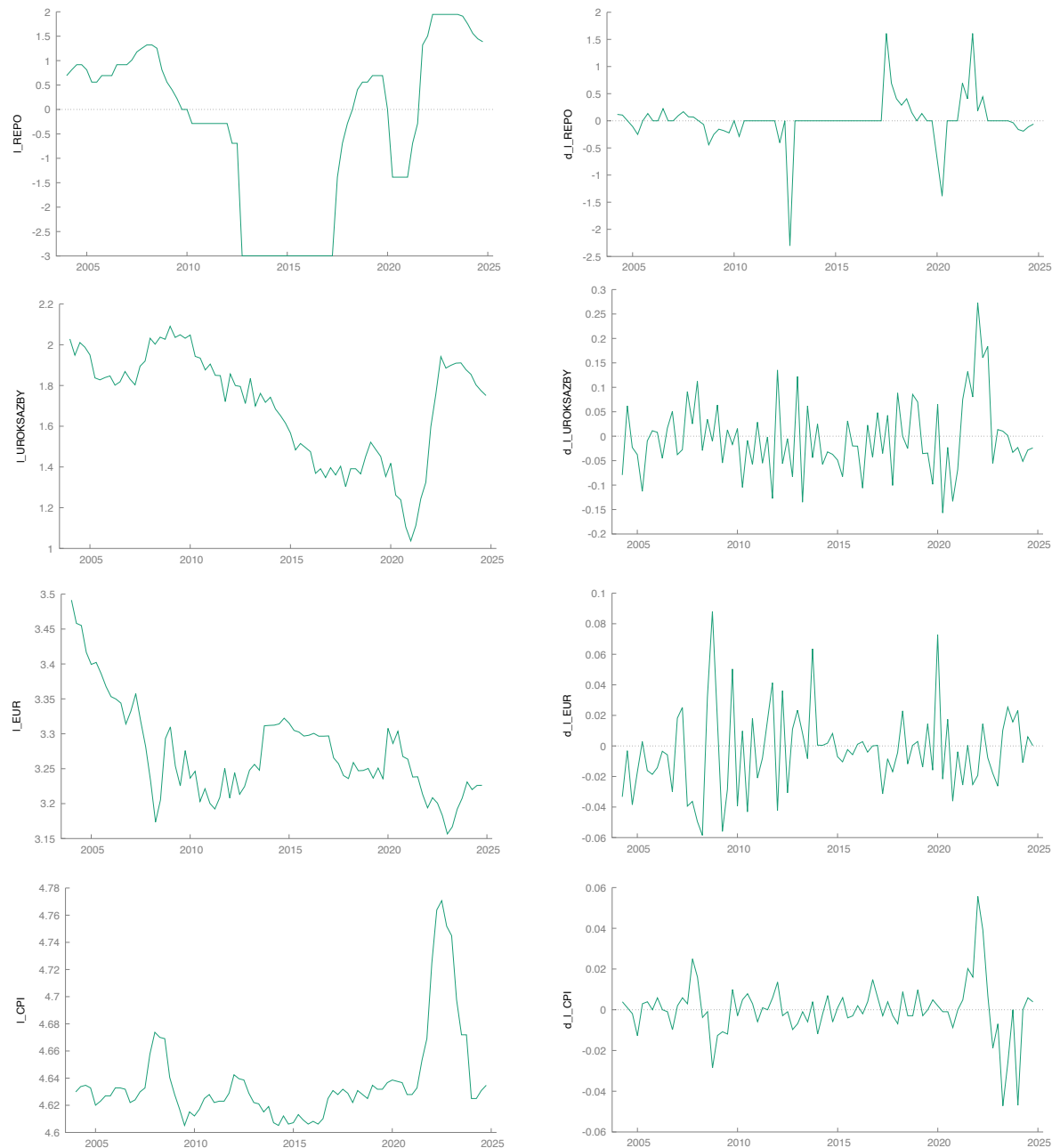
Jak již bylo v této práci dříve popsáno v kapitole 1.3 transmisní mechanismus se skládá z několika různých kanálů. První kanál, který budeme testovat je kurzový kanál. Z důvodu dostupnosti dat a rozsahu práce je nutné jednotlivé vztahy v tomto kanále na základě Obrázku 2 mírně zjednodušit. Zjednodušené vztahy můžeme zaznamenat například takto:

$$\text{Repo sazba} \Rightarrow \text{úroková sazba} \Rightarrow \text{EUR} \Rightarrow \text{CPI}.$$

Budeme zkoumat jednotlivé vztahy a jejich vzájemné působení mezi těmito časovými proměnnými. Prvním krokem analýzy bude určení **optimálního řádu zpoždění** a druh testu. Postupně budeme zkoumat jednotlivé vztahy mezi časovými proměnnými, nejprve začneme vztahem proměnných *REPO* a *UROKSAZBY* a následně budeme zkoumat další vztahy proměnných a to na základě zjednodušeného schématu výše (tedy dalším zkoumaných vztahem bude analýza *UROKSAZBY* a proměnné *EUR*). Na základě předchozí rešerše budou veškerá data zohledňovat nejnižší hodnotu HQC kritéria. V software Gretl existuje několik typů testu, my budeme pro veškerou analýzu používat pouze dva a to test s konstantou nebo test s konstantou a trendem. Jak již bylo zmíněno, řád zpoždění jsme nastavili na 6 řádů zpoždění. Výsledky optimálního řádu zpoždění můžeme vidět v příloze A, v Tabulce 1: Výsledky určení optimálního řádu zpoždění pro sledované proměnné kurzového kanálu. U vztahů *REPO* a *UROKSAZBY* vyšel na základě nejnižší hodnoty HQC kritéria jako nejoptimálnější řád zpoždění – 5, test s konstantou a trendem. U časových proměnných *UROKSAZBY* a *EUR* vyšel první řád zpoždění a také test s konstantou a trendem, u testování vztahu *EUR* a *CPI* se jako nejoptimálnější řád jeví zpoždění pět čtvrtletí a test pouze s konstantou. Všechny tyto zmíněné výsledky, které odpovídají nejnižší hodnotě vybraného informačního kritéria jsou zvýrazněny tučně a budou využity dále k následující analýze kurzového kanálu.

Následným krokem analýzy je testování **stacionarity** dat. Pro určení stacionarity bude využit rozšířený ADF test. Zkoumáme platnost nulové hypotézy, které společně s alternativní hypotézou byly již rozebrány v předešlé kapitole a to 3.1.2. O zamítnutí nebo nezamítnutí nulové hypotézy rozhodujeme na základě zjištěné *p*-hodnoty, kterou porovnááme s hladinou významnosti α . Pokud je *p*-hodnota větší než 0,05, tedy stanovená hladina významnosti pak H_0 nezamítáme a můžeme říct, že časová řada je nestacionární. Naopak pokud je *p*-hodnota menší než 0,05 pak H_0 zamítáme a můžeme přijmout alternativní hypotézu H_1 a časovou řadu označujeme za stacionární. Podle Arlta a Arltové (2007) pro určení stacionarity dat využíváme logaritmovaná data, která jsou v Gretlu označena jako *l_*. Testování vychází z výsledků jednotlivých testů a řádů zpoždění uvedených v příloze A v Tabulce 1. Jak můžeme vidět také

v příloze A, tentokrát v Tabulce 2: Výsledky ADF testu pro sledované proměnné kurzového kanálu, tak po porovnání p -hodnoty s hladinou významnosti $\alpha = 0,05$ vidíme, že data bylo potřeba diferencovat. Stačilo využít pouze první diferenci, která se v softwaru Gretl značí $d_$. Na obrázku 5 vidíme porovnání původních logaritmovaných dat a jejich první diference.



Obrázek 5: Průběh logaritmovaných a diferencovaných časových řad kurzového kanálu ČNB

Zdroj: Vlastní zpracování na základě výsledků ze statistického systému Gretl

Dalším krokem analýzy je testování **kointegrace**, která nám pomáhá určit, zda mezi dvěma časovými řadami existuje dlouhodobý vzájemný vztah. K testování kointegrace využijeme

Engle-Grangerův test, ve kterém porovnááme p -hodnotu s hladinou významnosti α (0,05). Jak bylo zmíněno v kapitole 3.1.3 testujeme nulovou a alternativní hypotézu. Pokud je p -hodnota větší než stanovená hladina významnosti 0,05 pak H_0 nezamítáme a můžeme říct, že časové řady jsou nekointegrované. Kointegrační vztahy mohou působit oboustranně, proto je nutné provést test kointegrace pro proměnné oběma směry. To znamená, že je třeba analyzovat jednotlivé vztahy, tedy například případ kdy proměnná *REPO* představuje nezávislou proměnnou a *UROKSAZBY* závislou, ale také opačnou situaci, kdy *REPO* je závislou proměnnou a *UROKSAZBY* nezávislou. Výsledky Engle-Grangerova testu jsou uvedeny v Tabulce 3.

Tabulka 3: Výsledky Engle-Grangerova testu pro sledované proměnné kurzového kanálu

Testované vztahy	p -hodnota	H_0	Výsledek
1 REPO \Rightarrow 1 UROKSAZBY	0,8413	nezamítáme	není kointegrace
1 UROKSAZBY \Rightarrow 1 REPO	0,6311	nezamítáme	není kointegrace
1 UROKSAZBY \Rightarrow 1 EUR	0,881	nezamítáme	není kointegrace
1 EUR \Rightarrow 1 UROKSAZBY	0,1732	nezamítáme	není kointegrace
1 EUR \Rightarrow 1 CPI	0,1479	nezamítáme	není kointegrace
1 CPI \Rightarrow 1 EUR	0,447	nezamítáme	není kointegrace

Zdroj: Vlastní zpracování na základě výsledků ze statistického systému Gretl

Engle-Grangerův test také umožňuje volbu mezi variantou testu s konstantou nebo s konstantou a trendem. Pro každou proměnnou byl použit ten typ testu, který se ukázal jako nejvhodnější při určování optimálního řádu zpoždění kurzového kanálu. Každá proměnná byla proto testována s nejlépe odpovídajícím testem a s optimálním řádem zpoždění určeným na základě hodnot HQC. Následně byla získaná p -hodnota porovnána s hladinou významnosti. Z Tabulky 3 vyplývá, že v žádném z případů nebyla prokázána kointegrace, jelikož všechny p -hodnoty přesahují hranici významnosti 0,05. Analýzou jsme tedy nezjistili žádné dlouhodobé vztahy mezi zkoumanými proměnnými tohoto kanálu.

Pro analýzu vzájemných vztahů mezi zkoumanými proměnnými využijeme buď test Grangerovy kauzality, nebo model korekce chyb. Pokud časové řady nebudou kointegrované, provedeme test Grangerovy kauzality. Testování probíhá pomocí VAR modelů, přičemž zvolíme maximální časové zpoždění, které je ekonomicky interpretovatelné, tedy maximální zpoždění a to 6 čtvrtletí.

V tomto případě posledním krokem v analýze kurzového kanálu TM je test **Grangerovy kauzality**. Grangerova kauzalita slouží k analýze časových řad s cílem odhalit možné příčinné

vazby, tedy krátkodobé vztahy mezi proměnnými. To znamená, že jedna proměnná může zlepšit predikci druhé, nebo naopak, přičemž příčinné vazby mohou být i vzájemné. Při testování Grangerovy kauzality je proto nutné zkoumat oboustranné působení proměnných. Testování probíhá s modelem obsahujícím buď konstantu, nebo konstantu a trend, přičemž volba závisí na výsledcích určení optimálního řádu zpoždění na základě nejnižší hodnoty HQC. U Grangerovy kauzality opět testujeme nulovou a alternativní hypotézu, které byly více charakterizovány v kapitole 3.1.4. Výsledek testu je posuzován na základě porovnání p -hodnoty s hladinou významnosti $\alpha = 0,05$. Pokud je p -hodnota větší než hladina významnosti 0,05 pak H_0 nelze zamítnout, což naznačuje, že změny nezávislé proměnné nevysvětlují změny proměnné závislé, a tedy mezi nimi neexistuje krátkodobý vztah. Naopak, pokud p -hodnota menší než α pak H_0 zamítáme, přijímáme H_1 , což znamená, že mezi proměnnými existuje krátkodobá příčinná vazba. Test Grangerovy kauzality byl proveden pro všechny dvojice proměnných s maximálním řádem zpoždění a to šest.

Tabulka 4: Výsledky testu Grangerovy kauzality pro sledované proměnné kurzového kanálu REPO a UROKSAZBY

Řád zpoždění	d 1 REPO/ d 1 UROKSAZBY		d 1 UROKSAZBY/ d 1 REPO	
	p -hodnota	H_0	p -hodnota	H_0
1	0,1112	nezamítáme	0,5139	nezamítáme
2	0,4427	nezamítáme	0,0084	zamítáme
3	0,6954	nezamítáme	0,8813	nezamítáme
4	0,8785	nezamítáme	0,1126	nezamítáme
5	0,8833	nezamítáme	0,0375	zamítáme
6	0,1034	nezamítáme	0,4655	nezamítáme

Zdroj: Vlastní zpracování na základě výsledků ze statistického systému Gretl

Tabulka 4 zachycuje výsledky testu Grangerovy kauzality pro časové proměnné *REPO* a *UROKSAZBY*. Proměnná *REPO* kauzálně nepůsobí na proměnnou *UROKSAZBY* při žádném časovém zpoždění. V tomto směru mezi časovou proměnnou *REPO* a *UROKSAZBY* není v Grangerově smyslu krátkodobý vztah. Na druhé straně můžeme konstatovat, že úrokové sazby kauzálně působí na proměnnou *REPO* v Grangerově smyslu při časovém zpoždění dvou a pěti čtvrtletí. Použití proměnné *UROKSAZBY* nám umožňuje zlepšit předpověď vývoje proměnné *REPO* při těchto časových zpožděních.

Tabulka 5: Výsledky testu Grangerovy kauzality pro sledované proměnné kurzového kanálu UROKSAZBY a EUR

Řád zpoždění	d 1 UROKSAZBY/ d 1 EUR		d 1 EUR/ d 1 UROKSAZBY	
	<i>p</i> -hodnota	H ₀	<i>p</i> -hodnota	H ₀
1	0,4119	nezamítáme	0,4753	nezamítáme
2	0,0039	zamítáme	0,3286	nezamítáme
3	0,6169	nezamítáme	0,0452	zamítáme
4	0,1148	nezamítáme	0,9465	nezamítáme
5	0,0259	zamítáme	0,4053	nezamítáme
6	0,2480	nezamítáme	0,6862	nezamítáme

Zdroj: Vlastní zpracování na základě výsledků ze statistického systému Gretl

Tabulka 5 zobrazuje výsledky testu Grangerovy kauzality pro proměnné *UROKSAZBY* a *EUR*. Z výsledků je zřejmé, že mezi zkoumanými časovými proměnnými existují příčinné vazby, tedy krátkodobý vztah. To potvrzuje vzájemné ovlivňování proměnných, což znamená, že předpověď jedné proměnné může zlepšit predikci druhé a naopak. Lze tedy konstatovat, že proměnná *UROKSAZBY* ovlivňuje proměnnou *EUR* v Grangerově smyslu při druhém a pátém řádu zpoždění. To znamená, že použitím proměnné *UROKSAZBY* můžeme zlepšit predikci vývoje proměnné *EUR* v těchto časových horizontech. Z druhé části tabulky je zároveň patrné, že i proměnná *EUR* má vliv na proměnnou *UROKSAZBY* v Grangerově smyslu, konkrétně při třetím řádu zpoždění. Tedy použití proměnné *EUR* nám umožňuje zlepšit předpověď vývoje úrokových sazeb v ČR s tímto časovým zpožděním.

Tabulka 6: Výsledky testu Grangerovy kauzality pro sledované proměnné kurzového kanálu EUR a CPI

Řád zpoždění	d 1 EUR/ d 1 CPI		d 1 CPI/ d 1 EUR	
	<i>p</i> -hodnota	H ₀	<i>p</i> -hodnota	H ₀
1	0,4589	nezamítáme	0,0094	zamítáme
2	0,4296	nezamítáme	0,1064	nezamítáme
3	0,0981	nezamítáme	0,0614	nezamítáme
4	0,5678	nezamítáme	0,0002	zamítáme
5	0,4914	nezamítáme	0,2628	nezamítáme
6	0,2756	nezamítáme	0,6809	zamítáme

Zdroj: Vlastní zpracování na základě výsledků ze statistického systému Gretl

Poslední výsledky zkoumaných proměnných a to *EUR* a *CPI* jsou uvedeny v Tabulce 6. Proměnná *EUR* nepůsobí na proměnnou *CPI* při žádném časovém zpoždění, všechny *p*-hodnoty jsou vyšší než stanovená hladina významnosti α . Můžeme říct, že v tomto směru mezi časovou proměnnou *EUR* a *CPI* není v Grangerově smyslu krátkodobý vztah. Naopak z druhé části

tabulky je patrné, že index spotřebitelských cen působí na časovou proměnnou *EUR* v Grangerově smyslu v prvním a čtvrtém řádu zpoždění. To znamená, že za pomoci proměnné *CPI* lze zlepšit předpověď proměnné *EUR* s tímto časovým zpožděním.

4.1.2 Úrokový kanál

Dalším kanálem TM, který budeme analyzovat je úrokový kanál. Na základě Obrázku 2 lze jednotlivé vztahy v tomto kanále zjednodušit a vyjádřit pomocí následujících dílčích vztahů:

$$\text{Repo sazba} \Rightarrow \text{úroková sazba} \Rightarrow \text{spotřeba} \Rightarrow \text{CPI}.$$

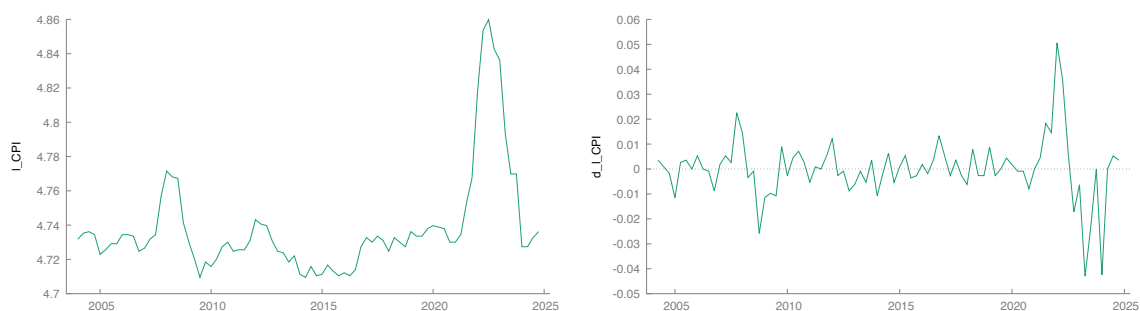
Jelikož časová řada *SPOTREBA* v období od druhého čtvrtletí roku 2009 do posledního čtvrtletí roku 2023 častokrát obsahovala záporné hodnoty, nelze ji přímo logaritmovat. Proto je nutné nejprve určit konstantu k , kterou následně přičteme ke všem hodnotám časové řady. Tímto způsobem se záporné hodnoty převedou na kladné, což umožní jejich následné logaritmování. Tato úprava nijak neovlivní průběh časové řady, pouze vizuálně posune její hodnoty v grafu směrem nahoru. Nejnižší záporná hodnota spotřeby byla v prvním čtvrtletí roku 2013 a to -0,29 naopak nejvyšší záporná hodnota byla naměřena v roce 2020, ve druhém čtvrtletí a to -10,48. Z tohoto důvodu bude pro konstantu zvolena hodnota $k = 11$. Po úpravě původních hodnot přičtením této konstanty je možné již všechna data logaritmovat.

Podobně jako u prvního kanálu začíná analýza úrokového kanálu stanovením **optimálního řádu časového zpoždění** a výběrem vhodného druhu testu. Jednotlivé vztahy mezi proměnnými vyhodnocujeme na základě nejnižší hodnoty HQC kritéria. Tabulka 1 v příloze B znázorňuje jednotlivé vztahy mezi zkoumanými časovými proměnnými pro oba testy (test s konstantou i test s konstantou a trendem) a odpovídající řády zpoždění. Nejnižší hodnoty informačního kritéria, jsou zvýrazněny tučně. Z tabulky je patrné, že u všech sledovaných časových proměnných je optimálním řádem zpoždění páté čtvrtletí. U časových řad *REPO* a *UROKSAZBY*, *UROKSAZBY* a *SPOTREBA* je preferovaný test s trendem i konstantou. U časových proměnných *SPOTREBA* a *CPI* se jako vhodnější ukázal test pouze s konstantou, bez trendu. Tyto výsledky budou dále využity v následujících analýzách úrokového kanálu.

Dalším krokem analýzy úrokového kanálu je ověření **stacionarity** dat a to stejně jako u předchozího kanálu skrze rozšířený ADF test. Opět testujeme znění nulové a alternativní hypotézy, tak jak byly charakterizovány v dřívější kapitole 3.1.2. O tom, zda nulovou hypotézu přijmeme nebo zamítneme rozhodujeme porovnáním p -hodnoty s předem stanovenou hladinou významnosti α . Pokud je p -hodnota větší než 0,05 pak nulovou hypotézu nezamítáme a můžeme říct, že časová řada je nestacionární. V případě, že je p -hodnota menší než hladina

významnosti 0,05 pak H_0 zamítáme, přijímáme alternativní hypotézu a časovou řadu bereme jako stacionární. I při této analýze vycházíme z již získaných výsledků optimálního řádu zpoždění a druhu testu. Výsledky ověření stacionarity vidíme v příloze B v Tabulce 2. Na základě porovnání p -hodnot s hladinou významnosti 0,05 se časové proměnné ukázaly jako nestacionární. Proto bylo nutné data diferencovat. K dosažení požadované stacionarity ve všech případech stačila první diference. Testování vztahu mezi proměnnou *REPO* a *UROKSAZBY* bylo již provedeno v analýze kurzového kanálu, z toho důvodu byly využity předchozí výsledky. Na obrázku 6 je znázorněno srovnání původních logaritmovaných dat všech časových řad a jejich první diference.





Obrázek 6: Průběh logaritmovaných a diferencovaných časových řad úrokového kanálu ČNB

Zdroj: Vlastní zpracování na základě výsledků ze statistického systému Gretl

Dalším krokem analýzy je provedení Engle-Grangerova testu, skrze tento test se určuje **kointegrace**, tedy dlouhodobý vztah mezi jednotlivými časovými proměnnými. I u tohoto testu výsledky interpretujeme na základě porovnání p -hodnoty a hladiny významnosti 0,05. Nulová hypotéza říká, že časové řady nejsou kointegrované oproti alternativní hypotéze, která tvrdí, že časové řady jsou kointegrované. V případě, že je p -hodnota větší 0,05 pak nulovou hypotézu nezamítáme, časové řady jsou tedy nekointegrované. I tento test umožňuje volbu testu. Pro všechny časové řady byl vybrán právě ten druh testu, který vyšel jako nejlepší při stanovení optimálního řádu zpoždění. Získané výsledky Engle-Grangerova testu jsou uvedeny v Tabulce 7.

Tabulka 7: Výsledky Engle-Grangerova testu pro sledované proměnné úrokového kanálu

Testované vztahy	p -hodnota	H_0	Výsledek
1 REPO \Rightarrow 1 UROKSAZBY	0,8413	nezamítáme	není kointegrace
1 UROKSAZBY \Rightarrow 1 REPO	0,6311	nezamítáme	není kointegrace
1_UROKSAZBY \Rightarrow 1 SPOTREBA	0,6505	nezamítáme	není kointegrace
1_SPOTREBA \Rightarrow 1 UROKSAZBY	0,1098	nezamítáme	není kointegrace
1 SPOTREBA \Rightarrow 1 CPI	0,05396	nezamítáme	není kointegrace
1 CPI \Rightarrow 1 SPOTREBA	0,5948	nezamítáme	není kointegrace

Zdroj: Vlastní zpracování na základě výsledků ze statistického systému Gretl

Z tabulky 7 vyplývá, že v žádném z případů nebyla prokázána kointegrace, jelikož všechny p -hodnoty přesahují stanovenou hranici významnosti 0,05. I když v případě vztahu *SPOTREBA* a *CPI* je p -hodnota velmi blízká stanovené hladině významnosti 0,05. Testování proměnných *REPO* a *UROKSAZBY* již bylo provedeno v dřívější části této práce, u kurzového kanálu v Tabulce 3. Pro tyto proměnné tedy byly převzaty výsledky z uvedeného testování. Analýzou jsme tedy nezjistili žádné dlouhodobé vztahy mezi zkoumanými proměnnými úrokového

kanálu. Z důvodu nekointegrace časových řad budeme k další analýze využívat test Grangerovy kauzality. U tohoto testu volíme maximální možné časové zpoždění, které má ekonomicky smysl tedy 6 čtvrtletí.

Grangerova kauzalita se využívá k analýze časových řad za účelem identifikace krátkodobých příčinných vazeb mezi proměnnými. Jedna proměnná může zlepšit predikci druhé, přičemž tyto vazby mohou být i vzájemné. Proto je při testování nutné zohlednit oboustranné působení proměnných. Test se provádí pomocí modelu, který vyšel jako nejlepší v prvním kroku testování optimálního řádu zpoždění. Testování zahrnuje ověření nulové a alternativní hypotézy, jejichž znění bylo uvedeno v kapitole 3.1.4. Výsledek testu se hodnotí na základě srovnání p -hodnoty a hladiny významnosti α . Pokud je p -hodnota větší než 0,05 pak se nulová hypotéza nezamítá, což naznačuje, že mezi proměnnými neexistuje krátkodobý vztah. Naopak, pokud je p -hodnota menší než α pak se H_0 zamítá a lze konstatovat, že mezi proměnnými existuje krátkodobá příčinná vazba.

Tabulka 8: Výsledky testu Grangerovy kauzality pro sledované proměnné úrokového kanálu REPO a UROKSAZBY

Řád zpoždění	d_1 REPO/ d_1 UROKSAZBY		d_1 UROKSAZBY/ d_1 REPO	
	p -hodnota	H_0	p -hodnota	H_0
1	0,1112	nezamítáme	0,5139	nezamítáme
2	0,4427	nezamítáme	0,0084	zamítáme
3	0,6954	nezamítáme	0,8813	nezamítáme
4	0,8785	nezamítáme	0,1126	nezamítáme
5	0,8833	nezamítáme	0,0375	zamítáme
6	0,1034	nezamítáme	0,4655	nezamítáme

Zdroj: Vlastní zpracování na základě výsledků ze statistického systému Gretl

Testování tohoto vztahu bylo již provedeno v předchozím analyzování kurzového kanálu a to konkrétně v Tabulce 4, ze které byly hodnoty převzaty. Z výsledků v Tabulce 8 tak vyplývá, že proměnná *REPO* nemá kauzální vliv na vývoj úrokových sazeb při žádném z analyzovaných zpožděních. Což naznačuje, že ve směru působení proměnné *REPO* na proměnnou *UROKSAZBY* neexistuje mezi proměnnými krátkodobý vztah. Na druhé straně byla prokázána Grangerova kauzalita ze strany úrokových sazeb na proměnnou *REPO* při zpoždění dvou a pěti čtvrtletí. To znamená, že použití proměnné *UROKSAZBY* může přispět ke zlepšení predikce vývoje proměnné *REPO* právě v těchto časových horizontech.

Tabulka 9: Výsledky testu Grangerovy kauzality pro sledované proměnné úrokového kanálu UROKSAZBY a SPOTREBA

Řád zpoždění	d_1_UROKSAZBY/ d_1_SPOTREBA		d_1_SPOTREBA/ d_1_UROKSAZBY	
	p-hodnota	H ₀	p-hodnota	H ₀
1	0,3492	nezamítáme	2,70E-06	zamítáme
2	0,0084	zamítáme	0,6146	nezamítáme
3	0,4851	nezamítáme	0,9889	nezamítáme
4	0,0192	zamítáme	5,04E-05	zamítáme
5	0,0362	zamítáme	8,32E-05	zamítáme
6	0,2387	nezamítáme	0,0658	nezamítáme

Zdroj: Vlastní zpracování na základě výsledků ze statistického systému Gretl

Na základě výpočtů můžeme konstatovat, že v případě ČR působí proměnná *UROKSAZBY* na proměnnou *SPOTREBA* v Grangerově smyslu při časovém zpoždění dvou, čtyř a pěti čtvrtletí – jak můžeme vidět v Tabulce 9. To znamená, že použitím proměnné *UROKSAZBY* můžeme zlepšit predikci vývoje spotřeby domácností v ČR s těmito časovými zpožděními. Na druhé straně můžeme konstatovat, že spotřeba domácností kauzálně působí na proměnnou *UROKSAZBY* v Grangerově smyslu při časovém zpoždění jednoho a také čtyř a pěti čtvrtletí. Použití proměnné *SPOTREBA* nám umožňuje zlepšit predikci vývoje úrokových sazeb při těchto uvažovaných zpožděních.

Tabulka 10: Výsledky testu Grangerovy kauzality pro sledované proměnné úrokového kanálu SPOTREBA a CPI

Řád zpoždění	d_1_SPOTREBA/d_1_CPI		d_1_CPI/d_1_SPOTREBA	
	p-hodnota	H ₀	p-hodnota	H ₀
1	3,92E-06	zamítáme	0,0083	zamítáme
2	0,7064	nezamítáme	0,1046	nezamítáme
3	0,9254	nezamítáme	0,0606	nezamítáme
4	0,0001	zamítáme	0,0002	zamítáme
5	0,0001	zamítáme	0,2744	nezamítáme
6	0,1092	nezamítáme	0,6791	nezamítáme

Zdroj: Vlastní zpracování na základě výsledků ze statistického systému Gretl

V Tabulce 10 vidíme výsledky testu Grangerovy kauzality pro poslední dvojici časových proměnných a to *SPOTREBA* a *CPI*. Proměnná *SPOTREBA* působí na proměnnou *CPI* při časovém zpoždění jednoho, čtyř a pěti čtvrtletí. Tedy použitím proměnné *SPOTREBA* můžeme zlepšit predikci vývoje proměnné *CPI* s těmito časovými zpožděními. Druhá část tabulky ukazuje, že index spotřebitelských cen kauzálně působí na proměnnou *SPOTREBA*

v Grangerově smyslu s časovým zpožděním jednoho a čtyř čtvrtletí. Použití proměnné *CPI* nám umožňuje zlepšit předpověď vývoje spotřeby domácností s uvedenými časovými zpožděními.

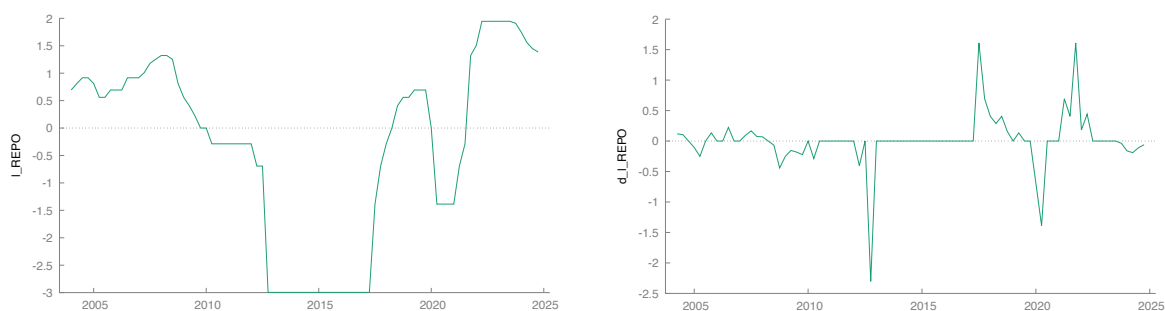
4.1.3 Úvěrový kanál

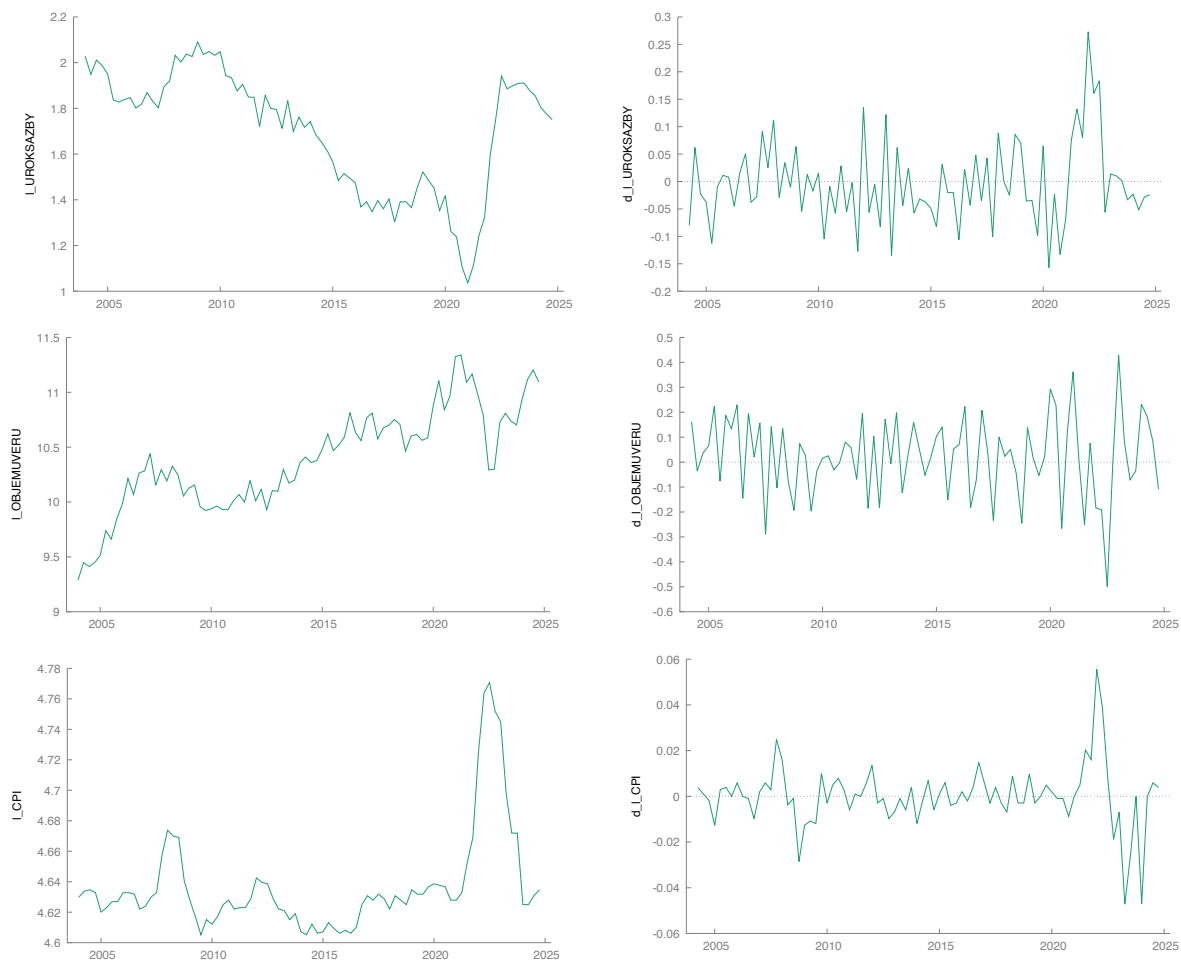
Posledním kanálem transmisního mechanismu, jehož účinnost budeme zkoumat je úvěrový kanál. I tento kanál lze zjednodušit a můžeme ho znázornit následujícími vztahy jako:

$$\text{Repo sazba} \Rightarrow \text{úroková sazba} \Rightarrow \text{objem úvěrů} \Rightarrow \text{CPI.}$$

Stejně jako u předchozích kanálů prvním krokem analýzy úvěrového kanálu je určení **optimálního řádu časového zpoždění** a výběr druhu testu. I zde budeme veškerou analýzu vztahovat k nejnižší hodnotě HQC kritéria. V příloze C v Tabulce 1 vidíme výsledky tohoto testování. Výsledky ukazují, že neoptimálnějším řádem zpoždění pro všechny testované vztahy je pět čtvrtletí. Pro časové řady *REPO* a *UROKSAZBY* byly použité výsledky z kurzového kanálu, neboť první fáze obou testovaných kanálů obsahuje stejné proměnné. Jako vhodnější vyšel test s konstantou a trendem, stejně tak jako u testování časových proměnných *UROKSAZBY* a *OBJEMUVERU*. Naopak u časových řad *OBJEMUVERU* a *CPI* vyšel jako optimálnější test pouze s konstantou. Tyto výsledky jsou zvýrazněny tučně a budou dále využity při následujících analýzách úvěrového kanálu.

Dalším krokem analýzy úvěrového kanálu je ověření **stacionarity** dat, opět pomocí rozšířeného ADF testu. Nulová a alternativní hypotéza, které budeme v tomto případě testovat již byly podrobněji vysvětleny v kapitole 3.1.2. I v tomto testování rozhodnutí o zamítnutí či nezamítnutí H_0 vychází z porovnání p -hodnoty s předem stanovou hladinou významnosti 0,05. Pokud je p -hodnota větší než 0,05, pak H_0 nezamítáme a časová řada je považována za nestacionární. Analýza vychází z dříve určených optimálních hodnot časového zpoždění a zvoleného druhu testu. Výsledky ověření stacionarity jsou uvedeny v příloze C v Tabulce 2. Porovnáním p -hodnot s hladinou významnosti α se ukázalo, že časové proměnné jsou nestacionární a proto bylo nutné provést diferenciaci dat. Ve všech případech stačila k dosažení stacionarity první diference. Následující Obrázek 7 pak zobrazuje srovnání původních logaritmovaných hodnot časových řad s jejich první diferencí.





Obrázek 7: Průběh logaritmovaných a diferencovaných časových řad úvěrového kanálu ČNB

Zdroj: Vlastní zpracování na základě výsledků ze statistického systému Gretl

Následujícím krokem analýzy je provedení Engle-Grangerova testu, který slouží k určení **kointegrace**, tedy dlouhodobého vztahu mezi časovými proměnnými. Výsledky tohoto testu jsou interpretovány na základě porovnání p -hodnoty s hladinou významnosti α . Nulová hypotéza stejně tak jako alternativní hypotéza, byly již stanoveny v dřívější kapitole a to 3.1.3. Pokud je p -hodnota větší než 0,05 pak se H_0 nezamítá, což znamená, že časové řady nejsou kointegrované. Stejně jako v předchozích krocích byl i zde použit test odpovídající optimálnímu řádu zpoždění, který byl stanoven v prvním kroku analýzy úvěrového kanálu. Výsledky Engle-Grangerova testu jsou uvedeny v Tabulce 11.

Tabulka 11: Výsledky Engle-Grangerova testu pro sledované proměnné úvěrového kanálu

Testované vztahy	<i>p</i> -hodnota	H ₀	Výsledek
1 REPO ⇒ 1 UROKSAZBY	0,8413	nezamítáme	není kointegrace
1 UROKSAZBY ⇒ 1 REPO	0,6311	nezamítáme	není kointegrace
1 UROKSAZBY ⇒ 1 OBJEMUVERU	0,6999	nezamítáme	není kointegrace
1 OBJEMUVERU ⇒ 1 UROKSAZBY	0,1328	nezamítáme	není kointegrace
1 OBJEMUVERU ⇒ 1 CPI	0,5743	nezamítáme	není kointegrace
1 CPI ⇒ 1 OBJEMUVERU	0,4985	nezamítáme	není kointegrace

Zdroj: Vlastní zpracování na základě výsledků ze statistického systému Gretl

Zjištěné *p*-hodnoty byly porovnány s hladinou významnosti 0,05 a můžeme vidět, že všechny hodnoty jsou vyšší, což znamená, že mezi testovanými časovými proměnnými nebyla prokázána kointegrace. H₀ byla nezamítnuta a to u všech testovaných vztahů. V rámci tohoto kanálu provedená analýza mezi zkoumanými proměnnými neodhalila žádné dlouhodobé vztahy. U první testované fáze tohoto kanálu mezi proměnnými *REPO* a *UROKSAZBY* byly využité již zjištěné výsledky z analýzy kurzového kanálu, neboť tato první fáze transmisního mechanismu je pro oba kanály stejná.

Vzhledem k tomu, že mezi časovými řadami nebyla prokázána kointegrace, bude pro další analýzu použit test **Grangerovy kauzality**. Grangerova kauzalita zjišťuje krátkodobé příčinné vztahy mezi proměnnými. V praxi to znamená, že hodnoty jedné proměnné mohou napomoci k přesnější predikci druhé. Tyto vztahy mohou být jednostranné i oboustranné, a proto je při testování důležité posuzovat vzájemné působení proměnných v obou směrech. Samotný test se provádí pomocí testu, který byl vyhodnocen jako nejvhodnější při určování optimálního řádu zpoždění. Volíme maximální časové zpoždění, které je z ekonomického hlediska relevantní, konkrétně tedy šest čtvrtletí. Hypotézy pro tento test budou vycházet z kapitoly 3.1.4, kde byl test Grangerovy kauzality vysvětlen detailněji. Výsledek testu se interpretuje na základě zjištěné *p*-hodnoty a předem stanovené hladiny významnosti α . Pokud je *p*-hodnota větší než 0,05 pak se nulová hypotéza nezamítá a mezi proměnnými není prokázán krátkodobý vztah. Pokud je však *p*-hodnota menší než α pak se nulová hypotéza zamítá a lze usuzovat existenci krátkodobé kauzality mezi sledovanými proměnnými.

Tabulka 12: Výsledky testu Grangerovy kauzality pro sledované proměnné úvěrového kanálu REPO a UROKSAZBY

Řád zpoždění	d 1 REPO/ d 1 UROKSAZBY		d 1 UROKSAZBY/ d 1 REPO	
	<i>p</i> -hodnota	H ₀	<i>p</i> -hodnota	H ₀
1	0,1112	nezamítáme	0,5139	nezamítáme
2	0,4427	nezamítáme	0,0084	zamítáme
3	0,6954	nezamítáme	0,8813	nezamítáme
4	0,8785	nezamítáme	0,1126	nezamítáme
5	0,8833	nezamítáme	0,0375	zamítáme
6	0,1034	nezamítáme	0,4655	nezamítáme

Zdroj: Vlastní zpracování na základě výsledků ze statistického systému Gretl

Tabulka 12 uvádí stejné výsledky jako u testování těchto proměnných u kurzového kanálu v Tabulce 4, neboť tato fáze analýzy transmisního mechanismu je pro oba kanály stejná. Z výsledků vyplývá, že proměnná *REPO* nemá kauzální vliv na vývoj úrokových sazeb v žádném z testovaných zpoždění. Což znamená, že ve směru působení *REPO* na *UROKSAZBY* neexistuje mezi proměnnými krátkodobá vazba. Naopak v opačném směru můžeme konstatovat, že v případě ČR působí proměnná *UROKSAZBY* na repo sazbu v Grangerově smyslu při časovém zpoždění dvou a pěti čtvrtletí. To znamená, že použitím proměnné *UROKSAZBY* můžeme zlepšit predikci vývoje repo sazeb v ČR v těchto časových zpožděních.

Tabulka 13: Výsledky testu Grangerovy kauzality pro sledované proměnné úvěrového kanálu UROKSAZBY a OBJEMUVERU

Řád zpoždění	d 1 UROKSAZBY/ d 1 OBJEMUVERU		d 1 OBJEMUVERU/ d 1 UROKSAZBY	
	<i>p</i> -hodnota	H ₀	<i>p</i> -hodnota	H ₀
1	0,4144	nezamítáme	0,2921	nezamítáme
2	0,0454	zamítáme	0,1468	nezamítáme
3	0,3920	nezamítáme	0,7096	nezamítáme
4	0,0284	zamítáme	0,0010	zamítáme
5	0,0682	nezamítáme	0,5850	nezamítáme
6	0,1679	nezamítáme	0,0504	nezamítáme

Zdroj: Vlastní zpracování na základě výsledků ze statistického systému Gretl

Tabulka 13 shrnuje výsledky testu Grangerovy kauzality pro časové proměnné *UROKSAZBY* a *OBJEMUVERU*. Proměnná *UROKSAZBY* působí na *OBJEMUVERU* při časovém zpoždění dva a čtyři. Tedy použitím proměnné *UROKSAZBY* můžeme zlepšit predikci vývoje objemu úvěrů s těmito časovými zpožděními. Na druhé straně můžeme konstatovat, že objem úvěrů kauzálně působí na proměnnou *UROKSAZBY* v Grangerově smyslu při časovém zpoždění čtyř

čtvrtletí. Tedy použití proměnné *OBJEMUVERU* nám umožňuje zlepšit předpověď vývoje úrokových sazeb při tomto uvažovaném zpoždění.

Tabulka 14: Výsledky testu Grangerovy kauzality pro sledované proměnné úvěrového kanálu *OBJEMUVERU* a *CPI*

Řád zpoždění	d 1 <i>OBJEMUVERU</i> / d 1 <i>CPI</i>		d 1 <i>CPI</i> / d 1 <i>OBJEMUVERU</i>	
	<i>p</i> -hodnota	H ₀	<i>p</i> -hodnota	H ₀
1	0,2777	nezamítáme	0,0171	zamítáme
2	0,7130	nezamítáme	0,1768	nezamítáme
3	0,6889	nezamítáme	0,0431	zamítáme
4	0,0004	zamítáme	0,0002	zamítáme
5	0,7784	nezamítáme	0,2633	nezamítáme
6	0,1807	nezamítáme	0,8319	nezamítáme

Zdroj: Vlastní zpracování na základě výsledků ze statistického systému Gretl

Poslední výsledky analýzy účinnosti úvěrového kanálu zachycuje Tabulka 14, ve které byla testovaná časová řada *OBJEMUVERU* a *CPI*. Můžeme vidět, že proměnná *OBJEMUVERU* kauzálně působí na proměnnou *CPI* v Grangerově smyslu s časovým zpožděním čtyř čtvrtletí. Použití proměnné *OBJEMUVERU* nám umožňuje zlepšit předpověď vývoje *CPI* v tomto uvedeném časovém zpoždění. Zároveň, z druhé části tabulky se potvrdilo, že i index spotřebitelských cen má vliv na objem úvěrů, neboť proměnná *CPI* kauzálně působí na proměnnou *OBJEMUVERU* v Grangerově smyslu a to s prvním, třetím a čtvrtým čtvrtletí. Tedy v těchto časových zpožděních použití proměnné *CPI* pomáhá vylepšit predikci vývoje proměnné *OBJEMUVERU*. Test tedy naznačuje, že mezi proměnnými existuje vzájemná příčinná souvislost, která se projevuje v několika časových horizontech.

4.2 Účinnost transmisního mechanismu měnové politiky Federálního rezervního systému

Federální rezervní systém (FED) je centrální bankou Spojených států amerických, založenou v roce 1913 jako reakce na bankovní krizi z roku 1907 s cílem stabilizovat finanční systém a předcházet dalším krizím. FED tvoří 12 regionálních bank, Rada guvernérů se sídlem ve Washingtonu a Federální výbor pro operace na volném trhu, který rozhoduje o měnové politice. Sedmičlennou Radu guvernérů jmenuje prezident USA se souhlasem Senátu a drží veškeré pravomoci v oblasti dohledu a regulace. Jeho cílem je podpora plné zaměstnanosti, dlouhodobý hospodářský růst a cenová stabilita, přičemž při tvorbě měnové politiky zohledňuje inflaci, nezaměstnanost, velikost produkce, investice, reálné příjmy i platební bilanci. Mezi hlavní nástroje patří nastavování úrokových sazeb, operace na volném trhu a regulace peněžní zásoby. FED již také několikrát přistoupil k nekonvenční měnové politice (především v období po

finanční krizi a také během pandemie v roce 2020) a to především ke kvantitativnímu uvolňování. Rozhodnutí FEDu mají zásadní dopad nejen na americkou, ale i globální ekonomiku, protože americký dolar je jednou z klíčových světových měn (FED, 2021).

Pro analýzu TM měnové politiky FEDu byla na základě provedené rešerše zvolená následující data: reálná úroková sazba, úroková sazba pro bankovní úvěry, kurz eura, objem úvěrů, spotřeba a harmonizovaný index cen. Přehled všech proměnných použitých v analýze je uveden níže v Tabulce 15.

Tabulka 15: Časové proměnné pro analýzu časových řad

Časové proměnné	Veličina (jednotka)
REPO	Jednodenní úroková sazba (%)
UROKSAZBY	Úroková sazba bankovních úvěrů (%)
EUR	Kurz USD/EUR
OBJEMUVERU	Objem spotřebitelských úvěrů (mil. USD)
SPOTREBA	Výdaje na osobní spotřebu (%), stejné období předchozího roku
HICP	Harmonizovaný index spotřebitelských cen, stejné období předchozího roku

Zdroj: Vlastní zpracování

4.2.1 Kurzový kanál

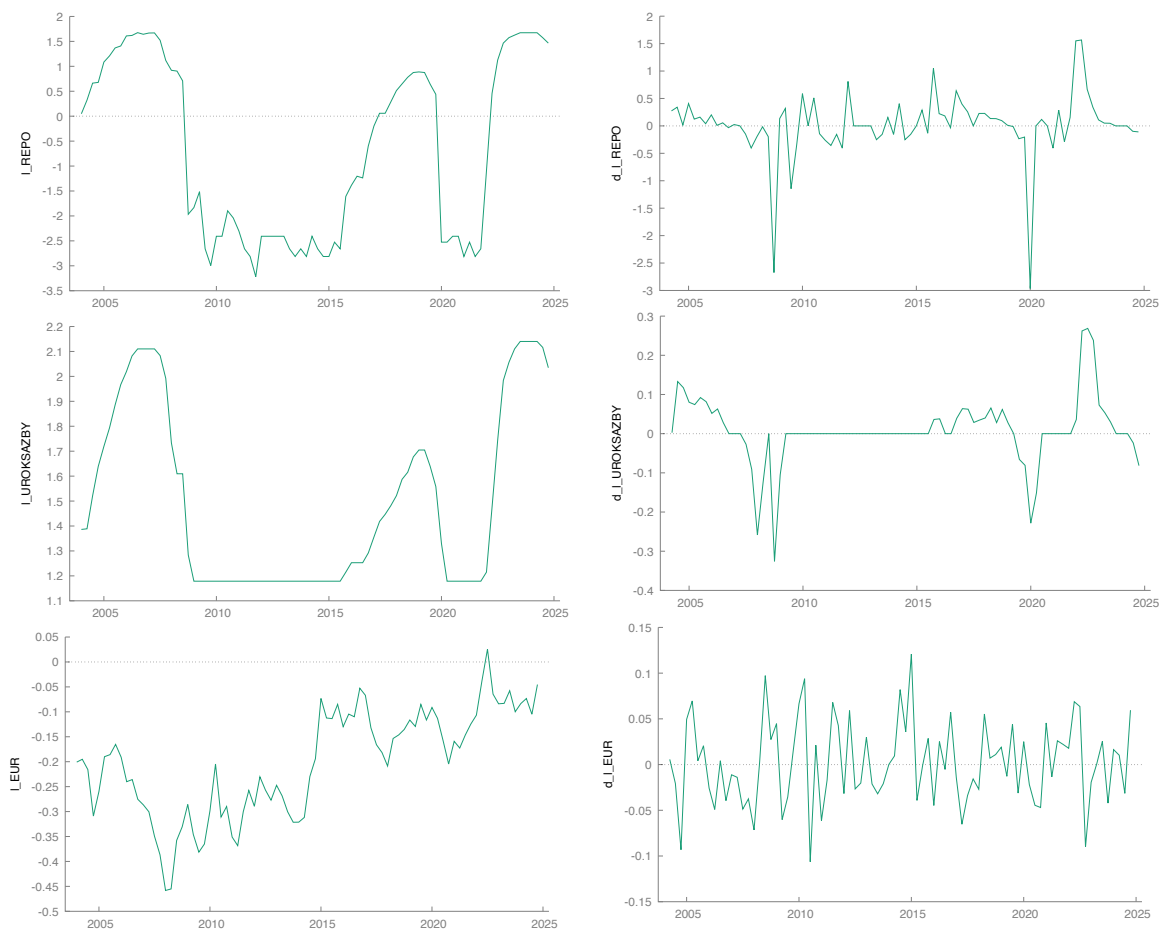
Stejně jako u analýzy jednotlivých kanálů TM pro ČNB i zde budeme kanály z důvodu rozsahu práce a dostupnosti dat mírně zjednodušovat oproti standardnímu fungování transmisního mechanismu, jak můžeme vidět na Obrázku 2. Pro následné možné porovnávání jednotlivých výsledků a zjištění také kurzový kanál působící v americké ekonomice zjednodušíme na následující vztahy:

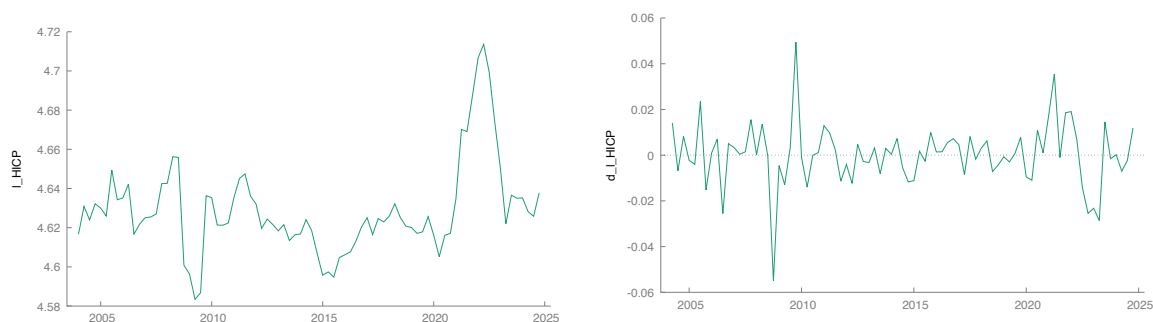
$$\text{Repo sazba} \Rightarrow \text{úroková sazba} \Rightarrow \text{EUR} \Rightarrow \text{HICP}.$$

V rámci analýzy se budeme věnovat zkoumání vzájemných vztahů mezi časovými proměnnými, přičemž prvním krokem bude stanovení vhodného **řádu zpoždění** a volba druhu testu. Stejně jako u předchozích jednotlivých testů kanálů TM i zde budeme nejprve testovat vztah mezi proměnnými *REPO* a *UROKSAZBY* a následně budeme testovat optimální řád i pro ostatní vztahy. Na základě rešerše budeme při zkoumání účinnosti TM měnové politiky FEDu ve všech případech vycházet z hodnot, které vykazují nejnižší HQC kritérium. V analýze budeme opět využívat pouze dva typy – test s konstantou nebo test s konstantou a trendem. Konkrétní výsledky jsou uvedeny v příloze D, Tabulka 1: Výsledky určení optimálního řádu zpoždění pro sledované proměnné kurzového kanálu. Pro vztah *REPO* a *UROKSAZBY* byl jako optimální vyhodnocen druhý řád zpoždění a test s konstantou a trendem. U proměnných

UROKSAZBY a *EUR* vyšel jako nejvhodnější první řád zpoždění se stejným druhem testu. Pro vztah *EUR* a *HICP* byl jako optimální stanoven šestý řád zpoždění, i tentokrát vyšel test s konstantou a trendem. Všechny výsledky, které odpovídají nejnižší hodnotě vybraného informačního kritéria, jsou zvýrazněny tučně a poslouží jako základ pro další fázi analýzy kurzového kanálu.

Další fází analýzy je ověření **stacionarity** časových řad. K tomuto účelu využijeme rozšířený ADF test. Testujeme platnost nulové a alternativní hypotézy, jejichž znění bylo blíže popsáno v dřívější kapitole 3.1.2. O přijetí či zamítnutí H_0 rozhodujeme na základě p -hodnoty ve vztahu k hladině významnosti α . Pokud je p -hodnota větší než 0,05 pak nulovou hypotézu nezamítáme a řadu považujeme za nestacionární. Jak již bylo zmíněno dříve na základě odborné literatury používáme pro testování logaritmovaná data. V Tabulce 2 v příloze D vidíme shrnuté výsledky ADF testů pro analyzované proměnné kurzového kanálu. Výsledky ukázaly, že bylo nezbytné provést diferenciaci jednotlivých časových řad, konkrétně však stačila první diference. Na Obrázku 8 je znázorněno srovnání původních logaritmovaných řad a jejich první diference.





Obrázek 8: Průběh logaritmovaných a diferencovaných časových řad kurzového kanálu FEDu

Zdroj: Vlastní zpracování na základě výsledků ze statistického systému Gretl

Dalším krokem testování účinnosti transmisního mechanismu je určení **kointegrace**, ta slouží k určení zda mezi dvěma časovými řadami existuje dlouhodobý vztah. Pro její ověření využíváme Engle-Grangerův test, při kterém se porovnává p -hodnota s hladinou významnosti $\alpha = 0,05$. Na základě stanovených nulových a alternativních hypotéz v dřívější kapitole 3.1.3 můžeme stanovit kointegraci. Pokud je p -hodnota větší než 0,05 tedy hladina významnosti, pak hypotézu H_0 nezamítáme a řady považujeme za nekointegrované. Vzhledem k možnosti obousměrné závislosti je třeba provést testy v obou směrech. Přehled výsledků Engle-Grangerova testu je uveden v Tabulce 16.

Tabulka 16: Výsledky Engle-Grangerova testu pro sledované proměnné kurzového kanálu

Testované vztahy	p -hodnota	H_0	Výsledek
1 REPO \Rightarrow 1 UROKSAZBY	0,2048	nezamítáme	není kointegrace
1 UROKSAZBY \Rightarrow 1 REPO	0,2742	nezamítáme	není kointegrace
1 UROKSAZBY \Rightarrow 1 EUR	0,6166	nezamítáme	není kointegrace
1 EUR \Rightarrow 1 UROKSAZBY	0,07759	nezamítáme	není kointegrace
1 EUR \Rightarrow 1 HICP	0,2202	nezamítáme	není kointegrace
1 HICP \Rightarrow 1 EUR	0,1181	nezamítáme	není kointegrace

Zdroj: Vlastní zpracování na základě výsledků ze statistického systému Gretl

Engle-Grangerův test umožňuje volbu mezi testem s konstantou nebo s konstantou a trendem. Pro každou analyzovanou proměnnou byl zvolen právě ten typ testu, který odpovídal výsledkům při určování optimálního zpoždění v rámci analýzy tohoto kanálu. Výsledné p -hodnoty byly následně porovnány s hladinou významnosti. Z údajů v Tabulce 16 vyplývá, že ve všech případech p -hodnoty překročily hranici 0,05, což znamená, že kointegrace nebyla v žádném z testovaných vztahů potvrzena. Analýza tedy neodhalila žádné dlouhodobé vztahy mezi zkoumanými proměnnými v rámci kurzového kanálu.

Posledním krokem v analýze účinnosti tohoto kanálu bude testování **Grangerovy kauzality**, pro kterou budeme volit maximální možné časové zpoždění a to 6 čtvrtletí. Tento test slouží k identifikaci možných krátkodobých příčinných vztahů mezi časovými řadami. Cílem je zjistit, zda jedna proměnná může přispět ke zlepšení predikce druhé, přičemž příčinná vazba může být jednostranná i obousměrná. Z toho důvodu se test provádí v obou směrech. Testování probíhá s využitím modelu obsahujícího buď konstantu, nebo konstantu a trend, konkrétní volba vychází z výsledků předchozího testování optimálního řádu zpoždění. Nulovou a alternativní hypotézu pro test Grangerovy kauzality jsme již stanovili v kapitole 3.1.4. Výsledek posuzujeme opět podle p -hodnoty, v případě kdy vyjde p -hodnota větší než 0,05 pak H_0 nezamítáme a mezi proměnnými není zjištěn krátkodobý vztah. Na druhé straně, pokud je p -hodnota menší než hladina významnosti 0,05 pak dochází k zamítnutí H_0 , přijímáme tak existenci krátkodobé kauzality.

Tabulka 17: Výsledky testu Grangerovy kauzality pro sledované proměnné kurzového kanálu REPO a UROKSAZBY

Řád zpoždění	d 1 REPO/ d 1 UROKSAZBY		d 1 UROKSAZBY/d 1 REPO	
	p -hodnota	H_0	p -hodnota	H_0
1	0,0100	zamítáme	2,88E-10	zamítáme
2	0,0651	nezamítáme	0,2995	nezamítáme
3	0,8811	nezamítáme	0,7520	nezamítáme
4	0,3950	nezamítáme	0,6874	nezamítáme
5	0,1634	nezamítáme	0,2561	nezamítáme
6	0,4641	nezamítáme	0,1458	nezamítáme

Zdroj: Vlastní zpracování na základě výsledků ze statistického systému Gretl

Tabulka 17 shrnuje výsledky testu Grangerovy kauzality pro proměnné *REPO* a *UROKSAZBY*. Z výsledků můžeme konstatovat, že proměnná *REPO* má v Grangerově smyslu vliv na proměnnou *UROKSAZBY* při zpoždění jednoho čtvrtletí, což znamená, že použitím proměnné *REPO* můžeme zlepšit predikci vývoje proměnné *UROKSAZBY* s tímto časovým zpožděním. Současně výsledky ukazují, že i proměnná *UROKSAZBY* ovlivňuje vývoj repo sazeb ve stejném časovém zpoždění. Tedy použití proměnné *UROKSAZBY* můžeme zlepšit predikci vývoje repo sazeb v USA s tímto časovým zpožděním.

Tabulka 18: Výsledky testu Grangerovy kauzality pro sledované proměnné kurzového kanálu UROKSAZBY a EUR

Řád zpoždění	d 1 UROKSAZBY/ d 1 EUR		d 1 EUR/ d 1 UROKSAZBY	
	<i>p</i> -hodnota	H ₀	<i>p</i> -hodnota	H ₀
1	6,77E-07	zamítáme	0,6620	nezamítáme
2	0,3668	nezamítáme	0,9898	nezamítáme
3	0,1097	nezamítáme	0,2983	nezamítáme
4	0,4068	nezamítáme	0,0138	zamítáme
5	0,9234	nezamítáme	0,9912	nezamítáme
6	0,6047	nezamítáme	0,5011	nezamítáme

Zdroj: Vlastní zpracování na základě výsledků ze statistického systému Gretl

Tabulka 18 ukazuje také výsledky testu Grangerovy kauzality nyní však pro proměnné *UROKSAZBY* a *EUR*. Výsledky naznačují, že mezi těmito časovými řadami existuje krátkodobý vztah. Konkrétně bylo zjištěno, že proměnná *UROKSAZBY* má vliv na proměnnou *EUR* při zpoždění jednoho čtvrtletí. V tomto časovém intervalu tedy může úroková sazba zlepšit predikci vývoje měnového kurzu. Z výsledků druhé části tabulky vyplývá, že i proměnná *EUR* ovlivňuje proměnnou *UROKSAZBY*, a to při čtvrtém řádu zpoždění. To znamená, že použitím proměnné *EUR* můžeme zlepšit predikci vývoje úrokových sazeb v USA s tímto časovým zpožděním. Vztah mezi těmito časovými proměnnými je tedy obousměrný a znalost jedné proměnné může přispět k lepší predikci druhé proměnné.

Tabulka 19: Výsledky testu Grangerovy kauzality pro sledované proměnné kurzového kanálu EUR a HICP

Řád zpoždění	d 1 EUR/ d 1 HICP		d 1 HICP/ d 1 EUR	
	<i>p</i> -hodnota	H ₀	<i>p</i> -hodnota	H ₀
1	0,6876	nezamítáme	0,0791	nezamítáme
2	0,9811	nezamítáme	0,9044	nezamítáme
3	0,3573	nezamítáme	0,5895	nezamítáme
4	0,0190	zamítáme	0,0002	zamítáme
5	0,8805	nezamítáme	0,3230	nezamítáme
6	0,5076	nezamítáme	0,8181	nezamítáme

Zdroj: Vlastní zpracování na základě výsledků ze statistického systému Gretl

Výsledky týkající se poslední dvojice kurzového kanálu, tedy analyzovaných proměnných *EUR* a *HICP* jsou uvedeny v Tabulce 19. Proměnná *EUR* působí na *HICP* v Grangerově smyslu při časovém zpoždění čtyř čtvrtletí. Tedy použitím proměnné *EUR* můžeme zlepšit predikci vývoje proměnné *HICP* s tímto časovým zpožděním. Na druhé straně můžeme konstatovat, že *HICP* kauzálně působí na proměnnou *EUR* v Grangerově smyslu také při časovém zpoždění čtyř

čtvrtletí. Tedy použití proměnné *HICP* nám umožňuje zlepšit předpověď vývoje *EUR* při tomto uvažovaném zpoždění.

4.2.2 Úrokový kanál

Další část analýzy se zaměřuje na úrokový kanál transmisního mechanismu. Vztahy mezi proměnnými v tomto kanálu lze zjednodušeně popsat následovně:

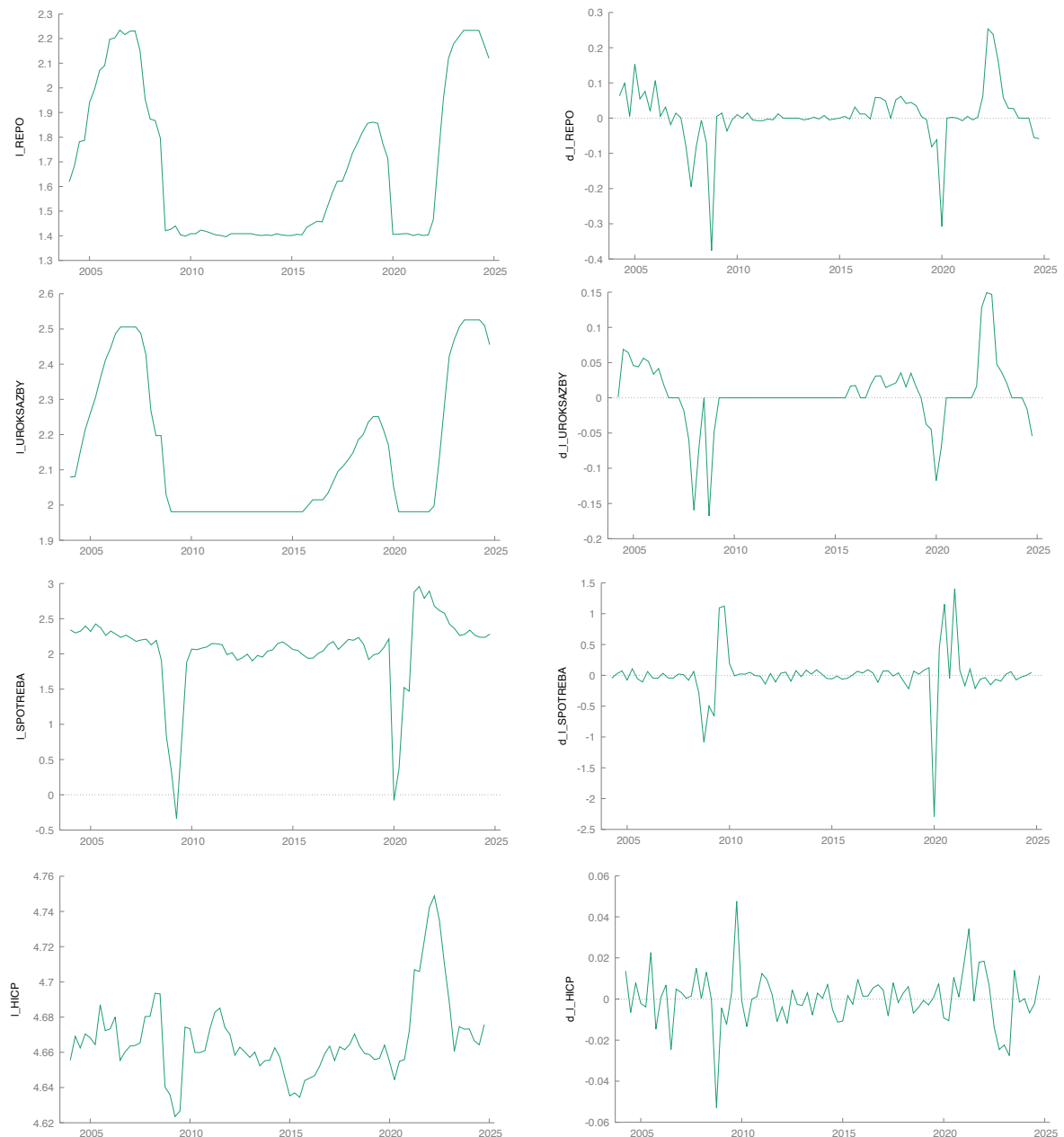
$$\text{Repo sazba} \Rightarrow \text{úroková sazba} \Rightarrow \text{spotřeba} \Rightarrow \text{HICP}.$$

Časová řada *SPOTREBA* obsahuje v období od čtvrtého čtvrtletí roku 2008 do druhého čtvrtletí roku 2020 opakovaně záporné hodnoty, a proto ji nelze přímo logaritmovat. Aby bylo možné provést logaritmickou transformaci, je nejprve nutné ke všem hodnotám této řady přičíst vhodnou konstantu k , která zajistí, že všechny hodnoty budou kladné. Tato úprava nemění dynamiku časové řady, pouze ji posune směrem nahoru v grafickém zobrazení. Nejnižší hodnota byla -3,29 ve druhém čtvrtletí roku 2009, a proto byla zvolena konstanta $k = 4$, která zajistí pozitivní hodnotu i v tomto případě. Po této úpravě je možné řadu bez problému logaritmovat.

Také analýza úrokového kanálu začíná určením **optimálního řádu zpoždění** a volbou vhodného druhu testu. Vztahy mezi proměnnými jsou posuzovány na základě nejnižší hodnoty HQC kritéria. Příloha E obsahuje Tabulku 1, která zachycuje výsledky pro jednotlivé časové řady úrokového kanálu, a to jak pro test s konstantou, tak pro test s konstantou a trendem. Nejnižší hodnoty HQC kritéria, které určují optimální zpoždění pro další testování jsou zvýrazněny tučně. U testovaných časových řad mezi proměnnou *REPO* a *UROKSAZBY* byl použit stejný řád zpoždění i druh testu jako u kurzového kanálu, kde již byla tato fáze transmisního mechanismu testována. Nejnižší hodnota informačního kritéria je u druhého řádu zpoždění, s využitím testu s konstantou a trendem. Test s konstantou a trendem vyšel také pro druhou sledovanou dvojici a to *UROKSAZBY* a *SPOTREBA*, kde je jako neoptimálnější řád zpoždění ukázalo 6 čtvrtletí. Zatímco pro vztah *SPOTREBA* a *HICP* se jako vhodnější ukázal test pouze s konstantou a první řád zpoždění, tedy jedno čtvrtletí. Tyto zjištěné výsledky budou dále využity při testování účinnosti úrokového kanálu v USA.

Další fáze analýzy úrokového kanálu se zaměřuje na ověření **stacionarity** časových řad, a to opět prostřednictvím rozšířeného ADF testu. U stacionarity testujeme nulovou a alternativní hypotézu, které byly již stanoveny v kapitole 3.1.2. O přijetí nebo zamítnutí nulové hypotézy rozhodujeme na základě porovnání p -hodnoty s hladinou významnosti $\alpha = 0,05$. Pokud je p -hodnota větší než hodnota 0,05 pak hypotézu H_0 nezamítáme a časovou řadu označujeme jako

nestacionární. Při testování jsme vycházeli ze zjištěného optimálního řádu zpoždění a vhodného druhu testu. Výsledky ADF testu jsou uvedeny v příloze E v Tabulce 2. Z těchto výsledků vyplývá, že proměnné nebyly stacionární a bylo nutné je diferencovat. K dosažení stacionarity stačila ve všech případech první diference. Testování vztahu mezi proměnnou *REPO* a *UROKSAZBY* bylo již provedeno v analýze kurzového kanálu, z toho důvodu byly využity předchozí výsledky. Na Obrázku 9 je znázorněno porovnání původních logaritmovaných řad a jejich první diference.



Obrázek 9: Průběh logaritmovaných a diferencovaných časových řad úrokového kanálu FEDu

Zdroj: Vlastní zpracování na základě výsledků ze statistického systému Gretl

Další část analýzy se zaměřuje na provedení Engle-Grangerova testu, který slouží k ověření **kointegračního** (dlouhodobého) **vztahu** mezi jednotlivými časovými řadami. Výsledky testu se vyhodnocují na základě porovnání p -hodnoty s hladinou významnosti 0,05. Znění nulové a alternativní hypotézy bylo detailněji vysvětleno v dřívější kapitole a to konkrétně v kapitole 3.1.3. Pokud je p -hodnota větší než 0,05 pak se H_0 nezamítá a řady se považují za nekointegrované. Pokud je p -hodnota menší než stanovená hladina významnosti 0,05 pak H_0 zamítáme a mezi testovanými vztahy jsme zjistili kointegraci. U všech analyzovaných řad byl použit ten typ testu, který byl označen jako nejvhodnější na základě předchozího určení optimálního řádu zpoždění. Výsledky Engle-Grangerova testu jsou uvedeny v Tabulce 20.

Tabulka 20: Výsledky Engle-Grangerova testu pro sledované proměnné úrokového kanálu

Testované vztahy	p -hodnota	H_0	Výsledek
1 REPO \Rightarrow 1 UROKSAZBY	0,2048	nezamítáme	není kointegrace
1 UROKSAZBY \Rightarrow 1 REPO	0,2742	nezamítáme	není kointegrace
1 UROKSAZBY \Rightarrow 1 SPOTREBA	0,5025	nezamítáme	není kointegrace
1 SPOTREBA \Rightarrow 1 UROKSAZBY	0,06597	nezamítáme	není kointegrace
1 SPOTREBA \Rightarrow 1 HICP	0,00531	zamítáme	kointegrace
1 HICP \Rightarrow 1 SPOTREBA	0,1037	nezamítáme	není kointegrace

Zdroj: Vlastní zpracování na základě výsledků ze statistického systému Gretl

Testování proměnných *REPO* a *UROKSAZBY* již bylo provedeno v dřívější části této práce a to konkrétně u kurzového kanálu – konkrétně Tabulka 16. Pro tyto testované vztahy tedy byly v Tabulce 20 použity stejné výsledky jako v předchozím testu zmíněného kanálu. Porovnáním p -hodnot s hladinou významnosti α byla u jednoho testovaného vztahu prokázána kointegrace. Což znamená, že H_0 ve většině případů nebyla zamítnuta a to naznačuje absenci kointegrace u většiny námi sledovaných časových proměnných. Výjimku představuje testovaný vztah mezi proměnnými *SPOTREBA* a *HICP*, kde byla na základě zjištění Engle-Grangerova testu potvrzena kointegrace. V rámci tohoto kanálu tedy byl identifikován jeden dlouhodobý vztah a to v uvedeném směru právě mezi těmito dvěma proměnnými.

K analýze vzájemných vztahů mezi sledovanými proměnnými využijeme buď model korekce chyby (EC model), nebo Grangerův test kauzality, v závislosti na výsledku testování kointegrace. Pro proměnné u kterých nebyla prokázána kointegrace, bude aplikován Grangerův test kauzality. Naopak u časových řad, kde byla zjištěna kointegrace použijeme model korekce chyb.

Následující fází testování účinnosti úrokového kanálu je analyzování **Grangerovy kauzality**, přičemž bude použito maximální časové zpoždění ve výši šesti čtvrtletí. Tento test slouží k odhalení krátkodobých příčinných vztahů mezi analyzovanými časovými proměnnými. Cílem je zjistit, zda jedna proměnná pomáhá zlepšit predikci druhé, zároveň kauzalita může být jak jednostranná, tak obousměrná – z tohoto důvodu se test provádí v obou směrech. Testování probíhá pomocí modelu, který obsahuje buď pouze konstantu, nebo kombinaci konstanty a trendu. Konkrétní varianta je zvolena na základě výsledků dřívějšího stanovení optimálního řádu zpoždění. Test vychází z již uvedené nulové a alternativní hypotézy, které jsou zmíněné v předešlé kapitole 3.1.4. O výsledku rozhoduje výše p -hodnoty – pokud je vyšší než stanovená hladina významnosti 0,05 pak není možné nulovou hypotézu zamítnout a můžeme říct, že mezi sledovanými proměnnými neexistuje krátkodobý vztah. Naopak, pokud je p -hodnota menší než zmíněná hladina významnosti α , pak se nulová hypotéza zamítá a je potvrzena existence krátkodobé kauzality mezi sledovanými proměnnými.

Tabulka 21: Výsledky testu Grangerovy kauzality pro sledované proměnné úrokového kanálu REPO a UROKSAZBY

Řád zpoždění	d_1_REPO/ d_1_UROKSAZBY		d_1_UROKSAZBY/ d_1_REPO/	
	p -hodnota	H_0	p -hodnota	H_0
1	0,0100	zamítáme	2,88E-10	zamítáme
2	0,0651	nezamítáme	0,2995	nezamítáme
3	0,8811	nezamítáme	0,7520	nezamítáme
4	0,3950	nezamítáme	0,6874	nezamítáme
5	0,1634	nezamítáme	0,2561	nezamítáme
6	0,4641	nezamítáme	0,1458	nezamítáme

Zdroj: Vlastní zpracování na základě výsledků ze statistického systému Gretl

Testování tohoto vztahu bylo již provedeno v předchozím analyzování kurzového kanálu a to konkrétně v Tabulce 17, z toho důvodu byly v Tabulce 21 využity stejné výsledky. Z výsledků vyplývá, že proměnná *REPO* má v Grangerově smyslu vliv na proměnnou *UROKSAZBY* při zpoždění jednoho čtvrtletí. To naznačuje, že zahrnutím repo sazby do modelu lze zlepšit predikci vývoje úrokových sazeb v daném období. Současně bylo zjištěno, že i proměnná *UROKSAZBY* ovlivňuje repo sazbu, rovněž při zpoždění jednoho čtvrtletí. Z toho vyplývá, že proměnná *UROKSAZBY* přispívá ke zpřesnění predikce vývoje repo sazby.

Tabulka 22: Výsledky testu Grangerovy kauzality pro sledované proměnné úrokového kanálu UROKSAZBY a SPOTREBA

Řád zpoždění	d_1_UROKSAZBY/ d_1_SPOTREBA		d_1_SPOTREBA/ d_1_UROKSAZBY/	
	p-hodnota	H ₀	p-hodnota	H ₀
1	1,54E-07	zamítáme	0,5332	nezamítáme
2	0,1992	nezamítáme	0,0424	zamítáme
3	0,0368	zamítáme	0,7467	nezamítáme
4	0,5301	nezamítáme	6,11E-05	zamítáme
5	0,6683	nezamítáme	0,6645	nezamítáme
6	0,7489	nezamítáme	0,1588	nezamítáme

Zdroj: Vlastní zpracování na základě výsledků ze statistického systému Gretl

Na základě výsledků z Tabulky 22 můžeme konstatovat, že proměnná *UROKSAZBY* působí na proměnnou *SPOTREBA* v Grangerově smyslu při časovém zpoždění prvního a třetího čtvrtletí. To znamená, že použitím proměnné *UROKSAZBY* můžeme zlepšit predikci vývoje na osobní spotřebu v USA s těmito časovými zpožděními. Na druhé straně můžeme konstatovat, že *SPOTREBA* kauzálně působí na proměnnou *UROKSAZBY* v Grangerově smyslu s časovým zpožděním dvou a čtyř čtvrtletí. Použití proměnné *SPOTREBA* nám umožňuje zlepšit předpověď vývoje úrokových sazeb s těmito časovými zpožděními.

Tabulka 23: Výsledky testu Grangerovy kauzality pro sledované proměnné úrokového kanálu HICP a SPOTREBA

Řád zpoždění	d_1_HICP/d_1_SPOTREBA	
	p-hodnota	H ₀
1	0,0527	nezamítáme
2	0,5693	nezamítáme
3	0,1807	nezamítáme
4	0,0018	zamítáme
5	0,3781	nezamítáme
6	0,8743	nezamítáme

Zdroj: Vlastní zpracování na základě výsledků ze statistického systému Gretl

V Tabulce 23 vidíme výsledky testu Grangerovy kauzality mezi proměnnými *HICP* a *SPOTREBA*. Z provedených výpočtů vyplývá, že proměnná *HICP* působí na proměnnou *SPOTREBA* při časovém zpoždění čtyř čtvrtletí. Tedy použitím proměnné *HICP* můžeme zlepšit predikci vývoje výdajů na spotřebu s tímto časovým zpožděním.

Tabulka 24: Výsledky EC modelu pro sledované proměnné úrokového kanálu SPOTREBA a HICP

d 1 SPOTREBA/d 1 HICP	
p-hodnota	H₀
0,9157	nezamítáme

Zdroj: Vlastní zpracování na základě výsledků ze statistického systému Gretl

Na základě výsledků Engle-Grangerova testu byla pro vztah mezi proměnnými *SPOTREBA* a *HICP* zjištěná kointegrace. Z tohoto důvodu nebyl pro tuto dvojici použit test Grangerovy kauzality, ale byl zvolen EC model, u kterého testujeme pouze jeden řád zpoždění. Výstupy této analýzy jsou uvedeny v Tabulce 24. V rámci testování byly formulovány následující hypotézy:

Nulová hypotéza (H₀) = Mezi proměnnými neexistuje krátkodobá kauzalita;

Alternativní hypotéza (H₁) = Mezi proměnnými existuje krátkodobá kauzalita.

O přijetí či zamítnutí hypotézy rozhodujeme na základě porovnání *p*-hodnoty s hladinou významnosti α . Pokud je *p*-hodnota menší než hodnota 0,05 pak je H_0 zamítnuta a existence krátkodobého vztahu je potvrzena. V tomto případě však výsledky ukazují, že *p*-hodnota zmíněnou hladinu nepřekročila, a proto nelze krátkodobý vztah mezi analyzovanými proměnnými potvrdit.

4.2.3 Úvěrový kanál

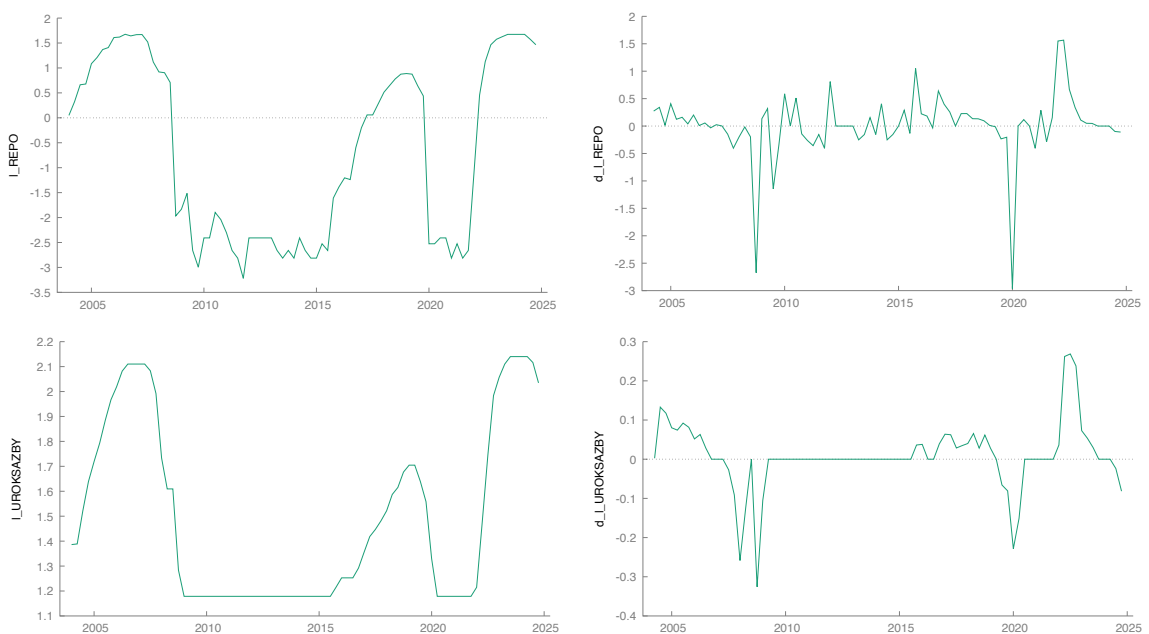
Posledním zkoumaným kanálem transmisního mechanismu FEDu je úvěrový kanál. Stejně jako u předchozích kanálů lze jeho jednotlivé kroky zjednodušit oproti dříve zmíněnému Obrázku 2 a to do vazeb, které lze vyjádřit následovně:

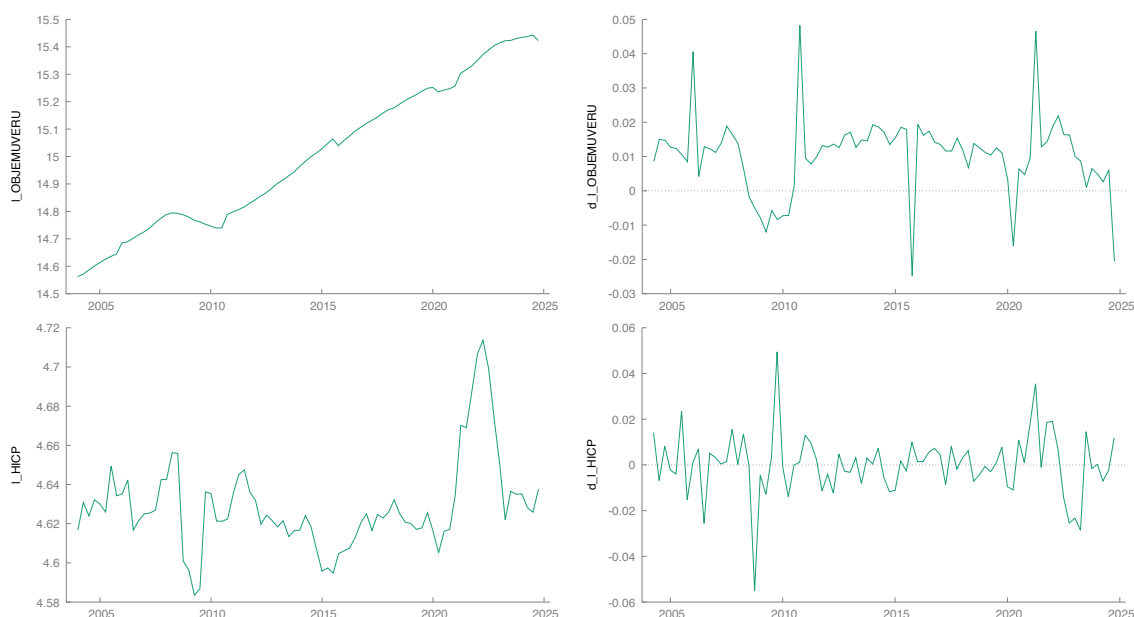
$$\text{Repo sazba} \Rightarrow \text{úroková sazba} \Rightarrow \text{objem úvěrů} \Rightarrow \text{HICP}.$$

Analogicky k předchozím kanálům začíná analýza úvěrového kanálu stanovením **optimálního řádu zpoždění** a výběrem vhodného druhu testu. I zde se při posuzování výsledků opíráme o nejnižší hodnotu HQC kritéria. Příloha F obsahuje Tabulku 1, která zachycuje výsledky určování optimálního zpoždění pro jednotlivé proměnné v rámci úvěrového kanálu. Výsledky ukazují, že v případě vztahu proměnných *REPO* a *UROKSAZBY* bylo jako nejvhodnější zpoždění určeno 2 čtvrtletí, jako vhodnější se v tomto případě ukázal test s konstantou a trendem. Tyto výsledky byly již testovány v první fázi kurzového kanálu a z toho důvodu byly získané výsledky použity i v případě úvěrového kanálu. Stejný test byl zvolen i pro vztah proměnných *UROKSAZBY* a *OBJEMUVERU*, kde bylo jako optimální zpoždění určeno

2 čtvrtletí. Naopak u dvojice *OBJEMUVERU* a *HICP* byl jako optimální test zvolen test pouze s konstantou s šestým řádem zpoždění. Všechny tyto hodnoty jsou zvýrazněny tučně a budou sloužit jako podklad pro další fáze analýzy úvěrového kanálu.

Dalším krokem analýzy tohoto kanálu je ověření **stacionarity** časových řad, a to opět prostřednictvím rozšířeného ADF testu. Testujeme nulovou i alternativní hypotézu, které byly definovány již v předchozí části práce, konkrétně v kapitole 3.1.2. Vyhodnocení tohoto testu děláme na základě porovnání *p*-hodnoty s hladinou významnosti 0,05. Pokud je *p*-hodnota větší než hladina významnosti, pak H_0 nezamítáme a řadu označujeme jako nestacionární. Naopak pokud je *p*-hodnota menší než hodnota 0,05 pak H_0 zamítáme a řada je považována za stacionární. Testování vychází z předem určeného optimálního zpoždění a zvoleného druhu testu. Výsledky ADF testu jsou uvedeny v příloze F v Tabulce 2. Na základě porovnání *p*-hodnot s hladinou významnosti bylo zjištěno, že proměnné nejsou stacionární, a proto bylo nutné je diferencovat. Ve všech případech postačila k dosažení stacionarity první diference. I u ověřování stacionarity byl výsledek časových řad *REPO* a *UROKSAZBY* převzat z analýzy stacionarity mezi těmito proměnnými u kurzového kanálu, neboť se jedná o stejnou fázi transmisního mechanismu u obou těchto kanálů. Obrázek 10 přehledně ukazuje rozdíl mezi původními logaritmovanými řadami a jejich první diferencí.





Obrázek 10: Průběh logaritmovaných a diferencovaných časových řad úvěrového kanálu FEDu

Zdroj: Vlastní zpracování na základě výsledků ze statistického systému Gretl

Dalším krokem v rámci analýzy úvěrového kanálu je aplikace Engle-Grangerova testu, jehož cílem je zjistit, zda mezi sledovanými časovými řadami existuje dlouhodobý vztah, tedy **kointegrace**. Výsledky testu jsou posuzovány na základě srovnání p -hodnoty s hladinou významnosti α . Nulová i alternativní hypotéza byla již stanovena v dřívější kapitole a to konkrétně 3.1.3. Pokud je výsledná p -hodnota větší než 0,05 pak se H_0 nezamítá a kointegrace mezi řadami potvrzena není. Naopak pokud vyjde p -hodnota menší než stanovená hladina významnosti 0,05 pak H_0 zamítáme a mezi testovanými vztahy jsme zjistili kointegraci. Pro testování byly, stejně jako v předchozích fázích analýzy, využity takové testy, které odpovídají dříve stanovenému optimálnímu řádu zpoždění. Výsledky testu jsou uvedeny v Tabulce 25.

Tabulka 25: Výsledky Engle-Grangerova testu pro sledované proměnné úvěrového kanálu

Testované vztahy	p -hodnota	H_0	Výsledek
$1 \text{ REPO} \Rightarrow 1 \text{ UROKSAZBY}$	0,2048	nezamítáme	není kointegrace
$1 \text{ UROKSAZBY} \Rightarrow 1 \text{ REPO}$	0,2742	nezamítáme	není kointegrace
$1 \text{ UROKSAZBY} \Rightarrow 1 \text{ OBJEMUVERU}$	0,7865	nezamítáme	není kointegrace
$1 \text{ OBJEMUVERU} \Rightarrow 1 \text{ UROKSAZBY}$	0,6834	nezamítáme	není kointegrace
$1 \text{ OBJEMUVERU} \Rightarrow 1 \text{ HICP}$	0,8215	nezamítáme	není kointegrace
$1 \text{ HICP} \Rightarrow 1 \text{ OBJEMUVERU}$	0,03358	zamítáme	kointegrace

Zdroj: Vlastní zpracování na základě výsledků ze statistického systému Gretl

Porovnáním získaných p -hodnot z Tabulky 25 se stanovenou hladinou významnosti 0,05 bylo zjištěno, že skoro ve všech případech tyto hodnoty tuto hranici překračují. To znamená, že

nulová hypotéza pro většinu sledovaných časových proměnných nebyla zamítnuta, což u těchto časových řad svědčí o neexistenci kointegrace. Avšak u posledního testovaného vztahu mezi proměnou *HICP* a časovou řadou *OBJEMUVERU* byla testováním zjištěna kointegrace. V rámci tohoto kanálu tedy byl identifikován jeden dlouhodobý vztah a to v uvedeném směru právě mezi těmito zkoumanými proměnnými.

Vzájemné vztahy mezi analyzovanými proměnnými budeme dále posuzovat na základě výsledků testu kointegrace, a to buď prostřednictvím modelu korekce chyby (EC model), nebo pomocí Grangerovy kauzality. V případech, kde kointegrace prokázána nebyla, využijeme Grangerův test. Naopak pro dvojice proměnných se zjištěnou kointegrací bude zkonstruován model korekce chyb.

Následujícím krokem analýzy účinnosti úvěrového kanálu je testování **Grangerovy kauzality**, které bude provedeno při maximálním uvažovaném zpoždění, konkrétně šesti čtvrtletích. Tento test slouží k identifikaci krátkodobých příčinných vazeb mezi časovými řadami a jeho cílem je zjistit, zda znalost jedné proměnné zlepšuje predikci druhé. Kauzalita může být jednostranná nebo obousměrná, proto se test provádí v obou směrech. Volba použitého modelu závisí na dříve určeném optimálním řádu zpoždění podle nejnižší hodnoty HQC kritéria. Test Grangerovy kauzality ověřuje nulovou a alternativní hypotézu uvedenou v kapitole 3.1.4. O výsledku rozhoduje výše *p*-hodnoty – pokud překročí hranici 0,05, nulová hypotéza se nezamítá a mezi proměnnými není prokázán krátkodobý vztah. Naopak při *p*-hodnotě nižší než 0,05 nulovou hypotézu zamítáme, čímž potvrzujeme existenci krátkodobého vztahu mezi analyzovanými časovými řadami.

Tabulka 26: Výsledky testu Grangerovy kauzality pro sledované proměnné úvěrového kanálu REPO a UROKSAZBY

Řád zpoždění	d 1 REPO/ d 1 UROKSAZBY		d 1 UROKSAZBY/ d 1 REPO	
	<i>p</i> -hodnota	H ₀	<i>p</i> -hodnota	H ₀
1	0,0100	zamítáme	2,88E-10	zamítáme
2	0,0651	nezamítáme	0,2995	nezamítáme
3	0,8811	nezamítáme	0,7520	nezamítáme
4	0,3950	nezamítáme	0,6874	nezamítáme
5	0,1634	nezamítáme	0,2561	nezamítáme
6	0,4641	nezamítáme	0,1458	nezamítáme

Zdroj: Vlastní zpracování na základě výsledků ze statistického systému Gretl

Výpočty uvedené v Tabulce 26 odpovídají již dřívější analýze tohoto vztahu a to konkrétně u kurzového kanálu, kde jsme tuto fázi transmisního mechanismu již testovali, výsledky jsou

patrné v Tabulce 17. Z výsledků vyplývá, že proměnná *REPO* má v Grangerově smyslu vliv na proměnnou *UROKSAZBY* při zpoždění jednoho čtvrtletí. To znamená, že zahrnutím repo sazby do modelu lze zpřesnit predikci vývoje úrokových sazeb v USA v tomto uvažovaném čtvrtletí. Analýza také ukazuje, že proměnná *UROKSAZBY* kauzálně ovlivňuje vývoj proměnné *REPO* v Grangerově smyslu a to také s časovým zpožděním jednoho čtvrtletí. Použití proměnné *UROKSAZBY* tedy přispívá ke zlepšení předpovědi vývoje proměnné *REPO* ve zmíněném časovém zpoždění. Výsledky tedy potvrzují, existenci obousměrné krátkodobé kauzality mezi těmito proměnnými.

Tabulka 27: Výsledky testu Grangerovy kauzality pro sledované proměnné úvěrového kanálu *UROKSAZBY* a *OBJEMUVERU*

Řád zpoždění	d_1_ UROKSAZBY/ d_1_ OBJEMUVERU		d_1_ OBJEMUVERU/ d_1_ UROKSAZBY	
	<i>p</i> -hodnota	H ₀	<i>p</i> -hodnota	H ₀
1	2,12E-06	zamítáme	0,1145	nezamítáme
2	0,3137	nezamítáme	0,3601	nezamítáme
3	0,1059	nezamítáme	0,3933	nezamítáme
4	0,3751	nezamítáme	0,7044	nezamítáme
5	0,9937	nezamítáme	0,9319	nezamítáme
6	0,4749	nezamítáme	0,7455	nezamítáme

Zdroj: Vlastní zpracování na základě výsledků ze statistického systému Gretl

Z výsledků uvedených v Tabulce 27 vyplývá, že proměnná *UROKSAZBY* má v Grangerově smyslu kauzální vliv na proměnnou *OBJEMUVERU* s časovým zpožděním jednoho čtvrtletí. Tedy použití proměnné úrokové sazby nám umožňuje přesnější odhad vývoje proměnné *OBJEMUVERU* v uvedeném zpoždění. Zároveň analýza neukazuje vztah mezi proměnnou *OBJEMUVERU* a *UROKSAZBY*. Všechny zjištěné *p*-hodnoty jsou vyšší než stanovená hladina významnosti 0,05. V tomto směru mezi časovými proměnnými není v Grangerově smyslu krátkodobý vztah.

Tabulka 28: Výsledky testu Grangerovy kauzality pro sledované proměnné úrokového kanálu OBJEMUVERU a HICP

Řád zpoždění	d 1 OBJEMUVERU/d 1 HICP	
	p-hodnota	H ₀
1	0,0927	nezamítáme
2	0,2843	nezamítáme
3	0,3941	nezamítáme
4	0,9899	nezamítáme
5	0,7389	nezamítáme
6	0,8154	nezamítáme

Zdroj: Vlastní zpracování na základě výsledků ze statistického systému Gretl

Na základě výsledků můžeme konstatovat, že proměnná *OBJEMUVERU* nepůsobí na proměnnou *HICP* v Grangerově smyslu (Tabulka 28). To znamená, že použitím proměnné *OBJEMUVERU* nemůžeme zlepšit predikci vývoje *HICP* ve sledovaných zpožděních.

Tabulka 29: Výsledky EC modelu pro sledované proměnné úvěrového kanálu HICP a OBJEMUVERU

d 1 HICP/d 1 OBJEMUVERU	
p-hodnota	H ₀
0,2761	nezamítáme

Zdroj: Vlastní zpracování na základě výsledků ze statistického systému Gretl

Na základě výsledků Engle-Grangerova testu, konkrétně testovaného vztahu mezi proměnnými *HICP* a *OBJEMUVERU* byla prokázána kointegrace. Proto namísto testu Grangerovy kauzality pro tento vztah použijeme EC model, u kterého testujeme pouze jeden řád zpoždění. Výsledky tohoto testu ukazuje Tabulka 29. Pro tento test byla testována následující nulová a alternativní hypotéza:

Nulová hypotéza (H₀) = Mezi proměnnými neexistuje krátkodobá kauzalita;

Alternativní hypotéza (H₁) = Mezi proměnnými existuje krátkodobá kauzalita.

I u tohoto testu porovnáváme výši *p*-hodnoty s hladinou významnosti α . V případě, že je *p*-hodnota menší než stanovená hladina významnosti 0,05 pak H₀ zamítáme a potvrzujeme tak krátkodobou kauzalitu mezi sledovanými proměnnými. Ze zjištěných výsledků lze tedy konstatovat, že krátkodobý vztah mezi sledovanými proměnnými nebyl prokázán.

4.3. Komparace a shrnutí zjištěných výsledků

V této práci byla provedena analýza transmisního mechanismu MP u dvou vybraných centrálních bank – České národní banky a Federálního rezervního systému. Zaměření práce

spočívalo v analýze přenosu měnověpolitických nástrojů do reálné ekonomiky prostřednictvím tří klíčových kanálů: kurzového, úrokového a úvěrového. K testování byla využita čtvrtletní data z období 2004-2024. Data byla vybírána s ohledem na srovnatelnost a dostupnost časových řad a to konkrétně pro ČNB bylo čerpáno z databáze ARAD. V případě FEDu byla data získána z databáze FRED (Federal Reserve Economic Data). Vzhledem k rozsahu práce byly jednotlivé kanály transmisního mechanismu zjednodušeny na několik klíčových proměnných.

Prvním krokem analýzy bylo určení optimálního řádu zpoždění a druhu testu. Což bylo určeno na základě nejnižší hodnoty Hannah-Quinnova informačního kritéria. V následující části analýzy byla ověřována stacionarita jednotlivých časových řad a to pomocí rozšířeného Dickey-Fullerova testu. V případech, kdy se ukázalo, že časová řada je nestacionární, byla stacionarita dosažena aplikací první diference. Dále byl na časové řady aplikován Engle-Grangerův test kointegrace, jehož cílem bylo zjistit existenci dlouhodobého vztahu mezi analyzovanými proměnnými. V případech, že byla kointegrace potvrzena, byl dále použit model korekce chyby, pomocí kterého zjišťujeme zda je mezi analyzovanými proměnnými krátkodobá kauzalita. Naopak v případě, kdy se kointegrace neprokázala, byl vztah mezi proměnnými dále testován prostřednictvím testu Grangerovy kauzality, který identifikuje krátkodobé příčinné vazby. U všech použitých testů byla hladina významnosti stanovena na 5 %, tedy $\alpha = 0,05$.

4.3.1 Shrnutí analýzy transmisního mechanismu České národní banky

V rámci analýzy transmisního mechanismu ČNB nebyla Engle-Grangerovým testem v žádném ze zkoumaných kanálů prokázána existence dlouhodobých kointegračních vztahů mezi jednotlivými analyzovanými proměnnými. Ovšem pomocí Grangerova testu kauzality analýza odhalila významné krátkodobé příčinné vztahy ve všech třech kanálech.

Tabulka 30: Obousměrné kauzální krátkodobé vztahy v jednotlivých kanálech transmisního mechanismu České národní banky

Testované vztahy	Výsledky Grangerovy kauzality
Kurzový kanál ČNB	
UROKSAZBY/EUR	Obousměrný kauzální vztah dle Grangera
Úrokový kanál ČNB	
UROKSAZBY/SPOTREBA	Obousměrný kauzální vztah dle Grangera
SPOTREBA/CPI	Obousměrný kauzální vztah dle Grangera
Úvěrový kanál ČNB	
UROKSAZBY/OBJEMUVERU	Obousměrný kauzální vztah dle Grangera
OBJEMUVERU/CPI	Obousměrný kauzální vztah dle Grangera

Zdroj: Vlastní zpracování na základě výsledků ze statistického systému Gretl

Jak můžeme vidět v Tabulce 30, tak v případě testování kurzového kanálu byl obousměrný krátkodobý vztah zjištěn pouze mezi úrokovými sazbami a měnovým kurzem. Lze tedy konstatovat, že proměnná *UROKSAZBY* ovlivňuje proměnnou *EUR* v Grangerově smyslu při druhém a pátém řádu zpoždění v opačném směru má proměnná *EUR* vliv na proměnnou *UROKSAZBY* při třetím řádu zpoždění. Použití jedné proměnné nám umožňuje zlepšit předpověď vývoje druhé proměnné s těmito časovými zpožděními. Je však nutné říct, že i mezi dalšími sledovanými proměnnými v tomto kanále byly zjištěny kauzální vztahy, avšak pouze jednosměrné, jak tomu bylo například u proměnných *UROKSAZBY* a dvoutýdenní repo sazby, ale i u inflace a měnového kurzu.

Také u úrokového kanálu byly identifikovány jednosměrné i obousměrné kauzální vztahy. Jednosměrný krátkodobý vztah byl zjištěn mezi proměnnou úrokové sazby a repo sazbami. Jak je patrné z Tabulky 30 mezi proměnnou *UROKSAZBY* a spotřebou domácností byl zjištěn obousměrný krátkodobý vztah. Použitím proměnné *UROKSAZBY* můžeme zlepšit predikci vývoje spotřeby domácností v ČR při druhém, čtvrtém a pátém čtvrtletí. Zařazení proměnné *SPOTREBA* do modelu přispívá ke zlepšení predikce vývoje úrokových sazeb a to při prvním, čtvrtém a pátém čtvrtletí. Rovněž mezi proměnnými *SPOTREBA* a indexem spotřebitelských cen byl zjištěn obousměrný kauzální vztah dle Grangera. Výsledky ukazují, že spotřeba domácností má vliv na vývoj indexu spotřebitelských cen při zpoždění jednoho, čtyř a pěti čtvrtletí. Současně bylo potvrzeno, že index spotřebitelských cen ovlivňuje spotřebu s časovým zpožděním jednoho a čtyř čtvrtletí, což znamená, že použití proměnné *CPI* přispívá k přesnější predikci spotřebitelského chování v těchto časových zpožděních. U úrokového kanálu stejně

jako u dalších zkoumaných kanálů nebyly prokázány dlouhodobé vztahy. To znamená, že měnová politika ČNB v případě snahy ovlivňovat konečný cíl, v tomto případě inflaci skrze úrokový kanál nemá očekávaný dopad na inflaci, neboť změna úrokových sazeb nemá dlouhodobý vliv na inflaci. Z dlouhodobého hlediska tedy není měnová politika ČNB účinná.

U posledního testovaného kanálu v rámci analýzy účinnosti transmisního mechanismu České národní banky byl u úvěrového kanálu zjištěn jednosměrný krátkodobý vztah mezi úrokovými sazbami a 2T repo sazbou. Dále byly zjištěny obousměrné krátkodobé vazby mezi proměnnou *UROKSAZBY* a objemem úvěrů. Proměnná *UROKSAZBY* působí na proměnnou *OBJEMUVERU* při časovém zpoždění dvou a čtyř čtvrtletí. V opačném směru působení použití proměnné *OBJEMUVERU* pomáhá zlepšit predikci vývoje úrokových sazeb při časovém zpoždění čtyř čtvrtletí. Obousměrná krátkodobá kauzalita byla také potvrzena mezi objemem úvěrů a indexem spotřebitelských cen. Proměnná *OBJEMUVERU* kauzálně působí na proměnnou *CPI* v Grangerově smyslu s časovým zpožděním čtyř čtvrtletí. Zároveň index spotřebitelských cen má vliv na objem úvěrů, a to při prvním, třetím a čtvrtém čtvrtletí. Z výsledků vyplývá, že mezi těmito proměnnými existuje vzájemná příčinná souvislost.

Výsledky analýzy účinnosti transmisního mechanismu v České republice ukazují, že i přes absenci dlouhodobých vztahů byly mezi jednotlivými časovými proměnnými zjištěny krátkodobé vazby a to zejména v úrokovém a úvěrovém kanále. Tyto výsledky odpovídají nastavení měnové politiky ČNB, která v uplynulých desetiletích aktivně využívá režim cílování inflace, který klade důraz na možné rychlé reakce CB na aktuální hospodářský vývoj. Převaha krátkodobých účinků transmisního mechanismu tak reflektuje flexibilitu měnové politiky ČNB a její schopnost reagovat na změny v krátkém časovém horizontu, i když bez trvalých dlouhodobých vazeb mezi nástroji MP a konečnými cíli. V dlouhodobém horizontu tedy transmisní mechanismus účinný není. Naopak zjištěné krátkodobé vztahy mezi jednotlivými proměnnými potvrzují účinnost transmisního mechanismu v krátkém období, což centrální bance poskytuje nástroj pro zpřesnění predikcí a tvorbu prognóz, alespoň mezi některými veličinami. U kurzového kanálu byl prokázán krátkodobý vztah mezi úrokovými sazbami a měnovým kurzem a také mezi kurzem a spotřebitelskými cenami. Příklad, který lze uvést je rok 2013, kdy ČNB zavedla kurzový závazek (oslabovala korunu), snažila se tak podpořit export, zvýšit dovozní ceny a tím přispět k růstu inflace, která byla v té době příliš nízká. U úrokového kanálu nebyl zjištěn žádný dlouhodobý vztah, tedy z dlouhodobého hlediska *REPO* sazby nemají dopad na inflaci, což je dáno například tím jak se daná ekonomika vyvíjí. Ve sledovaném období do ekonomik vstoupilo několik faktorů ať už finanční krize, světová

pandemie nebo válka. Sledovaný model pracuje pouze s určitými hodnotami daných proměnných, avšak na ekonomické veličiny působí i mnoho dalších faktorů, které nejsou ovlivnitelné centrální bankou. U úrokového kanálu byl zjištěn krátkodobý vztah mezi úrokovými sazbami a spotřebou českých domácností. Fungování těchto vztahů v ekonomice je možné ukázat na situaci na přelomu let 2021 a 2022, kdy v období růstu úrokových sazeb rostou náklady na financování, což vede k tomu, že si domácnosti méně půjčují a také mají méně prostředků na spotřebu. Byl také potvrzen krátkodobý vztah mezi spotřebou a spotřebitelskými cenami. Snížení spotřeby znamená, že domácnosti méně utrácí a tak dochází ke snížení celkové poptávky. Výsledky zjištěné u úvěrového kanálu, kde byla mezi tržními úrokovými sazbami a objemem úvěrů poskytnutých domácnostem v ČR zjištěn krátkodobý vztah lze přirovnat také k situaci ve zmíněném roce 2022. V této době došlo k nárůstu cen energií, ČNB zvyšovala repo sazbu, což vedlo ke zdražování hypoték. V průběhu roku pak došlo k výraznému propadu hypotečního trhu. Byl také zjištěn krátkodobý vztah mezi objemem úvěrů a spotřebitelskými cenami. S nižším objemem úvěrů (nejen hypotečních) ze strany domácností dochází k omezení poptávkového tlaku na růst cen (především nemovitostí), protože spotřebitelé mají k dispozici méně finančních prostředků, což může přispět ke zmírnění inflace.

4.3.2 Shrnutí analýzy transmisního mechanismu Federálního rezervního systému

Analýza transmisního mechanismu Federálního rezervního systému přinesla odlišné výsledky oproti zjištěným výsledkům TM v České republice, a to zejména v potvrzení dlouhodobých vztahů u některých kanálů. V rámci úrokového a úvěrového kanálu byla Engle-Grangerovým testem potvrzena kointegrace. Analýza pomocí Grangerova testu kauzality identifikovala významné krátkodobé vazby mezi proměnnými ve všech třech zkoumaných kanálech.

Tabulka 31: Obousměrné kauzální krátkodobé vztahy v jednotlivých kanálech transmisního mechanismu Federálního rezervního systému

Testované vztahy	Výsledky Grangerovy kauzality
Kurzový kanál FED	
REPO/UROKSAZBY	Obousměrný kauzální vztah dle Grangera
UROKSAZBY/EUR	Obousměrný kauzální vztah dle Grangera
EUR/HICP	Obousměrný kauzální vztah dle Grangera
Úrokový kanál FED	
REPO/UROKSAZBY	Obousměrný kauzální vztah dle Grangera
UROKSAZBY/SPOTREBA	Obousměrný kauzální vztah dle Grangera
Úvěrový kanál FED	
REPO/UROKSAZBY	Obousměrný kauzální vztah dle Grangera

Zdroj: Vlastní zpracování na základě výsledků ze statistického systému Gretl

V prvním analyzovaném kanále – kurzový kanál, nebyla prokázána kointegrace mezi žádnou dvojicí sledovaných proměnných. Přesto jak můžeme vidět v Tabulce 31 byly identifikovány obousměrné kauzální vztahy podle Grangera mezi proměnnou *REPO* a úrokovou sazbou, mezi úrokovou sazbou a měnovým kurzem a rovněž mezi kurzem a proměnnou *HICP*. Na základě zjištěných výsledků lze konstatovat, že proměnná *REPO* ovlivňuje vývoj úrokových sazeb v Grangerově smyslu při zpoždění jednoho čtvrtletí. Současně bylo zjištěno, že úrokové sazby působí na vývoj repo sazby se stejným časovým zpožděním. Zahrnutí jedné proměnné do modelu přispívá ke zlepšení odhadu druhé proměnné při časovém zpoždění jednoho čtvrtletí. Provedenou analýzou byl obousměrný vztah zjištěn i u dalších testovaných proměnných tohoto kanálu a to konkrétně mezi proměnnou *UROKSAZBY* a *EUR*. Konkrétně bylo zjištěno, že proměnná *UROKSAZBY* má vliv na proměnnou měnový kurz při zpoždění jednoho čtvrtletí. Současně bylo potvrzeno, že proměnná *EUR* ovlivňuje úrokové sazby v USA při čtvrtém řádu zpoždění. Mezi těmito proměnnými tedy existuje obousměrná vazba, což znamená, že znalost vývoje jedné z proměnných může přispět ke zlepšení predikce druhé proměnné v příslušných časových zpožděních. Z výsledků poslední testované dvojice proměnných v rámci kurzového kanálu, tedy proměnných *EUR* a *HICP* je patrné, že měnový kurz ovlivňuje vývoj indexu spotřebitelských cen v Grangerově smyslu při zpoždění čtyř čtvrtletí, což znamená, že zařazení proměnné *EUR* do modelu zlepšuje predikci vývoje *HICP* v tomto časovém horizontu. Zároveň analýza ukázala, že i *HICP* má kauzální vztah na proměnnou *EUR* rovněž při zpoždění čtyř čtvrtletí, takže použití indexu

spotřebitelských cen přispívá ke zpřesnění odhadu budoucího vývoje měnového kurzu při uvedeném zpoždění.

Dále byl testován úrokový kanál, u kterého byla zjištěna kointegrace a to konkrétně mezi proměnnou *SPOTREBA* a *HICP*, to poukazuje na existenci dlouhodobé vazby mezi spotřebitelským chováním a cenovou hladinou. V krátkém období však nebyla mezi těmito proměnnými pomocí EC modelu potvrzena kauzalita. Naopak mezi proměnnou *REPO* a *UROKSAZBY* byl identifikován obousměrný krátkodobý vztah a obdobně i mezi úrokovou sazbou a proměnnou *SPOTREBA*. Zjištěné výsledky ukazují, že proměnná *REPO* ovlivňuje úrokovou sazbu v Grangerově smyslu při zpoždění jednoho čtvrtletí. Zároveň bylo zjištěné, že i pro úroková sazby zpětně působí na repo sazbu rovněž se zpožděním jednoho čtvrtletí. To naznačuje, že proměnná *UROKSAZBY* může zlepšit přesnost predikce proměnné *REPO*, což platí i v opačném směru, v tomto časovém intervalu. Mezi proměnnou *UROKSAZBY* a *SPOTREBA* také platí obousměrný kauzální vztah podle Grangera. Úrokové sazby působí na spotřebu při časovém zpoždění prvního a třetího čtvrtletí. Z výsledků také vyplývá, že spotřeba domácností v Grangerově smyslu ovlivňuje úrokové sazby, a to při zpoždění dvou a čtyř čtvrtletí.

V rámci úvěrového kanálu byly zjištěny krátkodobé obousměrné vztahy podle Grangera pouze mezi proměnnou *REPO* a *UROKSAZBY*. Repo sazba má vliv na úrokovou sazbu při zpoždění jednoho čtvrtletí, zároveň analýza ukazuje, že i úroková sazba ovlivňuje repo sazbu rovněž se zpožděním jednoho čtvrtletí. Využití těchto proměnných v modelech tak přispívá ke zlepšení odhadu vývoje druhé proměnné. Mezi proměnnou *UROKSAZBY* a *OBJEMUVERU* byl zjištěn pouze jednosměrný vztah. Úroková sazba v Grangerově smyslu kauzálně ovlivňuje proměnnou *OBJEMUVERU* při zpoždění jednoho čtvrtletí. Využití této proměnné tak umožňuje přesnější predikci vývoje objemu úvěrů na území USA v tomto časovém zpoždění. V rámci úvěrového kanálu byla zjištěna kointegrace mezi analyzovanou proměnnou *HICP* a objemem úvěrů. Následnou aplikací EC modelu pro testování krátkodobých vztahů mezi proměnnými, však tento vztah prokázán nebyl.

Výsledky analýzy účinnosti transmisního mechanismu v USA ukazují, že v podmínkách této ekonomiky je mechanismus efektivní jak v krátkodobém, tak i dlouhodobém období. V rámci úrokového a úvěrového kanálu byla potvrzena existence dlouhodobých vztahů mezi klíčovými makroekonomickými proměnnými, což svědčí o jejich stabilních vazbách. Současně byly ve všech třech analyzovaných kanálech zachyceny významné krátkodobé kauzální vztahy,

kteře naznačují možnost CB rychle reagovat na aktuální situaci v americké ekonomice. Tento výsledek odráží strategii měnové politiky FEDu, která kombinuje cílování inflace s důrazem na podporu zaměstnanosti a stabilní ceny. Přítomnost krátkodobých i dlouhodobých vztahů ukazuje na vysokou robustnost transmisního mechanismu v americké ekonomice a svědčí o účinnosti měnověpolitických nástrojů v podmínkách vyspělého a rozvinutého finančního trhu Spojených států. V rámci kurzového kanálu byla potvrzena existence krátkodobých vazeb mezi všemi analyzovanými vztahy. Typickým příkladem fungování kurzového kanálu v USA je rok 2022, kdy FED zvyšoval úrokové sazby, americký dolar tak výrazně posílil vůči většině světových měn. V této době docházelo v USA ke snížení konkurenceschopnosti amerických exportérů, protože jejich zboží bylo pro zahraniční odběratele dražší. Naopak zlevnily dovozy, což pomohlo mírnit inflační tlaky. Analýza úrokového kanálu potvrdila existenci krátkodobého vztahu mezi repo sazbou a tržní úrokovou mírou, stejně jako mezi úrokovou mírou a spotřebou a zároveň odhalila dlouhodobou vazbu mezi spotřebitelskými cenami a spotřebou. To lze demonstrovat na situaci v letech 2022 a 2023, kdy začátkem roku 2022 začal FED prudce zvyšovat úrokové sazby v reakci na rychle rostoucí inflaci. Cílem bylo ztlumit spotřebu a investice amerických firem a zkrotit tak inflaci. Výsledky získané v rámci analýzy úvěrového kanálu, kde byl mezi repo sazbou a úrokovou sazbou a úrokovou sazbou a objemem úvěrů amerických domácností potvrzen krátkodobý vztah a zároveň mezi spotřebitelskými cenami a objemem úvěrů dlouhodobý vztah, lze ilustrovat situací z let finanční krize. V USA v roce 2007 došlo ke kolapsu trhu s hypotékami, banky omezily poskytování nových úvěrů. Objem úvěrů prudce klesnul, i přesto, že FED snižoval základní úrokovou sazbu téměř na nulu. Spotřeba domácností stejně tak jako investice firem se snížily, což vedlo k prohloubení hospodářského poklesu.

4.3.3 Komparace transmisního mechanismu České národní banky a Federálního rezervního systému

Komparací výsledků analýzy transmisního mechanismu mezi Českou národní bankou a Federálním rezervním systémem se ukazuje několik klíčových rozdílů i podobností. V případě ČNB nebyla v žádném z testovaných kanálů prokázána kointegrace, což znamená absenci stabilních dlouhodobých vazeb mezi sledovanými makroekonomickými proměnnými. V dnešním globalizovaném prostředí působí na inflaci řada vnějších faktorů, což je velmi významné převážně u ekonomik typu České republiky, tedy malých a otevřených ekonomik. Klíčové exogenní vlivy, které narušují dlouhodobý vztah mezi analyzovanými proměnnými a inflací mohou být například finanční inovace, globalizace či pokles nákladů firem

v souvislosti s využíváním moderních technologií. Ekonomika České republiky je výrazně podmíněna vývojem devizového kurzu a vnějším prostředím, přičemž klíčový vliv mají změny cen surovin, komodit a zahraniční poptávka. Významnou roli hraje také skutečnost, že měřená inflace zachycuje pouze cenové změny u vybraného spotřebního koše a nereflexuje například růst cen nemovitostí. U všech tří kanálů (úrokového, úvěrového i kurzového) byly zaznamenány významné krátkodobé kauzality, což naznačuje, že měnová politika ČNB má schopnost v krátkém období ovlivňovat klíčové části reálné ekonomiky, i když bez dlouhodobé rovnováhy. Naopak v případě FEDu byla v rámci úrokového a úvěrového kanálu potvrzena existence kointegrace, to svědčí o dlouhodobém propojení některých klíčových měnových a cenových proměnných v americké ekonomice. Kromě toho byly zachyceny i významné krátkodobé příčinné vztahy ve všech třech analyzovaných kanálech. Na základě zjištěných výsledků lze tedy konstatovat, že transmisní mechanismus měnové politiky je v podmínkách Spojených států robustnější, neboť funguje jak v krátkodobém, tak i dlouhodobém horizontu. Naopak v případě České republiky je účinnost transmisního mechanismu patrná především v krátkodobých vazbách, přičemž dlouhodobá stabilita mezi analyzovanými proměnnými nebyla prokázána. Tyto rozdíly mohou být ovlivněny nejen velikostí a strukturou obou ekonomik, ale také rozdílnou hloubkou finančního trhu a mírou otevřenosti hospodářství. Tyto výsledky jsou do značné míry také ovlivněny i zvoleným časovým horizontem, neboť ve sledovaném období vstoupilo do fungování ekonomik několik faktorů jako finanční krize, pandemie covid, ale také válka.

ZÁVĚR

Práce se zaměřila na zhodnocení účinnosti transmisního mechanismu měnové politiky České národní banky a Federálního rezervního systému. Měnová politika ČNB je postavena na režimu cílování inflace, kdy hlavním nástrojem je dvoutýdenní repo sazba. Měnová politika FEDu kombinuje cílování inflace a podporu zaměstnanosti. V krizových obdobích často využívá i nekonvenční nástroje, jako je kvantitativní uvolňování. Analyzovaný transmisní mechanismus představuje proces, prostřednictvím kterého změny měnověpolitických nástrojů centrálních bank, zejména úrokové sazby ovlivňují reálnou ekonomiku, především inflaci. Tento přenos se uskutečňuje prostřednictvím několika klíčových kanálů – pro práci byl zvolený kurzový, úrokový a úvěrový kanál. Transmisní mechanismus není okamžitý, jeho účinky se často projevují s určitým časovým zpožděním a jejich intenzita může být ovlivněna strukturou finančního trhu, mírou otevřenosti hospodářství, ale i globálními vlivy. Účinnost transmisního mechanismu je klíčová pro to, aby centrální banky dokázaly dosahovat svých hlavních cílů. V současné době se v oblasti zkoumání transmisního mechanismu měnové politiky objevují nové přístupy a rozšiřují se možnosti jeho analýzy. Jedním z moderních směrů je zahrnutí vlivu FinTech sektoru, který může měnit tradiční způsoby fungování měnové politiky a přenosy měnověpolitických impulsů do reálné ekonomiky. FinTech může ovlivňovat například úvěrový kanál, díky novým formám financování mimo klasický bankovní sektor, nebo měnit chování domácností v oblasti spotřeby a investic prostřednictvím digitálních platebních nástrojů.

Pro analýzu krátkodobých a dlouhodobých vztahů mezi vybranými proměnnými v období 2004–2024 byla využita analýza časových řad, především Engle-Grangerův test kointegrace a test Grangerovy kauzality. V rámci analýzy kurzového kanálu v ČR byl zjištěn obousměrný krátkodobý vztah mezi úrokovými sazbami a kurzem. U úrokového kanálu byl vyhodnocen obousměrný vztah mezi úrokovými sazbami a spotřebou i mezi spotřebou a CPI. V úvěrovém kanálu byly obousměrné vztahy zjištěny mezi úrokovými sazbami a objemem úvěrů a dále mezi objemem úvěrů a CPI. Analýza účinnosti transmisního mechanismu v USA odhalila u kurzového kanálu obousměrné kauzální vztahy mezi proměnnými REPO a úrokovou sazbou, úrokovou sazbou a kurzem a mezi kurzem a HICP. U úrokového kanálu byl zjištěn obousměrný vztah mezi proměnnými REPO a úrokovou sazbou a také mezi úrokovou sazbou a spotřebou. Zároveň byla v rámci úrokového kanálu potvrzena kointegrace mezi spotřebou a HICP, což ukazuje na dlouhodobý vztah mezi spotřebou a cenovou hladinou. U úvěrového kanálu byl obousměrný krátkodobý vztah zjištěn mezi proměnnou REPO a úrokovou sazbou. Navíc byla

potvrzena kointegrace mezi HICP a objemem úvěrů, což naznačuje existenci dlouhodobého vztahu.

Z výše uvedeného je patrné, že došlo k naplnění cíle diplomové práce, neboť výsledky ukazují, že transmisní mechanismus ČNB je účinný hlavně v krátkém období, zatímco u FEDu byla prokázána stabilita jak v krátkodobém, tak dlouhodobém horizontu, což odráží rozdíly ve struktuře finančního trhu a globalizaci obou ekonomik. Zjištěné výsledky jsou ovlivněny také několika nestandardními událostmi, které se během sledovaného období staly – finanční krize, pandemie či válka, které vedly centrální banky k použití nestandardních nástrojů. Všechny tyto události působí na měnovou politiku, respektive na ekonomický vývoj, což může být také jedním z důvodů proč není transmisní mechanismus účinný ve všech případech. Tyto vnější faktory, které na ekonomiky působí se velmi obtížně predikují.

POUŽITÁ LITERATURA

- [1] ALEEM, Abdul. (2010). Transmission mechanism of monetary policy in India. *Journal of Asian Economics*, 21.2: 186-197. <https://doi.org/10.1016/j.asieco.2009.10.001>
- [2] ARNOŠTOVÁ, Kateřina; HURNÍK, Jaromír. (2005). The monetary transmission mechanism in the Czech Republic (evidence from VAR analysis). Česká národní banka. Dostupné z: <https://ideas.repec.org/p/cnb/wpaper/2005-04.html>
- [3] ARLT, Josef; ARLTOVÁ, Markéta. *Ekonomické časové řady: [vlastnosti, metody modelování, příklady a aplikace]*. Praha: Grada Publishing, 2007. ISBN 978-80-247-1319-9.
- [4] ARLT, Josef; ARLTOVÁ, Markéta. *Finanční časové řady: [vlastnosti, metody modelování, příklady a aplikace]*. Praha: Grada Publishing, 2003. ISBN 80-247-0330-0.
- [5] BAHADUR, Khalilahmad Mussa. (2024). Analysing the Effectiveness of Monetary Transmission Mechanism in Mozambique: A VAR Model Approach. *International Journal of Economics and Finance*, 16.5: 1-1. <https://doi.org/10.5539/ijef.v16n5p1>
- [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*. Finance (Grada). Praha: Grada Publishing, 2020. ISBN 9788027122158.
- [8] ČESKÁ NÁRODNÍ BANKA © 2025. Měnová politika České národní banky. In: *Česká národní banka* [online]. [cit. 2025-01-19]. Dostupné z: https://www.cnb.cz/cs/o_cnb/menova-politika-ceske-narodni-banky/
- [9] ČESKÁ NÁRODNÍ BANKA © 2025. Vybrané ukazatele kurzového kanálu. In: *Česká národní banka* [online]. [cit. 2025-03-21]. Dostupné z: https://www.cnb.cz/arad/#/cs/display_link/basket__SFTP04M2102.SFTP01M11.SMIRNOOBUVMIRS301CZK011111.SCCSUM2015IS00.SCCSUM2005IS00.SFXS1M1EUR_
- [10] ČESKÁ NÁRODNÍ BANKA © 2025. Vybrané ukazatele úrokového kanálu. In: *Česká národní banka* [online]. [cit. 2025-03-21]. Dostupné z: https://www.cnb.cz/arad/#/cs/display_link/basket__SFTP04M2102.SFTP01M11.SMIRNOOBUVMIRS301CZK011111.SCCSUM2015IS00.SCCSUM2005IS00.MHSHHCXXADJYOYPECCOPQ_
- [11] ČESKÁ NÁRODNÍ BANKA © 2025. Vybrané ukazatele úvěrového kanálu. In: *Česká národní banka* [online]. [cit. 2025-03-21]. Dostupné z: https://www.cnb.cz/arad/#/cs/display_link/basket__SFTP04M2102.SFTP01M11.SMIRNOOBUVMIRS301CZK011111.SMIRNOOBUVMOBJ301CZK011111.SCCSUM2015IS00.SCCSUM2005IS00_
- [12] DIEGEL, Max; NAUTZ, Dieter. (2021). Long-term inflation expectations and the transmission of monetary policy shocks: Evidence from a SVAR analysis. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 130: 104192. <https://doi.org/10.1016/j.jedc.2021.104192>
- [13] DVORÁK, Petr. *Bankovníctví pro bankéře a klienty*. 3. přeprac. a rozš. vyd. Vysokoškolská učebnice. Praha: Linde, 2005. ISBN 807201515X.

- [14] EGEA, Fructuoso Borrillo; HIERRO, Luis Ángel. (2019). Transmission of monetary policy in the US and EU in times of expansion and crisis. *Journal of Policy Modeling*, 41.4: 763-783. <https://doi.org/10.1016/j.jpolmod.2019.02.012>
- [15] FEDERAL RESERVE ECONOMIC DATA (FRED) © 2025. Bank prime loan rate. In: *Federal reserve economic data* [online]. [cit. 2025-04-05]. Dostupné z: <https://fred.stlouisfed.org/series/MPRIME>
- [16] FEDERAL RESERVE ECONOMIC DATA (FRED) © 2025. Euro exchange rate. In: *Federal reserve economic data* [online]. [cit. 2025-04-05]. Dostupné z: <https://fred.stlouisfed.org/series/CCEUSP01USM651N>
- [17] FEDERAL RESERVE ECONOMIC DATA (FRED) © 2025. Federal funds effective rate. In: *Federal reserve economic data* [online]. [cit. 2025-04-05]. Dostupné z: <https://fred.stlouisfed.org/series/DFF>
- [18] FEDERAL RESERVE ECONOMIC DATA (FRED) © 2025. Harmonized index of consumer prices. In: *Federal reserve economic data* [online]. [cit. 2025-04-05]. Dostupné z: <https://fred.stlouisfed.org/series/CP0000USM086NEST>
- [19] FEDERAL RESERVE ECONOMIC DATA (FRED) © 2025. Personal consumption expenditures. In: *Federal reserve economic data* [online]. [cit. 2025-04-05]. Dostupné z: <https://fred.stlouisfed.org/series/PCE>
- [20] FEDERAL RESERVE ECONOMIC DATA (FRED) © 2025. Total consumer credit owned and securitized. In: *Federal reserve economic data* [online]. [cit. 2025-04-05]. Dostupné z: <https://fred.stlouisfed.org/series/TOTALSL>
- [21] FEDERAL RESERVE © 2021. Monetary policy: What are its goals? How does it works? In: *Federal reserve* [online]. [cit. 2025-01-05]. Dostupné z: <https://www.federalreserve.gov/monetarypolicy/monetary-policy-what-are-its-goals-how-does-it-work.htm>
- [22] FEDERAL RESERVE © 2021. Who we are. In: *Federal reserve* [online]. [cit. 2025-04-06]. Dostupné z <https://www.federalreserve.gov/aboutthefed/fedexplained/who-we-are.htm>
- [23] GMEINER, Robert; LARSON, Sven R. (2023). The Fiscal Transmission Mechanism of Inflation. *American Business Review*. <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.4350855>
- [24] GOTTSCHALK, Jan; VAN ZANDWEGHE, Willem; MARTINEZ RICO, Felipe. (2000). Money as an Indicator in the Euro Zone. Kiel Working Paper. Dostupné z: <https://www.econstor.eu/handle/10419/17918>
- [25] HASAN, Iftekhar; KWAK, Boreum; LI, Xiang. (2024). Financial technologies and the effectiveness of monetary policy transmission. *European Economic Review*, 161: 104650. <https://doi.org/10.1016/j.eurocorev.2023.104650>
- [26] HINDLS, Richard; HRONOVÁ, Stanislava; SEGER, Jan a FISCHER, Jakub. *Statistika pro ekonomy*. 8. vyd. Praha: Professional Publishing, 2007. ISBN 978-80-86946-43-6.
- [27] HUNG, Le Viet; PFAU, Wade D. (2009). VAR analysis of the monetary transmission mechanism in Vietnam. *Econometrics and International Development*, 9.1: 165-179. Dostupné z: https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1257854

- [28] HUŠEK, Roman. *Ekonometrická analýza*. Praha: Oeconomica, 2007. ISBN 978-80-245-1300-3.
- [29] JÍLEK, Josef. *Finance v globální ekonomice II: Měnová a kurzová politika*. Praha: Grada, 2013. ISBN 9788024745169.
- [30] LIEW, Venus Khim-Sen. (2004). Which lag length selection criteria should we employ? *Economics bulletin*, 3.33: 1-9. Dostupné z: https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=885505
- [31] MISHKIN, Frederic S. *The economics of money, banking and financial markets*. Thirteenth edition. Harlow: Pearson, [2022]. ISBN 978-1-292-40948-1.
- [32] ONDRČKA, Pavel. *Makroekonomie různých ekonomických proudů*. Brno: Masarykova univerzita, 2006. ISBN 80-210-3993-0.
- [33] POLOUČEK, Stanislav. *Peníze, banky, finanční trhy*. Beckovy ekonomické učebnice. Praha: C.H. Beck, 2009. ISBN 978-80-7400-152-9.
- [34] REVENDA, Zbyněk. *Centrální bankovníctví*. 3., aktualiz. vyd. Praha: Management Press, 2011. ISBN 978-80-7261-230-7.
- [35] REVENDA, Zbyněk. *Peněžní ekonomie a bankovníctví*. Vyd. 3., přeprac. Praha: Management Press, 2000. ISBN 80-7261-031-7.
- [36] REVENDA, Zbyněk; MANDEL, Martin; KODERA, Jan; MUSÍLEK, Petr a DVOŘÁK, Petr. *Peněžní ekonomie a bankovníctví*. Sedmé přepracované vydání. Jesenice: Ekopress, 2023. ISBN 9788087865842.
- [37] SENTURK, Ismail; ALI, Amjad. (2021). Effectiveness of Monetary Policy Channels: Insights from Four Emerging Economies. *Journal of Business and Economic Options*, 4.3: 1-9. Dostupné z: <https://resdojournals.com/index.php/jbeo/article/view/186>
- [38] SPULBAR, Cristi; BIRAU, Ramona. (2023). Monetary policy transmission mechanism in Romania over the period 2001 to 2012: a BVAR analysis. *Research Anthology on Macroeconomics and the Achievement of Global Stability*. IGI Global, p. 203-215. 10.4018/978-1-6684-7460-0.ch012
- [39] ŠENKÝŘOVÁ, Bohuslava. *Bankovníctví I: učebnice*. 1. Praha: Grada, 1997. ISBN 80-7169-464-9.
- [40] ŠTĚDRONĚ, Bohumír; POTŮČEK, Martin; KNÁPEK, Jaroslav; MAZOUCH, Peter a kol. *Prognostické metody a jejich aplikace*. 1. vydání. Praha: C.H. Beck, 2012. ISBN 978-80-7179-174-4.

SEZNAM PŘÍLOH

Příloha A	Analýza kurzového kanálu ČNB
Příloha B	Analýza úrokového kanálu ČNB
Příloha C	Analýza úvěrového kanálu ČNB
Příloha D	Analýza kurzového kanálu FED
Příloha E	Analýza úrokového kanálu FED
Příloha F	Analýza úvěrového kanálu FED

Příloha A – Analýza kurzového kanálu ČNB

Tabulka 1: Výsledky určení optimálního řádu zpoždění pro sledované proměnné kurzového kanálu

	Řád zpoždění	HQC (s konstantou)	HQC (s konstantou a trendem)
REPO ⇒ UROKSAZBY	1	0,910806	0,774068
	2	0,908777	0,754230
	3	0,830910	0,684327
	4	0,825286	0,692388
	5	0,818297	0,655756
	6	0,783641	0,670371

	Řád zpoždění	HQC (s konstantou)	HQC (s konstantou a trendem)
UROKSAZBY ⇒ EUR	1	2,107560	2,104892
	2	2,145268	2,139213
	3	2,182974	2,173910
	4	2,180098	2,184596
	5	2,214449	2,217041
	6	2,241642	2,245409

	Řád zpoždění	HQC (s konstantou)	HQC (s konstantou a trendem)
EUR ⇒ CPI	1	3,704417	3,741055
	2	3,445690	3,473501
	3	3,435144	3,453519
	4	3,445907	3,452059
	5	3,309052	3,326895
	6	3,345434	3,364068

Zdroj: Vlastní zpracování na základě výsledků ze statistického systému Gretl

Tabulka 2: Výsledky ADF testu pro sledované proměnné kurzového kanálu

I_REPO ⇒ I_UROKSAZBY	Časové proměnné	Druh testu s konstantou a trendem	Řád zpoždění 5	p-hodnota	Výsledek
	I REPO			0,6605	nestacionarita
	I UROKSAZBY			0,1965	nestacionarita
	d I REPO			0,002337	stacionarita
	d I UROKSAZBY			0,01037	stacionarita

I_UROKSAZBY ⇒ I_EUR	Časové proměnné	Druh testu s konstantou a trendem	Řád zpoždění 1	p-hodnota	Výsledek
	I UROKSAZBY			0,9014	nestacionarita
	I EUR			0,07525	nestacionarita
	d I UROKSAZBY			0,01457	stacionarita
	d I EUR			3,324E-18	stacionarita

I_EUR ⇒ I_CPI	Časové proměnné	Druh testu s konstantou	Řád zpoždění 5	p-hodnota	Výsledek
	I EUR			0,04563	stacionarita
	I CPI			0,2582	nestacionarita
	d I CPI			3,786E-08	stacionarita

Zdroj: Vlastní zpracování na základě výsledků ze statistického systému Gretl

Příloha B – Analýza úrokového kanálu ČNB

Tabulka 1: Výsledky určení optimálního řádu zpoždění pro sledované proměnné úrokového kanálu

REPO ⇒ UROKSAZBY	Řád zpoždění	HQC (s konstantou)	HQC (s konstantou a trendem)
	1	0,910806	0,774068
	2	0,908777	0,754230
	3	0,830910	0,684327
	4	0,825286	0,692388
	5	0,818297	0,655756
	6	0,783641	0,670371

UROKSAZBY ⇒ SPOTREBA	Řád zpoždění	HQC (s konstantou)	HQC (s konstantou a trendem)
	1	4,746790	4,750934
	2	4,780544	4,782104
	3	4,793051	4,787829
	4	4,536001	4,458547
	5	4,388920	4,364607
	6	4,395125	4,382689

SPOTREBA ⇒ CPI	Řád zpoždění	HQC (s konstantou)	HQC (s konstantou a trendem)
	1	3,615502	3,645142
	2	3,424829	3,438696
	3	3,418837	3,417874
	4	3,432639	3,413742
	5	3,279386	3,282007
	6	3,314728	3,319082

Zdroj: Vlastní zpracování na základě výsledků ze statistického systému Gretl

Tabulka 2: Výsledky ADF testu pro sledované proměnné úrokového kanálu

I_REPO ⇒ I_UROKSAZBY	Časové proměnné	Druh testu	Řád zpoždění	p-hodnota	Výsledek
	I REPO	s konstantou a trendem	5	0,6605	nestacionarita
	I UROKSAZBY			0,1965	nestacionarita
	d I REPO			0,002337	stacionarita
	d I UROKSAZBY			0,01037	stacionarita

I_UROKSAZBY ⇒ I_SPOTREBA	Časové proměnné	Druh testu	Řád zpoždění	p-hodnota	Výsledek
	I UROKSAZBY	s konstantou a trendem	5	0,1569	nestacionarita
	I SPOTREBA			4,701E-06	stacionarita
	d I UROKSAZBY			0,02929	stacionarita

I_SPOTREBA ⇒ I_CPI	Časové proměnné	Druh testu	Řád zpoždění	p-hodnota	Výsledek
	I SPOTREBA	s konstantou	5	0,03398	stacionarita
	I CPI			0,2573	nestacionarita
	d I CPI			3,744E-08	stacionarita

Zdroj: Vlastní zpracování na základě výsledků ze statistického systému Gretl

Příloha C – Analýza úvěrového kanálu ČNB

Tabulka 1: Výsledky určení optimálního řádu zpoždění pro sledované proměnné úvěrového kanálu

	Řád zpoždění	HQC (s konstantou)	HQC (s konstantou a trendem)
REPO ⇒ UROKSAZBY	1	0,910806	0,774068
	2	0,908777	0,754230
	3	0,830910	0,684327
	4	0,825286	0,692388
	5	0,818297	0,655756
	6	0,783641	0,670371

	Řád zpoždění	HQC (s konstantou)	HQC (s konstantou a trendem)
UROKSAZBY ⇒ OBJEMUVERU	1	20,550580	20,501331
	2	20,580858	20,504853
	3	20,531461	20,501086
	4	20,569181	20,533192
	5	20,530532	20,392277
	6	20,554051	20,422086

	Řád zpoždění	HQC (s konstantou)	HQC (s konstantou a trendem)
OBJEMUVERU ⇒ CPI	1	3,692173	3,722087
	2	3,428116	3,465293
	3	3,399363	3,436589
	4	3,394244	3,431972
	5	3,261002	3,296786
	6	3,298064	3,333649

Zdroj: Vlastní zpracování na základě výsledků ze statistického systému Gretl

Tabulka 2: Výsledky ADF testu pro sledované proměnné úvěrového kanálu

I_REPO ⇒ I_UROKSAZBY	Časové proměnné	Druh testu	Řád zpoždění	p-hodnota	Výsledek
	I REPO	s konstantou a trendem	5	0,6605	nestacionarita
	I UROKSAZBY			0,1965	nestacionarita
	d I REPO			0,002337	stacionarita
	d I UROKSAZBY			0,01037	stacionarita

I_UROKSAZBY ⇒ I_OBJEMUVERU	Časové proměnné	Druh testu	Řád zpoždění	p-hodnota	Výsledek
	I UROKSAZBY	s konstantou a trendem	5	0,1965	nestacionarita
	I OBJEMUVERU			0,003135	stacionarita
	d I UROKSAZBY			0,01037	stacionarita

I_OBJEMUVERU ⇒ I_CPI	Časové proměnné	Druh testu	Řád zpoždění	p-hodnota	Výsledek
	I OBJEMUVERU	s konstantou	5	0,3215	nestacionarita
	I CPI			0,2582	nestacionarita
	d I OBJEMUVERU			0,002693	stacionarita
d I CPI	3,79E-08			stacionarita	

Zdroj: Vlastní zpracování na základě výsledků ze statistického systému Gretl

Příloha D – Analýza kurzového kanálu FED

Tabulka 1: Výsledky určení optimálního řádu zpoždění pro sledované proměnné kurzového kanálu

REPO ⇒ UROKSAZBY	Řád zpoždění	HQC (s konstantou)	HQC (s konstantou a trendem)
	1	-0,961597	-1,007077
	2	-1,305902	-1,316128
	3	-1,269280	-1,278512
	4	-1,235703	-1,242794
	5	-1,201811	-1,211544
	6	-1,175282	-1,179698

UROKSAZBY ⇒ EUR	Řád zpoždění	HQC (s konstantou)	HQC (s konstantou a trendem)
	1	-3,724760	-3,789451
	2	-3,687583	-3,757155
	3	-3,650343	-3,738594
	4	-3,618386	-3,701671
	5	-3,647694	-3,695843
	6	-3,610132	-3,660421

EUR ⇒ HICP	Řád zpoždění	HQC (s konstantou)	HQC (s konstantou a trendem)
	1	3,561765	3,566010
	2	3,541537	3,546165
	3	3,570129	3,568936
	4	3,581977	3,570198
	5	3,509045	3,509254
	6	3,494529	3,478037

Zdroj: Vlastní zpracování na základě výsledků ze statistického systému Gretl

Tabulka 2: Výsledky ADF testu pro sledované proměnné kurzového kanálu

I_REPO ⇒ I_UROKSAZBY	Časové proměnné	Druh testu	Řád zpoždění	p-hodnota	Výsledek
	I REPO	s konstantou a trendem	2	0,783	nestacionarita
	I UROKSAZBY			0,3937	nestacionarita
	d I REPO			6,92E-11	stacionarita
	d I UROKSAZBY			0,009678	stacionarita

I_UROKSAZBY ⇒ I_EUR	Časové proměnné	Druh testu	Řád zpoždění	p-hodnota	Výsledek
	I UROKSAZBY	s konstantou a trendem	1	0,3937	nestacionarita
	I EUR			0,09481	nestacionarita
	d I UROKSAZBY			0,009678	stacionarita
	d I EUR			2,64E-15	stacionarita

I_EUR ⇒ I_HICP	Časové proměnné	Druh testu	Řád zpoždění	p-hodnota	Výsledek
	I EUR	s konstantou a trendem	6	0,3626	nestacionarita
	I HICP			0,137	nestacionarita
	d I EUR			1,74E-07	stacionarita
	d I HICP			0,007149	stacionarita

Zdroj: Vlastní zpracování na základě výsledků ze statistického systému Gretl

Příloha E – Analýza úrokového kanálu FED

Tabulka 1: Výsledky určení optimálního řádu zpoždění pro sledované proměnné úrokového kanálu

	Řád zpoždění	HQC (s konstantou)	HQC (s konstantou a trendem)
REPO ⇒ UROKSAZBY	1	-0,961597	-1,007077
	2	-1,305902	-1,316128
	3	-1,269280	-1,278512
	4	-1,235703	-1,242794
	5	-1,201811	-1,211544
	6	-1,175282	-1,179698

	Řád zpoždění	HQC (s konstantou)	HQC (s konstantou a trendem)
UROKSAZBY ⇒ SPOTREBA	1	4,356972	4,371615
	2	4,361420	4,370172
	3	4,384838	4,388645
	4	4,300423	4,277911
	5	4,121880	4,129128
	6	4,074811	4,060730

	Řád zpoždění	HQC (s konstantou)	HQC (s konstantou a trendem)
SPOTREBA ⇒ HICP	1	3,079624	3,113169
	2	3,092566	3,128255
	3	3,130182	3,165968
	4	3,141578	3,178736
	5	3,107351	3,143153
	6	3,099592	3,137066

Zdroj: Vlastní zpracování na základě výsledků ze statistického systému Gretl

Tabulka 2: Výsledky ADF testu pro sledované proměnné úrokového kanálu

I_REPO ⇒ I_UROKSAZBY	Časové proměnné	Druh testu	Řád zpoždění	p-hodnota	Výsledek
	I REPO	s konstantou a trendem	2	0,783	nestacionarita
	I UROKSAZBY			0,3937	nestacionarita
	d I REPO			6,92E-11	stacionarita
	d I UROKSAZBY			0,009678	stacionarita

I_UROKSAZBY ⇒ I_SPOTREBA	Časové proměnné	Druh testu	Řád zpoždění	p-hodnota	Výsledek
	I UROKSAZBY	s konstantou a trendem	6	0,09803	nestacionarita
	I SPOTREBA			0,02904	stacionarita
	d I UROKSAZBY			0,01572	stacionarita

I_SPOTREBA ⇒ I_HICP	Časové proměnné	Druh testu	Řád zpoždění	p-hodnota	Výsledek
	I SPOTREBA	s konstantou	1	0,0007681	stacionarita
	I HICP			0,02285	stacionarita

Zdroj: Vlastní zpracování na základě výsledků ze statistického systému Gretl

Příloha F – Analýza úvěrového kanálu FED

Tabulka 1: Výsledky určení optimálního řádu zpoždění pro sledované proměnné úvěrového kanálu

	Řád zpoždění	HQC (s konstantou)	HQC (s konstantou a trendem)
REPO ⇒ UROKSAZBY	1	-0,961597	-1,007077
	2	-1,305902	-1,316128
	3	-1,269280	-1,278512
	4	-1,235703	-1,242794
	5	-1,201811	-1,211544
	6	-1,175282	-1,179698

	Řád zpoždění	HQC (s konstantou)	HQC (s konstantou a trendem)
UROKSAZBY ⇒ OBJEMUVERU	1	24,183757	24,163959
	2	24,145140	24,110833
	3	24,157814	24,111465
	4	24,181874	24,124385
	5	24,217959	24,162009
	6	24,251842	24,194487

	Řád zpoždění	HQC (s konstantou)	HQC (s konstantou a trendem)
OBJEMUVERU ⇒ HICP	1	3,555758	3,593495
	2	3,526256	3,559472
	3	3,550526	3,577823
	4	3,553133	3,566378
	5	3,493607	3,523234
	6	3,468462	3,488135

Zdroj: Vlastní zpracování na základě výsledků ze statistického systému Gretl

Tabulka 2: Výsledky ADF testu pro sledované proměnné úvěrového kanálu

I_REPO ⇒ I_UROKSAZBY	Časové proměnné	Druh testu	Řád zpoždění	p-hodnota	Výsledek
	I REPO	s konstantou a trendem	2	0,783	nestacionarita
	I UROKSAZBY			0,3937	nestacionarita
	d I REPO			6,92E-11	stacionarita
	d I UROKSAZBY			0,009678	stacionarita

I_UROKSAZBY ⇒ I_OBJEMUVERU	Časové proměnné	Druh testu	Řád zpoždění	p-hodnota	Výsledek
	I UROKSAZBY	s konstantou a trendem	2	0,3937	nestacionarita
	I OBJEMUVERU			0,4946	nestacionarita
	d I UROKSAZBY			0,009678	stacionarita
	d I OBJEMUVERU			2,11E-07	stacionarita

I_OBJEMUVERU ⇒ I_HICP	Časové proměnné	Druh testu	Řád zpoždění	p-hodnota	Výsledek
	I OBJEMUVERU	s konstantou	6	0,8608	nestacionarita
	I HICP			0,06529	nestacionarita
	d I OBJEMUVERU			1,72E-08	stacionarita
	d I HICP			0,001038	stacionarita

Zdroj: Vlastní zpracování na základě výsledků ze statistického systému Gretl