MODELOVÁNÍ MAKROEKONOMICKÝCH AGREGÁTŮ ČESKÉ A SLOVENSKÉ EKONOMIKY POMOCÍ VAR MODELŮ

Radmila Krkošková*

Abstract

Modelling Macroeconomic Aggregates of the Czech and Slovak Economies Using VAR Models

The aim of the paper is to analyse, model and compare selected macroeconomic variables of the Czech and Slovak economies and their dynamics using VAR models. This article shows an application of a selected model on real-time series of chosen macroeconomic indicators using four variables (R – interest rate, M – money supply (**M2**), P – price level (CPI), Y – GDP). We identify and test two long-run relationships. The following hypotheses have been confirmed: H_1 : a change in monetary aggregate affects a change in price level and a change in economic growth; H_2 : there is a causal relationship between GDP and **M2**; H_3 : there is a direct correlation between interest rates and the price level anticipated in the Fisher equation. The following methods are used: Granger causality, impulse response function, cointegration and error correction models. In the end, econometric models of macroeconomic time series are compared in the Czech and Slovak economies. The calculations used EViews software.

Keywords: ADF test, Czech economy, Granger causality, Johansen test, Slovak economy

JEL Classification: C10, C19, E27

Úvod

Cílem práce je modelování české a slovenské ekonomiky na základě aplikace modelů vektorové autoregrese (modelů VAR). Modely VAR mají široké uplatnění v kvantifikaci a analýze vztahů na makroekonomické úrovni, při sestavování hospodářských politik a v analýze a anticipaci jejich dopadů na vývoj ekonomiky. V příspěvku jsou kromě VAR modelů uvedeny další ekonometrické nástroje, jako jsou Grangerova kauzalita, analýza funkcí odezvy, kointegrace časových řad.

Modely kointegrované vektorové regrese (CVAR) věnují pozornost dynamice ekonomických veličin. Ekonomické veličiny se krátkodobě odchyľují od svých rovnovážných hodnot, zatímco v delším časovém horizontu jsou k těmto rovnováhám přitahovány.

* Radmila Krkošková (krkoskova@opf.slu.cz), Slezská univerzita v Opavě, Obchodně podnikatelská fakulta v Karviné.

Tento článek vznikl za podpory projektu č. SGS/19/2019 „Aplikace systémů na řízení vztahů se zákazníky v prostředí malého a středního podnikání“, přijatého v roce 2019.

Dlouhodobě působí síly posunující rovnovážné stavy, to vede ke stochastickým vývojovým trendům, ale také působí síly, které přitahují veličiny k rovnováhám, a to vede ke kointegračním vztahům mezi nimi. Jak uvádí Hoover (2008) pro makroekonomické časové řady je charakteristická nestacionarita a kointegrovatelnost.

Blanchard (1993) a King (1991) ve svých studiích uvádějí CVAR modely, které začaly vznikat na začátku 90. let 20. století a byly orientovány na ekonomiku USA. Garrat a kol. (2003) ve své práci vytvořili model ekonomiky Spojeného království, který obsahoval pět rovnovážných vztahů strukturálního charakteru. Kointegrační analýza ukázala, že dlouhodobým rovnovážným strukturálním vztahům odpovídají empiricky zjištěné kointegrační vztahy, takže použitý model je pro malou otevřenou ekonomiku vhodný. V případě německé ekonomiky byla použita podobná metodika, jak uvádí Schneider a kol. (2008). Autoři testují model na německých čtvrtletních datech za období 1991–2005. V této práci byl použit VAR(2) model. Práce Assenmacherové-Wescheové a Pesarana (2008) je orientována na švýcarskou ekonomiku v období 1Q/1976 – 4Q/2006. Práce Hančlové a kol. (2010), a Stoklasové (2017) jsou orientovány na českou ekonomiku. Práce Hančlové a kol. (2017) se zabývá dlouhodobými vztahy v české a slovenské ekonomice. Analýza čtyřrovnice modelu je obsažena např. v práci Arlta, Arltové (2009) a Bisové (2011). Makroekonomickým modelováním se zabývalo již mnoho autorů, např. o vývoji makroekonomického modelování pomocí bayesovských vektorových autoregresních metod v indické ekonomice pojednává článek Dua (2017).

Thompson (2018) se ve své práci zabývá makroekonomickými modely v závislosti na mezinárodní úrokové sazbě a úrokových dotacích. Thompson (2018) uvádí, že investiční politika může ovlivnit hospodářský růst. Driscoll a Holden (2014) se zabývají behaviorálními funkcemi v závislosti na pokroku v makroekonomii. Významné behaviorální rysy (spravedlnost mezd, zaměstnanost) by měly být použity při navrhování důchodových systémů. Otázkou „bankovníctví v makroekonomické teorii a politice“ se zabývají ve své práci autoři Dia a Hoose (2017). Ve své práci popisují teoretické a empirické prvky, které vedly k poklesu důrazu na začlenění bankovníctví do analytických makroekonomických rámců mezi devadesátými lety a finanční krizí v letech 2007–2009.

1. Základní teoretická východiska a data

Aplikaci VAR modelů v makroekonomické analýze se významně věnoval americký ekonom Sims (1990). Sims stál za hlavním vzestupem zájmu o VAR modely v oblasti makroekonomické analýzy. Modely VAR nevyžadují při specifikaci rozlišovat endogenní a exogenní proměnné, tzn., že všechny proměnné obsažené ve VAR modelech jsou endogenní. Při ekonometrické specifikaci se pouze předpokládá, že proměnné jsou ve vzájemném vztahu – jednotlivé endogenní proměnné jsou vysvětleny zpožděnými hodnotami svými a zbylých proměnných. Práce Huška a Formánka (2014) ukazuje, jaké důsledky pro využití modelů VAR mají alternativní způsoby jejich specifikace, odhadu parametrů a identifikace. Tento článek vychází ze studie Arnoštové a Hurníka (2005), která se zabývá modelem VAR pro analýzu dopadů měnové politiky. V modelu vystupují tyto

proměnné: reálný HDP, index cen inflace, index cen komodit, domácí nominální krátkodobá úroková sazba, nominální kurz eura a peněžní zásoba (reprezentovaná měnovým agregátem *M2*). Zahrnutí těchto proměnných navazuje na benchmarkovou identifikaci v regionu střední a východní Evropy.

V článku je zvolen čtyřrovniceový VAR model, do kterého na základě předpokládání korelací jsou zahrnuty tyto proměnné – krátkodobá úroková míra, cenová hladina, peněžní zásoba a hrubý domácí produkt. Peněžní zásoba je v současné době chápána jako indikátor měnové politiky. Krátkodobá úroková míra a cenová hladina jsou základními proměnnými při cílování inflace. Cílem je potvrdit nebo vyvrátit následující hypotézy.

H_1 : Změna měnového agregátu ovlivňuje změnu cenové hladiny a změnu hospodářského růstu v obou zemích.

H_2 : V obou zemích existují kauzální vztahy mezi *GDP* a *M2*.

H_3 : V obou zemích existuje přímá úměra mezi úrokovou mírou a cenovou hladinou předpokládanou ve Fisherově rovnici.

Byly použity dvě rovnice reprezentující dlouhodobé rovnovážné trajektorie makroekonomického vývoje: poptávka po penězích (1) a Fisherova rovnice (2).

$$M2_t - GDP_t = c_1 + b_1 \cdot CPI_t + b_2 \cdot GDP_t + \varepsilon_{1t} \quad (1)$$

$$IR_t = c_2 + b_3 \cdot CPI_t + \varepsilon_{2t}. \quad (2)$$

1.1 Popis proměnných

Analýza byla prováděna na čtvrtletních datech za období 1Q/2005 – 4Q/2017. Zdrojem dat byly databáze ČNB, ČSÚ, SNB a Eurostat.

Krátkodobá nominální úroková míra (*IR*) je uváděna v procentech (PRIBOR 3M pro ČR, EURIBOR 3M pro SR), index spotřebitelských cen (*CPI*) je uváděn ve formě bazických indexů (rok 2005 = 100), nabídka peněz je v podobě nominálního peněžního agregátu (*M2*) v mil. Kč, resp. v mil. EUR, a reálný hrubý domácí produkt (*GDP*) v mil. Kč, resp. v mil. EUR.

Definice *M2* odráží zájem o analýzu a sledování peněžního agregátu, který kromě oběživa zahrnuje i likvidní vklady. Všechny proměnné byly sezónně očištěny metodou X12 ARIMA a byly zlogaritmovány. Upravené (zlogaritmované) časové řady pro Českou republiku mají označení: *IR_C*, *CPI_C*, *M2_C*, *GDP_C*, pro Slovensko mají označení: *IR_S*, *CPI_S*, *M2_S*, *GDP_S*.

1.2 VAR/VECM model

Vector Autoregressive model (VAR) a Vector Error Correction model (VECM) umožňuje vyjádřit a analyzovat simultánní vztah mezi proměnnými. Juselius (2006), Stock a Watson (2001) uvádějí, že VAR analýza vychází z myšlenky, že všechny proměnné využité pro analýzu zvolené závislosti jsou náhodné a simultánně závislé. To znamená, že

modelová struktura obsahuje pouze endogenní proměnné (kromě deterministické složky modelu), přičemž jejich maximální délka zpoždění je stejná.

Model VAR(p) lze zapsat v následující formě, přičemž se předpokládá, že $C_s = 0$ pro $s > p$:

$$Y_t = \eta + \sum_{s=1}^p C_s Y_{t-s} + U_t, \quad (3)$$

kde η je vektor konstant;

Y_t reprezentuje k proměnných modelu;

U_t je vektor náhodných složek modelu;

C_s je matice parametrů endogenních proměnných zpožděných o s období.

Zahrnutím dlouhodobého vztahu do (3) je získán VECM v následující podobě:

$$\Delta Y_t = \eta + \Pi Y_{t-1} + \sum_{s=1}^p C_s \Delta Y_{t-s} + U_t, \quad (4)$$

kde η je vektor konstant;

Y_{t-1} reprezentuje k proměnných modelu;

ΔY_t reprezentuje první difference k proměnných modelu;

U_t je vektor náhodných složek modelu;

Π je matice dlouhodobého vztahu; $\Pi = \alpha \beta^T$, kde α jsou odhadnuté parametry, které vyjadřují rychlost přizpůsobení systému a β je kointegrační vektor, resp. matice, kointegračních vektorů;

C_s je matice parametrů endogenních proměnných ve VAR prostoru zpožděných o s období.

Sims a kol. (1990) uvádějí, že při konstrukci VAR modelu se předpokládá, že vztah mezi zahrnutými proměnnými je simultánní a symetrický. Nezbytným předpokladem pro odvození VAR modelu je stacionární povaha všech časových řad.

Většina časových řad z oblasti makroekonomie a financí je nestacionární, nebo je integrována o řádu jedna $I(1)$, jak uvádí ve studii Engle a Granger (1987). $I(1)$ označujeme časovou řadu, jejíž první difference jsou stacionární. Z tohoto důvodu se provádí testování stacionarity dat neboli testy jednotkového kořene. V literatuře se často používá rozšířený Dickeyův-Fullerův test (ADF), který umožňuje otestovat přítomnost jednotkového kořene na základě tří modelů (5)–(7). Model (5) představuje model náhodné procházky, model (6) obsahuje konstantu (μ), model (7) obsahuje konstantu (μ) a trendovou složku (t). Testované modely jsou definovány následujícím způsobem:

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^K \rho_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (5)$$

$$\Delta y_t = \mu + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^K \rho_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (6)$$

$$\Delta y_t = \mu + \beta t + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^K \rho_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t. \quad (7)$$

Zjištění řádu integrace jednotlivých časových řad vychází z nulové hypotézy: $H_0: \gamma = 0$, která říká, že časová řada obsahuje jednotkový kořen, tzn., že nesystematická složka časové řady je typu $I(1)$. Proti nulové hypotéze je postavena alternativní hypotéza: $H_0: \gamma < 0$, která říká, že časová řada je stacionární.

1.3 Kointegrační analýza

Kointegrační analýza vychází z problematiky integrovaných procesů, kterými se poprvé komplexně zabývali Box a Jenkins (1970). Kointegrační analýza zkoumá krátkodobou dynamiku a dlouhodobý vztah mezi proměnnými. Každý systém je vystaven neustálým šokům, z krátkodobého hlediska tedy nedosahuje rovnovážného stavu. I přesto však mezi jednotlivými časovými řadami může existovat vztah, který lze z dlouhodobého hlediska označit jako rovnovážný. Arlt (1999) uvádí, že Engle a Granger vyvinuli jednoduchý test kointegrace založený na testu stacionarity reziduí. Engleův a Grangerův přístup lze označit za klasický přístup. Problém se objevuje v případě analýzy vztahu mezi více než dvěma proměnnými. Pak je lepší aplikovat Johansenův přístup (Johansen, 1988). Výhodou Johansenova přístupu je to, že kromě testu kointegrace umožňuje explicitně řešit potenciální existenci více kointegračních vektorů.

Kointegrační analýza vychází z hledání nenulových, tzv. vlastních čísel matice dlouhodobých vztahů (Π). Na základě tohoto testování je stanoven počet kointegračních vektorů v daném VECM modelu. Hodnota matice dlouhodobých vztahů (Π) je rovna počtu jejích nenulových vlastních čísel. Tento přístup využívá dvou testovacích kritérií: Eigenvalue statistics (8) and Trace statistics (9).

$$\lambda_{MAX}(r+1) = -T \ln(1 - \lambda_{r+1}) \quad (8)$$

$$\lambda_{TRACE}(r) = -T \sum_{i=r+1}^N \ln(1 - \lambda_i). \quad (9)$$

1.4 Analýza funkcí odezvy

Analýza funkcí odezvy (impulse-response analysis) umožňuje na základě odvozeného modelu analýzu jak krátkodobého, tak dlouhodobého vztahu mezi analyzovanými proměnnými. Arlt (1999) a Enders (2014) uvádějí, že analýza funkcí odezvy je spojena s otázkou, jakou reakci v jedné časové řadě vyvolá impuls v jiné časové řadě v rámci systému, který obsahuje ještě další časové řady. Jedná se tedy o zkoumání vztahu mezi dvěma jednorozměrnými časovými řadami ve vícerozměrném systému.

1.5 Testování stacionarity

Přípravnou fází odhadování VAR modelu je testování stacionarity proměnných zahrnutých do modelu a jejich prvních diferencí, které jsou značeny d (proměnná). Výsledky testů pro všechny proměnné jsou uvedeny v Příloze 1.

Na základě ADF testů byly logaritmované časové řady vyhodnoceny jako nestacionární. Data proto byla dále převedena na první diference, které již vykazují stacionaritu, jak je uvedeno v Příloze 1. Lze konstatovat, že všechny proměnné jsou ve svých původních úrovnových hodnotách integrované řádu 1, tj. $I(1)$, a proto mohou mezi těmito proměnnými existovat dlouhodobé kointegrační vztahy. Jestliže jsou původní logaritmované časové řady nestacionární, tak podle použitého stupně diference se v modelech VAR mohou použít jen takto diferencované řady, které jsou značeny d (proměnná).

Následující části článku se zabývají odhadováním a testováním základního makroekonomického modelu pro českou a slovenskou ekonomiku za období 1Q/2005 – 4Q/2017. Jednotlivé části jsou rozděleny do pěti kroků. Nejprve se stanoví řád VAR modelu a odhadne se čtyřrovnicový neomezený VAR model. V druhém kroku se testuje Grangerova kauzalita. V třetím kroku jsou popsány výsledky analýzy funkcí odezvy. Ve čtvrtém kroku se pomocí Johansenovy metody stanoví se počet kointegračních vztahů a jsou zde uvedeny odhady kointegračních vektorů. V posledním kroku je provedena diagnostika modelu.

2. Ekonometrický model pro českou ekonomiku

Proměnné (IR_C , CPI_C , $M2_C$, GDP_C) pro VAR modely vykazují vlastnosti nestacionarity prvního řádu, tj. $I(1)$, a proto mohou mezi těmito proměnnými existovat dlouhodobé kointegrační vztahy. Všechny časové řady obsahují 51 pozorování, byly sezónně očištěny a byly zlogaritmovány a diferencovány. Jako optimální řád modelu VAR se na základě informačních kritérií jeví jedno zpoždění (Schwarz, 1978). Byl odhadnut čtyřrovnicový neomezený VAR model. Odhady VAR(1) modelu jsou uvedeny v tabulce 1, směrodatné chyby v závorkách.

Tabulka 1 | Odhady VAR(1) modelu (1Q/2005 – 4Q/2017)

	$d(CPI_C)$	$d(GDP_C)$	$d(IR_C)$	$d(M2_C)$
$d(CPI_C(-1))$	0,896*** (0,055)	-0,337** (0,136)	-0,024*** (0,003)	0,176 (0,196)
$d(GDP_C(-1))$	0,003 (0,015)	1,045*** (0,039)	0,019** (0,001)	0,085 (0,056)
$d(IR_C(-1))$	0,689 (0,542)	-2,813 (2,018)	0,917*** (0,049)	-0,642 (3,162)
$d(M2_C(-1))$	0,028 (0,019)	0,062 (0,048)	0,018 (0,001)	0,867*** (0,069)

Poznámka: Statistická významnost na hladině významnosti 0,01 (***); 0,05 (**); 0,1 (*).

Zdroj: vlastní výpočty

Cenová hladina $d(CPI_C)$ je perzistentní a je ovlivněna pouze svou hodnotou v prvním zpoždění. Proměnná $d(GDP_C)$ je korelována se svou hodnotou v prvním

zpoždění a s cenovou hladinou. Rovnice úrokové míry $d(IR_C)$ ukazuje, že $d(IR_C)$ je ovlivněna všemi proměnnými modelu, kromě proměnné $d(M2_C)$. A měnový agregát $d(M2_C)$ je ovlivněn pouze svou hodnotou v prvním zpoždění.

Pro odhadnutý model VAR(1) byla dále zkoumána Grangerova kauzalita, která se zabývá testováním krátkodobých vztahů. Vztahy, ve kterých byla prokázána Grangerova kauzalita, zachycuje Příloha 2. Na 5% hladině významnosti byla prokázána oboustranná Grangerova kauzalita proměnných $d(CPI_C)$ a $D(IR_C)$. Dále byl na 5% hladině významnosti prokázán vliv indexu spotřebitelských cen $d(CPI_C)$ a hrubého domácího produktu $d(GDP_C)$ na měnový agregát $d(M2_C)$. Časová řada měnového agregátu $d(M2_C)$ působí v Grangerově smyslu na index spotřebitelských cen $D(CPI_C)$, což znamená, že časová řada měnového agregátu přispívá k vysvětlení vývoje časové řady spotřebitelských cen. Jiné krátkodobé vztahy nebyly identifikovány.

Z výsledků blokové exogenity v tabulce 2 vidíme, že společně proměnné krátkodobá úroková míra, cenová hladina a peněžní zásoba nemají vliv na vývoj ekonomického růstu. V tomto jediném případě nebyl společný vliv proměnných prokázán. Pokud budeme uvažovat uvedené proměnné samostatně, potvrdí se výsledek Grangerova testu, tedy že vliv vývoje cenové hladiny a úrokové míry nemají ve vývoji ekonomického růstu významnou roli.

Tabulka 2 | Bloková exogenita – závislá proměnná $d(GDP_C)$

Vyloučená proměnná	Signifikance
$d(CPI_C)$	0,96
$d(IR_C)$	0,27
$d(M2_C)$	0,02
Všechny	0,17

Zdroj: vlastní výpočty

Další otázkou je, jakou reakci v jedné časové řadě vyvolá impuls v jiné časové řadě v rámci systému, který obsahuje ještě další časové řady. Odpověď dává impulse-response analýza, jejíž výstupy jsou v obrázku 1. Jednotkový exogenní šok proměnné $d(M2_C)$ vyvolá růst $d(GDP_C)$, který trvá přibližně tři roky. Tempo růstu přitom prvního půl roku roste, pak klesá a efekty expanzivního stimulu monetární politiky postupně odeznívají a $d(GDP_C)$ se navrácí na rovnovážnou úroveň. To je v souladu s keynesiánskou teorií, že monetární politika může ovlivnit reálný produkt. Analýza impulse-response naznačuje, že peníze nejsou v krátkém období neutrální, reakce $d(GDP_C)$ na exogenní šok v měnovém agregátu $d(M2_C)$ je poměrně silná a dlouho odeznívá. Podobnou reakci vyvolává jednotkový exogenní šok v $d(M2_C)$ také u indexu spotřebitelských cen $d(CPI_C)$. Pozitivní jednotkový exogenní šok v $d(GDP_C)$ vyvolá nárůst tempa růstu měnového agregátu, ve 2. období dochází ke kulminaci a tempo růstu se pomalu snižuje. Celý proces trvá přibližně 4 roky. Jednotkový exogenní šok v cenové hladině pak

vyvolá nárůst měnového agregátu, který dosahuje vrcholu ve 2. období a poté tempo růstu pomalu klesá (ale je stále kladné), až se po 4 letech navrátí zpět do rovnováhy. Dále se podíváme na efekty jednotkového exogenního šoku v úrokové míře na ostatní endogenní proměnné. Měnový agregát reaguje mírným růstem s následným návratem zpět na rovnovážnou úroveň, reakce je velmi slabá. $d(GDP_C)$ klesá, po dvou obdobích roste, reakce je slabá a efekt vyprchá přibližně po třech letech.

Obrázek 1 | Výstupy analýzy funkcí odezvy (1Q/2005 – 4Q/2017)

Zdroj: vlastní výpočty

Obrázek 2 obsahuje vybrané funkce odezvy na pozitivní exogenní šok v měnovém agregátu (grafy v prvním řádku) a na pozitivní šok v úrokové sazbě (grafy v druhém řádku) velikosti jedné směrodatné odchylky pro čtyřrovnícový model s jedním zpožděním, který byl vypočten pro krizové období 4Q/2008 – 4Q/2012.

Obrázek 2 | Výstupy analýzy funkcí odezvy v krizovém období (4Q/2008 – 4Q/2012)

Zdroj: vlastní výpočty

Pozitivní exogenní jednotkový šok v měnovém agregátu vyvolá nárůst cenové hladiny, tempo růstu posléze klesá, jak odeznívá šok měnové politiky. Podobná je reakce úrokové míry na jednotkový exogenní šok v měnovém agregátu, avšak do rovnovážné úrovně se dostává později. V krizovém období 4Q/2008 – 4Q/2012 jsou průběhy grafů funkcí odezvy podobné jako v období 1Q/2005 – 4Q/2017, avšak počáteční nárůst cenové hladiny i úrokové míry je v krizovém období menší. Pozitivní exogenní jednotkový šok v úrokové míře má vliv na měnový agregát v delším horizontu, než je vliv na cenovou hladinu. Jednotkový šok v úrokové míře vyvolá nárůst měnového agregátu v krizovém období; v období 1Q/2005 – 4Q/2017 byla tato reakce velmi slabá. Jednotkový šok v úrokové míře vyvolá pokles cenové hladiny a od druhého období nárůst a cenová hladina se dostává do své rovnovážné úrovně. Podobná byla reakce cenové hladiny na šok v úrokové míře v období 1Q/2005 – 4Q/2017.

Článek se dále zabývá testováním počtu kointegračních vztahů ve VAR(1) modelu pro endogenní proměnné (IR_C , CPI_C , $M2_C$, GDP_C) pomocí Johansenovy metody, jak uvádí (Enders, 2001) a (Johansen, 1995). Byla potvrzena existence dvou kointegračních vztahů pro VECM(1). Jedná se o model, který zahrnuje neomezenou úrovnovou konstantu a omezenou trendovou složku. Pro odhadnutí dvou kointegračních vektorů bylo nutno zavést restriktce. Byly zavedeny restriktce, které vycházejí z dlouhodobé poptávky po penězích a Fisherova efektu (Arlt a Arltová, 2009). V prvním kointegračním vektoru

byl zafixován měnový agregát $M2_C$ na hodnotu 1 a úroková míra IR_C na hodnotu 0. Ve druhém kointegračním vektoru byl zafixován GDP_C a měnový agregát $M2_C$ na hodnotu 0 a úroková míra na hodnotu 1. Po zavedení restrikcí byly získány následující odhady kointegračních vektorů.

$$C_{1t} = M2_C_t - 1,59 \cdot GDP_C_t - 0,99 \cdot CPI_C_t \quad (10)$$

$$C_{2t} = IR_C_t - 0,27 \cdot CPI_C_t. \quad (11)$$

Podle vztahu (10) je měnový agregát $M2_C$ v přímé závislosti s GDP_C a s CPI_C . Vztah (11) ukazuje, že úroková míra je přímo závislá na CPI_S . Tyto výsledky jsou v souladu s ekonomickou teorií.

3. Ekonometrický model pro slovenskou ekonomiku

Proměnné (IR_S , CPI_S , $M2_S$, GDP_S) vykazují vlastnosti nestacionarity prvního řádu, tj. $I(1)$, a mohou mezi těmito proměnnými existovat dlouhodobé kointegrační vztahy. Všechny časové řady obsahují 51 pozorování, byly sezónně očištěny a byly zlogaritmovány a diferencovány. Optimální řád modelu VAR byl zvolen 1, stejně jako v případě VAR modelu pro českou ekonomiku. Byl odhadnut čtyřrovnícový neomezený VAR model. Odhady VAR(1) modelu jsou uvedeny v tabulce 3, směrodatné chyby v závorkách.

Tabulka 3 | Odhady VAR(1) modelu (1Q/2005 – 4Q/2017)

	$d(CPI_S)$	$d(GDP_S)$	$d(IR_S)$	$d(M2_S)$
$d(CPI_S(-1))$	0,926*** (0,035)	0,002 (0,106)	-0,796 (1,251)	0,014 (0,107)
$d(GDP_S(-1))$	0,066*** (0,023)	1,082*** (0,071)	1,999** (0,841)	0,295*** (0,072)
$d(IR_S(-1))$	0,001 (0,001)	-0,002 (0,003)	0,951*** (0,042)	-0,012*** (0,003)
$d(M2_S(-1))$	-0,026 (0,021)	-0,075 (0,065)	-1,478* (0,767)	0,721*** (0,065)

Poznámka: Statistická významnost na hladině významnosti 0,01 (***); 0,05 (**); 0,1 (*).

Zdroj: vlastní výpočty

Cenová hladina $d(CPI_S)$ je ovlivněna svou hodnotou v prvním zpoždění a proměnnou $d(GDP_S)$. Proměnná $d(GDP_S)$ je značně perzistentní a je korelována pouze se svou hodnotou v prvním zpoždění. Rovnice úrokové míry $d(IR_S)$ ukazuje, že $d(IR_S)$ je ovlivněna všemi proměnnými modelu, kromě proměnné $d(CPI_S)$. Měnový agregát je na 1% hladině významnosti ovlivněn všemi proměnnými modelu, kromě proměnné $d(CPI_S)$.

Vztahy, ve kterých byla prokázána Grangerova kauzalita, jsou uvedeny v Příloze 3. Na 5% hladině významnosti byla prokázána oboustranná Grangerova kauzalita proměnných $d(M2_S)$ a $d(IR_S)$. Dále byl na 5% hladině významnosti prokázán vliv proměnné $d(GDP_S)$ na proměnné $d(IR_S)$, $d(M2_S)$, $d(CPI_S)$. Časová řada hrubého domácího produktu působí v Grangerově smyslu na úrokovou míru, měnový agregát a index spotřebitelských cen. Jiné krátkodobé vztahy nebyly identifikovány.

Z výsledků blokové exogenity vyplývá, že společně proměnné krátkodobá úroková míra, cenová hladina a peněžní zásoba nemají vliv na vývoj ekonomického růstu. Dále nebylo prokázáno na hladině významnosti 5 %, že by proměnné cenová hladina, peněžní zásoba a hrubý domácí produkt společně ovlivňovaly krátkou úrokovou míru.

Obrázek 3 | Výstupy analýzy funkcí odezvy (1Q/2005 – 4Q/2017)

Zdroj: vlastní výpočty

Výstupy impulse-response analýzy jsou na obrázku 3. Jednotkový exogenní šok *proměnné* $d(M2_S)$ vyvolá růst $d(GDP_S)$, který trvá přibližně 3 roky. Tempo růstu přitom

prvního půl roku stoupá, pak klesá a efekty expanzivního stimulu monetární politiky postupně odeznívají a $d(GDP_S)$ se navrácí na rovnovážnou úroveň. To je v souladu s keynesiánskou teorií, že monetární politika může ovlivnit reálný produkt. Analýza impulse-response naznačuje, že peníze nejsou v krátkém období neutrální, reakce $d(GDP_S)$ na exogenní šok v měnovém agregátu $d(M2_S)$ je poměrně silná a dlouho odeznívá. Podobnou reakci vyvolává jednotkový exogenní šok v $d(M2_S)$ také u indexu spotřebitelských cen $d(CPI_S)$ a úrokové míry $d(IR_S)$. Pozitivní jednotkový exogenní šok v $d(GDP_S)$ vyvolá nárůst tempa růstu měnového agregátu, ve 3. období dochází ke kulminaci a tempo růstu se pomalu snižuje. Celý proces trvá přibližně 4 roky. Jednotkový exogenní šok v cenové hladině pak vyvolá nárůst měnového agregátu, který dosahuje vrcholu ve 2. období a poté tempo růstu pomalu klesá (ale je stále kladné), až se po 4 letech navrátí zpět do rovnováhy.

Dále se podíváme na efekty jednotkového exogenního šoku v úrokové míře na ostatní endogenní proměnné. Měnový agregát reaguje mírným poklesem s následným návratem zpět na rovnovážnou úroveň, reakce je velmi slabá. $d(GDP_S)$ roste, po dvou obdobích tempo růstu klesá, ale je kladné, až efekt vyprchá (přibližně po dvou letech).

Obrázek 4 | Výstupy analýzy funkcí odezvy v krizovém období (4Q/2008 – 4Q/2012)

Zdroj: vlastní výpočty

Obrázek 4 obsahuje vybrané funkce odezvy na pozitivní exogenní šok v měnovém agregátu (grafy v prvním řádku) a na pozitivní šok v úrokové sazbě (grafy v druhém

řádku) velikosti jedné směrodatné odchylky pro čtyřrovníkový model s jedním zpožděním, který byl vypočten pro krizové období 4Q/2008 – 4Q/2012.

Pozitivní exogenní jednotkový šok v měnovém agregátu vyvolá nárůst cenové hladiny, tempo růstu posléze klesá, jak odeznívá šok měnové politiky. A jednotkový šok v měnovém agregátu vyvolá pokles úrokové míry a do rovnovážné úrovně se dostává až v 10. období. V krizovém období 4Q/2008 – 4Q/2012 jsou průběhy grafů funkcí odezvy podobné jako v období 1Q/2005 – 4Q/2017, avšak počáteční nárůst cenové hladiny, resp. pokles úrokové míry, je v krizovém období menší. Reakce cenové hladiny i měnového agregátu na pozitivní exogenní jednotkový šok v úrokové míře je podobná. Šok vyvolá pokles cenové hladiny i měnového agregátu, ale reakce je v krizovém období stejně tak jako v období 1Q/2005 – 4Q/2017 velmi slabá.

Byla potvrzena existence dvou kointegračních vztahů pro VECM(1) slovenské ekonomiky. Jedná se o model, který zahrnuje neomezenou úrovnovou konstantu a omezenou trendovou složku. Pro odhadnutí dvou kointegračních vektorů bylo nutno zavést restriktce. Byly zavedeny stejné restriktce jako u modelu pro českou ekonomiku. V prvním kointegračním vektoru byl zafixován měnový agregát $M2_S$ na hodnotu 1 a úroková míra IR_S na hodnotu 0. Ve druhém kointegračním vektoru byl zafixován GDP_S a měnový agregát $M2_S$ na hodnotu 0 a úroková míra na hodnotu 1. Po zavedení restriktcí byly získány následující odhady kointegračních vektorů.

$$C_{1t} = M2_S_t - 1,31 \cdot GDP_S_t - 1,43 \cdot CPI_S_t \quad (12)$$

$$C_{2t} = IR_S_t - 1,12 \cdot CPI_S_t. \quad (13)$$

Podle vztahu (12) je měnový agregát $M2_S$ v přímé závislosti s GDP_S a s CPI_S . Vztah (13) ukazuje, že úroková míra je přímo závislá na CPI_S . Tyto výsledky jsou opět v souladu s ekonomickou teorií.

4. Komparace modelů a testování předpokladů modelů

Oba modely vykazují podobné výsledky. Měnový agregát ovlivňuje hrubý domácí produkt a vývoj indexu spotřebitelských cen jak v České republice, tak i na Slovensku. Ze vztahů (10)–(13) také vyplývá, že v obou zemích existuje přímá úměra mezi úrokovou mírou a indexem spotřebitelských cen. Co se týká vlivu úrokové míry na ostatní proměnné, dostáváme pro oba modely stejný výsledek: reakce proměnných na změnu úrokové míry je slabá. Pro oba modely jsou společné tyto kauzální vztahy: $GDP \rightarrow M2$, $M2 \rightarrow IR$.

Tabulka 4 uvádí výsledky testování předpokladů modelů VECM(1) pro českou a slovenskou ekonomiku. Pro testování normálnosti se aplikuje Doornikův-Hansenův test, který nezamítá nulovou hypotézu normálnosti reziduí. Test Ljungův-Boxův nezamítá nulovou hypotézu o absenci autokorelace. Test ARCH-LM nezamítá nulovou hypotézu absence heteroskedasticity. Testy byly provedeny na hladině významnosti 0,05 %.

Tabulka 4 | Předpoklady modelů (1Q/2005 – 4Q/2017)

	Autokorelace	Heteroskedasticita	Normalita
Nulová hypotéza	H_0 : není autokorelace	H_0 : není heteroskedasticita	H_0 : normalita reziduí
Test	Ljung-Box	ARCH-LM	Doornik-Hansen
Významnost pro ČR	0,587	0,492	0,107
Významnost pro SR	0,876	0,515	0,164

Zdroj: vlastní výpočty

V obou modelech byla autokorelace reziduálních složek testována pomocí LM testů. Hodnoty testů jsou uvedeny v tabulce 5. Tyto testy ukazují, že na 5% hladině významnosti nelze zamítnout nulovou hypotézu, že reziduální složky nejsou autokorelovány.

Tabulka 5 | Testování autokorelace reziduálních složek VECM(1)

	Česká republika		Slovensko	
Zpoždění	LM-statistika	Signifikance	LM-statistika	Signifikance
1	28,69	0,07	24,06	0,08
2	18,71	0,41	26,42	0,05
3	24,67	0,21	37,61	0,06
4	43,48	0,07	27,91	0,07

Zdroj: vlastní výpočty

Tabulka 6 | Upravené koeficienty determinace pro odhadnuté rovnice výsledného modelu

Adj.R²	$d(CPI_C)$	$d(GDP_C)$	$d(IR_C)$	$d(M2_C)$
	0,587	0,682	0,756	0,604
Adj.R²	$d(CPI_S)$	$d(GDP_S)$	$d(IR_S)$	$d(M2_S)$
	0,541	0,651	0,688	0,784

Zdroj: vlastní výpočty

Tabulka 6 ukazuje vypovídací schopnost jednotlivých odhadnutých rovnic ve VECM(1) s restrikcemi pro českou a slovenskou ekonomiku. Průměrná hodnota upraveného koeficientu determinace pro českou ekonomiku je $\text{adj.}R^2 = 0,657$ a pohybuje se v intervalu od 0,587 (rovnice CPI_C) do 0,756 (rovnice IR_C). Průměrná hodnota upraveného koeficientu determinace pro slovenskou ekonomiku je $\text{adj.}R^2 = 0,666$ a pohybuje

se v intervalu od 0,541 (rovnice CPI_S) do 0,784 (rovnice $M2_S$). Tyto míry vysvětlení jsou lepší ve srovnání s anglickou (Garrať, 2003) nebo švýcarskou studií (Assenmacher-Weschke, 2008).

Lze tedy shrnout, že odhady finálních verzí VECM(1) s restrikcemi jsou stabilní, relativně s vysokou vypovídací schopností. Reziduální složka není korelována, nebyla prokázána heteroskedasticita reziduální složky a také nebyla prokázána nenormalita reziduální složky v obou modelech.

Závěr

Tento článek se zabýval modelováním a srovnáním strukturálních dlouhodobých rovnovážných vztahů pro českou a slovenskou ekonomiku v období let 2005–2017. Modely pro obě země jsou podobné, nijak významně se neodlišují. Bylo použito modelování pomocí kointegračního vektorového autoregresního modelu s restrikcemi pro endogenní proměnné (IR_C , CPI_C , $M2_C$, GDP_C) pro českou ekonomiku, a pro proměnné (IR_S , CPI_S , $M2_S$, GDP_S) pro slovenskou ekonomiku. Odhady modelu VECM(1) s restrikcemi jsou stabilní, relativně s vysokou vypovídací schopností.

Pro oba modely bylo na základě vybraných kritérií zvoleno jedno zpoždění. Jedno zpoždění naznačuje, že dynamika nehraje ve vztazích mezi vybranými proměnnými tak významnou roli, jak se předpokládalo. Pro oba státy byla potvrzena existence 2 kointegračních vztahů. Podle vztahů (10) a (12) je měnový agregát $M2$ v přímé závislosti s hrubým domácím produktem GDP a také s indexem spotřebitelských cen CPI jak v modelu pro Českou republiku, tak v modelu pro Slovensko. Vztahy (11) a (13) ukazují, že úroková míra IR je přímo závislá na indexu spotřebitelských cen CPI . Tyto výsledky jsou v souladu s ekonomickou teorií. Z analýzy funkcí odezvy dostáváme tyto výsledky: změna měnového agregátu reaguje mírným růstem s následným návratem zpět na rovnovážnou úroveň, reakce je velmi slabá. $d(GDP_C)$ klesá, po dvou obdobích roste, reakce je slabá a efekt vyprchá přibližně po třech letech. Reakce $d(CPI_C)$ na $d(IR_C)$ je velmi slabá. Pro Slovensko dostáváme tyto výsledky: změna měnového agregátu reaguje mírným poklesem a následný návratem zpět na rovnovážnou úroveň, reakce je velmi slabá. $d(GDP_S)$ roste, po dvou obdobích tempo růstu klesá, ale je kladné, až efekt vyprchá (přibližně po dvou letech). Reakce $d(CPI_S)$ na $d(IR_S)$ je, stejně jako v případě České republiky, velmi slabá. Tato práce také obsahuje vybrané funkce odezvy na pozitivní exogenní šok v měnovém agregátu a na pozitivní šok v úrokové sazbě velikosti jedné směrodatné odchylky pro čtyř-rovnicový model s 1 zpožděním, který byl vypočten pro krizové období 4Q/2008 – 4Q/2012. V krizovém období 4Q/2008 – 4Q/2012 jsou průběhy grafů funkcí odezvy podobné jako v období 1Q/2005 – 4Q/2017.

V rámci analýzy funkcí odezvy vycházejí měnící se a někdy těžko interpretovatelné reakce. Ty mohou být způsobeny nesourodostí časových řad, která je způsobena především různými transformacemi české a slovenské ekonomiky, jimiž v minulosti prošly. Nejednoznačná je reakce úrokové míry na jednotkový exogenní šok v měnovém agregátu, která je v kladná pro Českou republiku a záporná pro Slovensko. V tabulce 1 je uvedeno, že pozitivní růst hrubého domácího produktu vede k poklesu inflace v České republice.

Většinou je to obráceně a může to svědčit o možných problémech ve specifikaci rovnice. Tabulka 3 uvádí, že pozitivní růst hrubého domácího produktu vede k růstu inflace na Slovensku. Tyto problémy mohou být způsobeny nezahrnutím dalších proměnných, např. měnového kurzu. K dosažení lepších modelů by bylo vhodné zahrnout také makroekonomické ukazatele jiných ekonomik (např. Německa, resp. Maďarska), se kterými jsou Česká republika, resp. Slovensko, svázány.

Co se týká existence krátkodobých vztahů, byly pro českou ekonomiku identifikovány tyto krátkodobé vztahy: vzájemný vztah mezi $d(CPI_C)$ a $d(IR_C)$, a dále tyto kauzální vztahy: $d(CPI_C) \rightarrow d(M2_C)$, $d(GDP_C) \rightarrow d(M2_C)$, $d(M2_C) \rightarrow d(IR_C)$. Pro slovenskou ekonomiku byly identifikovány tyto krátkodobé vztahy: vzájemný vztah mezi $d(M2_S)$ a $d(IR_S)$, a dále tyto kauzální vztahy $d(GDP_S) \rightarrow d(IR_S)$, $d(GDP_S) \rightarrow d(CPI_S)$, $d(GDP_S) \rightarrow d(M2_S)$.

Nevýhodou aplikace VAR modelů na makroekonomické agregáty je nutnost stacionarity použitých časových řad. Stacionarizací se ztrácí určitá část informace. Další nevýhodou je rapidní nárůst odhadovaných parametrů při zahrnutí velkého počtu endogenních proměnných. Pro čtvrtletní makroekonomická data je zpravidla nutné volit VAR modely o nízké délce maximálního zpoždění, což neumožňuje zachytit dostatečně dynamiku modelu. Přes zmíněné nedostatky se koncepce VAR modelů jeví jako vhodná v oblasti makroekonomické analýzy české a slovenské ekonomiky.

Použité modely pro malou otevřenou ekonomiku jsou teoreticky i empiricky konzistentní, protože odhadované parametry mají rozumná znaménka i hodnoty. Empirické výsledky jsou ovlivněny tím, že česká i slovenská ekonomika prodělaly ve sledovaném období měnovou krizi, vyznačující se netypickým chováním úrokových sazeb, peněžních ukazatelů, měnového kurzu a dalších indikátorů. Měnová krize také ovlivnila interakce mezi zkoumanými proměnnými. Bylo by zajímavé provést analýzu, která bude zkoumat a porovnávat situaci před a po krizi, a rozšířit model o další makroekonomické ukazatele.

Přílohy

Příloha 1 | Testování jednotkového kořene

Proměnná	n/c/c + t	T-statistika	Signifikantnost	Výsledek	Proměnná	n/c/c+t	T-statistika	Signifikantnost	Výsledek
IR_C	c	-1,84	0,49	N	$d(IR_C)$	c	-5,64	***	S
CPI_C	n	3,91	0,99	N	$d(CPI_C)$	n	-2,87	**	S
$M2_C$	c	-2,29	0,17	N	$d(M2_C)$	c	-10,08	***	S
GDP_C	c	0,33	0,97	N	$d(GDP_C)$	c	-3,11	**	S
IR_S	c	0,91	0,99	N	$d(IR_S)$	c	-4,42	***	S
CPI_S	c	-2,69	0,08	N	$d(CPI_S)$	c	-4,59	***	S
$M2_S$	c	-2,04	0,26	N	$d(M2_S)$	c	-6,33	***	S
GDP_S	c	-2,77	0,07	N	$d(GDP_S)$	c	-4,88	***	S

Statistická významnost na hladině významnosti 0,01 (***); 0,05 (**); 0,1 (*)

Zdroj: vlastní výpočty

Příloha 2 | Grangerova kauzalita ČR (zpoždění 1. řádu)

Nulová hypotéza	Zamítnutí H_0
$d(CPI_C)$ není příčinou v Grangerově smyslu $d(IR_C)$	ANO
$d(IR_C)$ není příčinou v Grangerově smyslu $d(CPI_C)$	ANO
$d(CPI_C)$ není příčinou v Grangerově smyslu $d(M2_C)$	ANO
$d(GDP_C)$ není příčinou v Grangerově smyslu $d(M2_C)$	ANO
$d(M2_C)$ není příčinou v Grangerově smyslu $d(IR_C)$	ANO

Zdroj: vlastní výpočty

Příloha 3 | Grangerova kauzalita Slovensko (zpoždění 1. řádu)

Nulová hypotéza	Zamítnutí H_0
$d(M2_S)$ není příčinou v Grangerově smyslu $d(IR_S)$	ANO
$d(IR_S)$ není příčinou v Grangerově smyslu $d(M2_S)$	ANO
$d(GDP_S)$ není příčinou v Grangerově smyslu $d(IR_S)$	ANO
$d(GDP_S)$ není příčinou v Grangerově smyslu $d(M2_S)$	ANO
$d(GDP_S)$ není příčinou v Grangerově smyslu $d(CPI_S)$	ANO

Zdroj: vlastní výpočty

Literatura

- Arlt, J. (1999). *Moderní metody modelování ekonomických časových řad*. Praha: Grada Publishing. ISBN 80-7169-539-4.
- Arlt, J., Arltová, M. (2009). *Ekonomické časové řady*. Praha: Professional Publishing. ISBN 978-80-86946-85-6.
- Arnošťová, K., Hurník, J. (2005). *The Monetary Transmission Mechanism in the Czech Republic (Evidence from VAR Analysis)*. Czech National Bank. Prague Working Paper No. 4.
- Assenmacher-Weschke, K., Pesaran, M. H. (2008). *A VECX Model of the Swiss Economy*. CESifo Working Paper No. 2281. Cambridge: University of Cambridge. ISSN 1661-1438. Dostupné z: SSRN: <http://ssrn.com/abstract=1112545>
- Bisová, S. (2011). *Dynamická analýza české ekonomiky pomocí VAR modelů*. Sborník z mezinárodní konference v Praze: Nové trendy v ekonometrii a operačním výzkumu. Bratislava: EKONÓM, pp. 6–15.
- Blanchard, O. J., Quah, D. (1989). The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances. *American Economic Review*, 79(4), 655–673.
- Box, G. E. P. a Jenkins, G. M. (1970). *Time Series Analysis, Forecasting and Control*. San Francisco: Holden-Day.

- Dia, E., Hoose, D. (2017). Banking in Macroeconomic Theory and Policy. *Journal of Macroeconomics*, 54(B), 149–160, <https://doi.org/10.1016/j.jmacro.2017.07.009>
- Driscoll, J., Holden, S. (2014). Behavioral Economics and Macroeconomic Models. *Journal of Macroeconomics*, 41, 133–147, <https://doi.org/10.1016/j.jmacro.2014.05.004>
- Dua, P. (2017). Macroeconomic Modelling and Bayesian Methods. *Journal of Quantitative Economics*, 15(2), 209–226, <https://doi.org/10.1007/s40953-017-0077-4>
- Enders, W., Siklos, P. L. (2001). Cointegration and Threshold Adjustment. *Journal of Business & Economic Statistics*, 19(2), 166–176, <https://doi.org/10.1198/073500101316970395>
- Enders, W. (2014). *Applied Econometric Time Series*. Hoboken: Wiley. ISBN 978-1-118-80856-6.
- Engle, R. F., Granger, C. W. J. (1987). Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica*, 55(2), 251–276, <https://doi.org/10.2307/1913236>
- Garratt, A., Lee, K., Pesaran, M. H., Shin, Y. (2003). A Long Run Structural Macroeconometric Model of the UK. *The Economic Journal*, 113(487), 412–455, <https://doi.org/10.1111/1468-0297.00131>
- Hoover, K. D., Johansen, S., Juselius, K. (2008). Allowing the Data to Speak Freely: The Macroeconometrics of the Cointegrated Vector Autoregression. *American Economic Review*, 98(2), 251–255, <https://doi.org/10.1257/aer.98.2.251>
- Hušek, R., Formánek, T. (2014). Alternativní specifikace, odhad a identifikace vektorových autoregresí. *Acta Oeconomica Pragensia*, 22(4), 52–72, <https://doi.org/10.18267/j.aop.446>
- Johansen, S. (1988). Statistical Analysis of Cointegrating Vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(3), 231–254.
- Johansen, S. (1995). *Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*. Oxford: Oxford University Press. ISBN 9780198774501.
- Juselius, K. (2006). *The Cointegrated VAR Model – Methodology and Applications*. Oxford University Press. ISBN 0-19-928567-5.
- King, R. G., Plosser, C. I., Stock, J. H., Watson, M. W. (1991). Stochastic Trends and Economic Fluctuations. *American Economic Review*, 81(4), 819–840.
- Schneider, E., Chen, P., Joachim Frohn (2007). A Long-Run Structural Macroeconometric Model for Germany. *Economics Discussion Papers 47. The Open-Access, Open-Assessment E-Journal*. Kiel Institute for the World Economy. Dostupné z: <http://www.economics-ejournal.org/economics/discussionpapers/2007-47>
- Schwarz, G. (1978). Estimating the Dimension of a Model. *The Annals of Statistics*, 6(2), 461–464, <https://doi.org/10.1214/aos/1176344136>
- Sims, C. A., Stock, J. H., Watson, M. W. (1990). Inference in Linear Time Series Models with Some Unit Roots. *Econometrica*, 58(1), 113–144, <http://doi.org/10.2307/2938337>
- Stock, H. J., Watson, W. M. (2001). Vector Autoregressions. *Journal of Economic Perspectives*, 15(4), 101–115, <http://doi.org/10.1257/jep.15.4.101>
- Stoklasová, R. (2017). Macroeconomic Modelling of the Czech Economy Using Cointegration Vector Autoregression. *Acta academica karviniensia*, 17(3), 83–91, <https://doi.org/10.25142/aak.2017.024>
- Thompson, H. (2018). A Macroeconomic Model for a Small Member of a Monetary Union. *International Review of Economics & Finance*, 56, 564–567, <https://doi.org/10.1016/j.iref.2017.12.010>