

RAKOUSKÁ TEORIE HOSPODÁŘSKÉHO CYKLU: VAR ANALÝZA PRO USA V LETECH 1978–2013

Martin Komrska, Vysoká škola ekonomická v Praze*

Úvod

Ekonomická krize datující svůj počátek k roku 2007 aspiruje dle Bernankeho (2010) na vůbec nejvážnější krizi v celé moderní historii. Zasloužila si to jak svým globálním rozměrem, tak dalekosáhlými důsledky pro finanční trhy. Je určitým paradoxem, že právě takto skončilo období předchozích dvou dekad, jež si díky všeobecnému poklesu volatility hlavních makroekonomických veličin získalo označení „Great Moderation“.¹ Pro ekonomy představují události posledních několika let přirozený impuls k oživení debaty o původu a podstatě hospodářských fluktuací.

Jednou z neortodoxních teorií, která pomalu získává ztracenou pozornost, je rakouská teorie hospodářského cyklu (Austrian Business Cycle Theory, dále jen „ABCT“).² Rostoucímu zájmu o ABCT přispívá přibývající kritika autorů z širokého akademického spektra směrem k expanzivní měnové politice centrálních bank (Tempelman, 2010).³ ABCT disponuje originálním transmisním mechanismem vedoucím od monetárních šoků k nerovnovážným změnám v kapitálové struktuře ekonomiky, které nevyhnutelně končí korekcí spojenou s hospodářským poklesem. ABCT zároveň představuje relevantní odpověď na současnou kritiku Schularicka a Taylora (2012) či Reinhartové a Rogoffa (2013), kteří upozorňují na nedostatečnou pozornost věnovanou úvěrovým agregátům.⁴ Klíčovým kanálem rakouské transmise je totiž právě úvěrový trh.⁵ ABCT zároveň zapadá do empirických poznatků Kydlanda a Prescottta (1990), neboť dokáže vysvětlit silnou procykličnost fixních investic i širších peněžních agregátů, aniž by se při tom jakkoliv opírala o pohyby cenové hladiny.

* Text vznikl v rámci vědecké činnosti na Vysoké škole ekonomické a byl podpořen interním grantem IG506014.

- 1 Zmírnění volatility hlavních makroekonomických proměnných v období „Great Moderation“ dokumentuje Summers (2005).
- 2 Přestože Hayek získal za své příspěvky k objasnění fenoménu hospodářského cyklu Nobelovu cenu za ekonomii, ABCT se nikdy nestala standardní součástí mainstreamové makroekonomie.
- 3 Viz např. Taylor (2009) či Hott a Jokipii (2012).
- 4 Srovnej s Kollar (2013), který vyzdvihuje úvěrovou aktivitu jako stěžejní determinant pohybu finančních aktiv v průběhu hospodářského cyklu.
- 5 Právě schopnost vysvětlit propojenost distorzí ve finančním a reálném sektoru je podle Zamrazilové (2011, str. 9) výraznou výhodou ABCT.

Cílem této práce je rozšíření doposud velmi skromného počtu ekonometrických prací zaměřených na ABCT.⁶ V další části textu využívám Grangerovy (1969) kauzality a funkci odezvy k ověření hlavních kauzálních vztahů, které lze na základě ABCT empiricky formulovat. Na rozdíl od předchozích kvantitativních studií, které se ABCT věnovaly, tato je postavena na reálných, nikoliv nominálních úrokových sazbách. Zároveň je zde vůbec poprvé jako vysvětlující proměnná použita tzv. implicitní úroková míra, což je koncept odvozený z teoretických děl Hayeka (1935), Misesa (1998) či De Sotoa (2009).

Článek má následující strukturu: Nejprve stručně představuje základní charakteristiku rakouské teorie hospodářského cyklu (sekce 1) a z ní vyplývající testované hypotézy (sekce 2). Důraz je zde kladen na význam úrokové míry, přičemž představeno je zároveň rozlišení explicitní a implicitní úrokové míry. Následuje diskuze analytického aparátu (sekce 3), zejména pak rovnicové podoby výchozího VAR modelu. Sekce 4 se věnuje využitým datům, včetně všech provedených úprav. Stěžejní částí práce je prezentace a komentář k empirickým výsledkům (sekce 5). Závěr nabízí shrnutí výsledků a možné implikace pro další rozvoj ABCT.

1. Rakouská teorie hospodářského cyklu

Komplex poznatků, který je dnes znám jako rakouská teorie hospodářského cyklu, získal svou prvotní systematickou reprezentaci v dílech Hayeka (1933, 1934, 1935), který mj. právě za tyto své příspěvky obdržel později Nobelovu cenu.⁷ Moderní a obecnější podobu ABCT, která je svým grafickým aparátem blíže neoklasické ekonomii, nabízí zejména Garrison (2001).⁸ Základní charakteristikou ABCT je důraz na koordinační roli úrokové míry. Ta v rakouském pojetí není pouze vyrovnávací cenou na trhu zápůjčních fondů, ale ovlivňuje také relativní alokaci investičních prostředků (v rakouské terminologii tzv. „strukturu produkce“).⁹ Schopnost úrokové míry pružně reagovat na reálné změny úspor či investiční poptávky je v tomto pojetí stěžejním předpokladem vnitřní strukturální rovnováhy každé ekonomiky. Vzhledem k důrazu na časový element výrobního procesu rakouští ekonomové zdůrazňují, že nejpodstatnější část ekonomické aktivity se odehrává v kategorii meziproductů, nikoliv v kategorii finálních productů, na které se soustředí národní účetnictví.

6 Ekonometrickou analýzu ABCT nabízí Wainhouse (1984), Keeler (2001), Young (2005), Mulligan (2006), Carilli a Dempster (2008), Bismas a Mougeot (2009) či Bjerkenes et al. (2010).

7 Za prvního autora, který představil hrubé obrysy rakouské verze monetární teorie cyklu, je považován Mises (1953).

8 Významná je také interpretace De Sotoa (2009), který se věnuje širším aspektům bankovního práva a účetnictví.

9 Termín „struktura produkce“ představuje rakouský koncept charakterizující uspořádání zdrojů (především kapitálových statků) v různě časově náročných výrobních procesech. Pro moderní rozpracování konceptu struktury produkce viz Skousen (1990) či De Soto (2009).

Již ve svých raných dílech Hayek (1933) upozorňoval, že současná podoba bankovního uspořádání, která je typická vysokou elasticitou úvěrové nabídky, může způsobovat divergenci reálné úrokové míry od úrovně, které by dosahovala při absenci monetárních distorzí (tzv. přirozené úrokové míry).¹⁰ Odchylka tržní a přirozené úrokové míry (tj. vznik úrokového gapu) je touto optikou speciálním případem narušení relativních cen, který vede k nasměrování výrobních zdrojů do dlouhodobě neudržitelných investičních projektů. Sestupná fáze cyklu je pak chápána jako nevyhnutelná revize dřívější chybné alokace výrobních zdrojů. Tento korekční proces se následně prostřednictvím nestability ve finančním sektoru rozprostírá do širší ekonomiky.

2. Testované hypotézy

ABCT bude pro potřeby této práce reprezentována následující sadou hypotéz:

- I. Vliv úrokové míry na strukturu výdajů:
 - A. Růst explicitní úrokové míry vede k relativnímu poklesu investičních výdajů vzhledem ke spotřebním výdajům.
 - B. Růst implicitní úrokové míry vede k relativnímu poklesu investičních výdajů vzhledem ke spotřebním výdajům.
- II. Vliv úrokové míry na strukturu produkce:
 - A. Růst explicitní úrokové míry vede k relativnímu přesunu zdrojů v rámci struktury produkce, a to směrem od raných k pozdním stádiím produkce.
 - B. Růst implicitní úrokové míry vede k relativnímu přesunu zdrojů v rámci struktury produkce, a to směrem od raných k pozdním stádiím produkce.

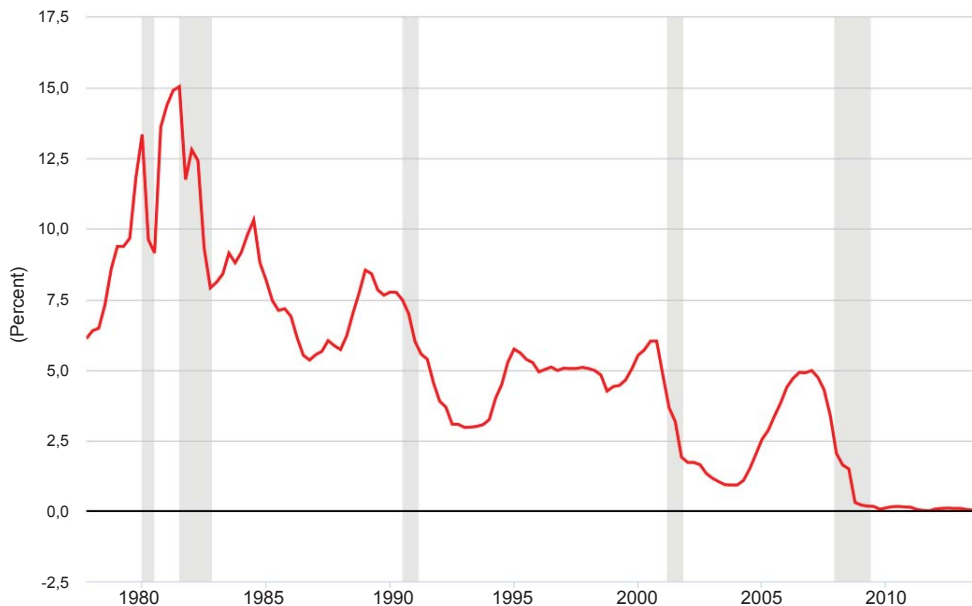
Z výše uvedeného je patrný akcent na význam úrokové míry, jenž nachází svou oporu nejen v teoretických základech ABCT, ale také v empirické realitě. Z grafu 1 je dobře patrný pravidelný cyklus úrokové míry, který poblíž recese dosahuje své vrcholné fáze.

Tento vývoj lze vysvětlit různými způsoby, nejjednodušeji aktivistickou politikou centrální banky, která reaguje na (probíhající či očekávanou) recesi poklesem úrokových sazeb, což později vede k „přehřívání“ ekonomiky a reverzní reakci měnově-politických autorit. ABCT však z uvedeného vývoje úrokové míry vyvozuje originální konsekvence pro strukturální změny v ekonomickém systému.

10 Hayekovo pojetí přirozené úrokové míry, které staví na odlišnosti barterové a peněžní ekonomiky, se významně odlišuje od konceptu, který pod stejným názvem používá hlavní proud ekonomie. Tam je úroková míra nejčastěji chápána jako úroková míra kompatibilní se stabilitou cen a minimalizací produkčního gapu (Laubach a Williams 2003, Bjornland et al. 2011, Mesonnier 2011). V pojetí nových keynesovců je to zároveň úroková míra, která by přetrvávala ve světě bez nominálních fríků (Neiss a Nelson 2003, Amato 2005, Weber 2006).

Graf 1

Výnos tříměsíčních US Treasuries v průběhu sledovaného období, šedé plochy označují americké recese dle NBER



Zdroj: databáze St. Luis Fed

Jestliže má úroková míra, jak předpokládá ABCT, významný vliv na alokaci zdrojů napříč strukturou produkce, pak její dramatické změny (ať už mají původ v exogenních rozhodnutích centrální banky či vycházejí endogenně z druhého stupně bankovní soustavy) nutně představují specifické ekonomické konsekvence, které běžná makroekonomická intuice nezohledňuje.¹¹

Tradiční verze ABCT, jejíž zjednodušenou grafickou reprezentaci nabízí Garrison (2001, str. 62–63) předpokládá, že pokles úrokové míry souvisí s relativním (!) nárůstem investičních výdajů oproti výdajům spotřebním (hypotézy I). Tuto novou strukturu výdajů pak ekonomika akomoduje prostřednictvím pozměněné alokace zdrojů, kdy je více výrobních prostředků přesunuto právě do tzv. vzdálených stádií produkce (hypotézy II).

Poprvé v rámci dosavadní linie empirických výzkumů na bázi ABCT bude při testování úrokové transmise odlišena explicitní a implicitní úroková míra.¹² Explicitní

11 Konvenční makroekonomické modely (viz např. Bernanke a Gertler 1995, Mishkin 1995, Mukherjee a Bhattacharya 2011) akcentují především inverzní vztah mezi úrokovou mírou a agregátními výdaji (pokles úrokových měr → růst spotřeby a investic), aniž by se zaměřovaly na relativní vztah mezi těmito komponenty HDP, což je naopak ústředním zájmem ABCT.

12 Pojem implicitní úroková míra je v tomto kontextu použit vůbec poprvé. S fundamentálně odlišným významem ji používá např. Mitchell (1979) či Prušvic (2010).

úroková míra odpovídá běžnému pojetí úrokových měr, které jsou standardně empiricky reprezentovány sazbami z bankovních úvěrů či výnosy státních dluhopisů. Za implicitní úrokovou míru bude v tomto textu označován cenový poměr, který odpovídá tradičnímu rakouskému teoretickému pojetí úrokové míry. V abstraktní rovině se jedná o poměr cen současných a budoucích statků (viz Mises 1998, str. 521; De Soto 2009, str. 285), což v souladu s kapitálovou teorií rakouské ekonomie lze empiricky zachytit jako poměr cen spotřebních a výrobních (neboli kapitálových) statků.

2.1 Analytický aparát

Primárními nástroji pro testování výše uvedených hypotéz jsou v této práci Grangerova kauzalita (GK) a funkce odezvy. Při využití GK je nutné mít na paměti, že ze své podstaty se jedná o test závislosti časové, nikoliv nutně závislosti příčinné.

Pro testování GK využívám následující postup navržený Grangerem (1969, str. 431). Vychází z odhadu dvourovnicového lineárního VAR modelu bez úrovnových konstant, přičemž „ p “ označuje maximální délku zpoždění:¹³

$$X_t = \sum_{j=1}^p a_j X_{t-j} + \sum_{j=1}^p b_j Y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (1.2)$$

$$Y_t = \sum_{j=1}^p c_j X_{t-j} + \sum_{j=1}^p d_j Y_{t-j} + \mu_t \quad (1.3)$$

Granger (1969, str. 428) vlastní pojetí kauzality definuje tak, že veličina X kauzálně působí na Y , pokud se odhady hodnot Y zpřesní využitím informací o minulých hodnotách X . Jinými slovy, pokud se potvrdí, že veličina X je ve vztahu Grangerovy kauzality k veličině Y , pak platí, že X je relevantní pro odhady budoucího vývoje Y (Covey a Bessler 1992, str. 146).

Pro VAR model reprezentovaný rovnicemi (1.2) a (1.3) lze z výše uvedené koncepce kauzality vyvodit tyto podmínky: jestliže je Y v kauzálním vztahu k X , pak musí platit, že některý z koeficientů b_j je nenulový. Obdobně, pokud veličina X má ve smyslu Grangerovy kauzality podmiňovat Y , pak některý z koeficientů c_j musí být nenulový.¹⁴

Komplementárním nástrojem k testu GK bude analýza funkcí odezvy. Funkce odezvy představují reakci jedné endogenní proměnné na náhodný šok do druhé endogenní proměnné. Náhodný šok by u stacionárních časových řad měl v druhé endogenní vyvolat krátkodobou odezvu, která časem odezní. Bodový odhad odezvy

13 V níže uvedené analýze stanovuji počet zpoždění na základě minimalizace HQC informačního kritéria. Koeficienty VAR modelu jsou odhadovány metodou nejmenších čtverců s využitím standardních chyb robustních vůči heteroskedasticitě a autokorelaci.

14 K otestování výše uvedených podmínek využívám dílčího F-testu (viz Gujarati 2004, str. 698).

jednotlivých proměnných na příslušné šoky doplňují o 95% interval spolehlivosti. K problému identifikace strukturálního VAR modelu je zde přístupováno pomocí Choleského dekompozice. Řazení proměnných bude explicitně uvedeno u každého odhadu funkce odezvy.

3. Data

K odhadu modelu byla využita čtvrtletní data ze Spojených států za období 1978–2013, což generuje celkem 141 pozorování. Pro testování výše uvedených hypotéz bylo nutné definovat proměnné představující explicitní a implicitní úrokovou míru, poměr investičních a spotřebních výdajů a zastoupení výrobních faktorů v různých stádiích produkce. Všechna data byla získána z veřejně dostupných databází, ať už se jedná o *St. Luis Fed, Bureau of Economic Analysis (BEA)* či *Bureau of Labor statistics (BLS)*.¹⁵

Explicitní úroková míra

Reprezentantem explicitní úrokové míry je v této práci 3měsíční výnos amerických státních dluhopisů (GOV3M). Využitím tržních sazeb se tato práce liší od většiny dřívějších empirických výzkumů, neboť v souvislosti s apriorním předpokladem o centrální bance jakožto iniciátoru cyklu se autoři často uchylují k použití Fed Funds Rate (viz Keeler 2001, Young 2005 či Carilli a Dempster (2008). Tento předpoklad mnoha rakouských autorů však zcela ignoruje existenci bankovníctví částečných rezerv a možnost úvěrové expanze iniciované přímo ze strany komerčních bank.¹⁶

Při použití úrokové sazby následně vyvstává otázka, zda do ekonometrického testu zvolit nominální či reálnou sazbu. Především empirický výzkum ABCT využíval téměř výhradně nominální sazby (Wainhouse 1984, Keeler 2001, Mulligan 2006, Bjerkenes et al. 2010). Teoretická intuice by nasvědčovala spíše reálným sazbám, neboť lze předpokládat, že ekonomické subjekty se přinejmenším snaží rozhodovat na základě reálných veličin.¹⁷ Využitím nominálních sazeb tak dochází nutně ke ztrátě cenných informací, protože v kombinaci s pohyby očekávané inflace mohou být změny reálných sazeb zcela zamlženy.

V této práci budou, na rozdíl od předchozích analýz zaměřených na ABCT, použity reálné úrokové sazby. K přepočtu na reálné sazby budou použita data o inflačních

15 Všechny časové řady, které dle X12 ARIMA analýzy vykazaly identifikovatelnou sezónnost, byly sezónně očištěny.

16 Takto zjednodušený pohled na emisní „monopol“ centrální banky kritizuje Revenda (2009).

17 Využití nominální sazeb však není zcela neopodstatněné: Fiore a Tristani (2011) v souvislosti s tzv. nákladovým kanálem (cost channel) poukazují na významný praktický vliv nominálních sazeb pro rozhodování firem o investicích za předpokladu nominálně definovaných dluhových kontraktů.

očekáváních, která jsou dostupná v uvedené databázi St. Luis Fedu.¹⁸ Výpočet reálných sazeb vychází z následujícího vztahu:

$$r = [(100 + i)/(100 + \pi^e) - 1] \times 100$$

kde „ r “ je reálná úroková míra (ex ante), „ i “ vyjadřuje nominální úrokovou míru a „ π^e “ pak očekávanou inflaci. Všechny tři proměnné jsou uvedeny v procentech.

Implicitní úroková míra

Implicitní úrokovou míru bude reprezentovat proměnná PRICES, která je v souladu s výše uvedenou teoretickou definicí zachycena jako poměr cen spotřebních statků vzhledem k cenám producentských (kapitálových) statků:

$$PRICES = \frac{\text{final goods prices}}{\text{producer goods prices}}$$

přičemž proměnná *final goods prices* je zastoupena indexem spotřebitelských cen (CPI) a proměnná *producer goods prices* je definována jako vážený index zkonstruovaný pomocí několika dílčích indexů pro ceny výrobních statků a materiálů z databáze BLS:

Producer goods prices = 0,25 x Capital Equipment price index + 0,25 x Industrial Commodities price index + 0,25 x Intermediate Materials price index + 0,25 x Crude Materials for Further Processing price index

Investice a spotřeba

Hypotézy I. A i I. B pracují s poměrem investičních a spotřebních výdajů. Spotřební výdaje jsou reprezentovány agregátem „Real Personal Consumption Expenditures“ (CONSUMPTION) z databáze St. Luis Fed. Ze stejného zdroje pochází hodnoty časové řady „Real Gross Private Domestic Investment“ (INVESTMENT). Pro účely testování výše uvedené hypotézy konstruuji proměnnou SPENDING RATIO:

$$SPENDING RATIO = \frac{INVESTMENT}{CONSUMPTION}$$

Výrobní faktory

Testování hypotéz II. A a II. B vyžaduje konstrukci proměnné charakterizující rozložení zdrojů napříč strukturou produkce. Vzhledem k dostupnosti dat se stejně jako Bjerkenes et al. (2010) zaměřím na jeden z relativně nespécifických výrobních faktorů, kterým je lidská práce.

18 Fed získává data o inflačních očekáváních z dotazníkových šetření, které provádí University of Michigan.

Proměnná RESOURCES, jejíž empirická definice je uvedena níže, vyjadřuje poměr pracovních sil zastoupených v raných a pozdních stádiích produkce. Repräsentanty jednotlivých stádií jsem zvolil na základě ilustrací, které explicitně uvádějí rakouští autoři.¹⁹ Data pochází ze statistiky sektorové zaměstnanosti, kterou zpracovává BLS.²⁰

$$RESOURCES = \frac{CONSTRUCTION + MINING}{LEISURE + RETAIL + WHOLESALE}$$

Následující tabulka obsahuje deskriptivní statistiky všech použitých proměnných za sledované období.

Tabulka 1
Deskriptivní statistiky pro období 1978:1 – 2013:4

Proměnná	Střední hodnota	Medián	Minimum	Maximum	Směr. odch
GOV3M	1,27646	1,73945	-3,7535	8,17564	2,69513
PRICES	0,872431	0,84673	0,69595	1,10031	0,109466
RESOURCES	0,220573	0,22322	0,18648	0,265323	0,0203632
SPENDING RATIO	0,241068	0,239	0,18298	0,297773	0,0263431

Stacionarita použitých časových řad

Výsledky ADF testu stacionarity zobrazuje tabulka 2. Je patrné, že všechny proměnné jsou v úrovních nestacionární, přičemž ke stacionarizaci postačí přechod na první diference. (časové řady jsou integrované řádu jedna).²¹ Názvu jednotlivých proměnných bude nadále předcházet malé „d“, které značí vyjádření proměnných v prvních diferencích.

19 Garrison (2001, str. 47) zařazuje ve svém didaktickém modelu Hayekova trojúhelníku těžbu jako příklad raného stádia, zpracovatelský sektor jako příklad středního stádia a maloobchod jako příklad pozdního stádia. Woods (2009, str. 26) zařazuje těžbu a stavebnictví mezi relativně raná stádia produkce.

20 Definice jednotlivých agregátů dle BLS: CONSTRUCTION = všichni zaměstnanci stavebního průmyslu; MINING = všichni zaměstnanci těžebního průmyslu; LEISURE = všichni zaměstnanci v zábavním průmyslu a pohostinství; RETAIL = všichni zaměstnanci maloobchodního sektoru; WHOLESALE = všichni zaměstnanci velkoobchodního sektoru; MANUFACTURING = všichni zaměstnanci ve výrobním průmyslu.

21 Při testování hypotéz budu zde, stejně jako v celém zbytku práce, vycházet z požadované 5% hladiny významnosti.

Tabulka 2

Výsledky ADF testu pro úrovně a první diference použitých proměnných

Proměnná	p-hodnota pro úrovně	p-hodnota pro 1. dif.
GOV3M	0,7606	0,00174
PRICES	0,2089	3,94e-15
RESOURCES	0,1534	1,52e-05
SPENDING RATIO	0,3056	3,22e-06

4. Výsledky empirické analýzy**Hypotéza I. A**

Jak bylo uvedeno v kapitole 2, moderní interpretace rakouské teorie kapitálu (a cyklu) předpokládá, že pokles (resp. růst) úrokové míry způsobuje růst (resp. pokles) poměru investičních a spotřebních výdajů. V rámci hypotézy I. A bude jako spouštěcí mechanismus této transmise testována explicitní úroková míra.

Prvním indikátorem bude u všech zkoumaných hypotéz Grangerova kauzalita. Výsledky testu na bázi VAR (2) modelu (tabulka 3) potvrzují jednosměrnou závislost výdajového poměru (d_SPENDING RATIO) na úrokové míře (d_GOV3M).

Tabulka 3

Grangerova kauzalita pro d_GOV3M a d_SPENDING RATIO

Směr závislosti:	F-statistika [p-hodnota] pro nulové restrikce	H0 o neexistenci Grangerovy kauzality	Korigovaný koeficient determinance	F-statistika [p-hodnota] pro celý VAR
d_GOV3M → d_SPENDING RATIO	14,834 [0,0000]	zamítnuta	0,196297	8,365263 (4,56e-06)
d_SPENDING RATIO → d_GOV3M	2,1775 [0,1172]	nezamítnuta	0,117783	4,572667 (0,001696)

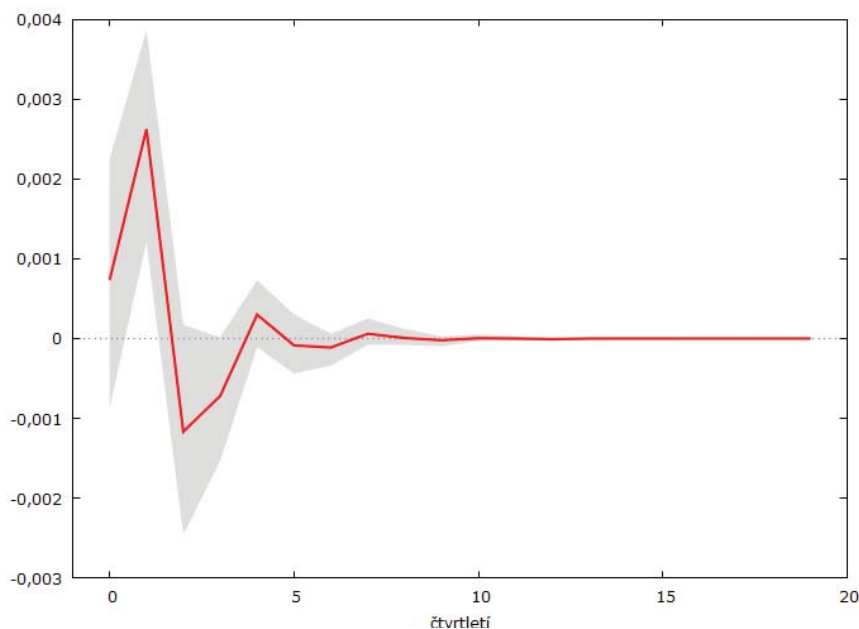
Graf 2 zobrazuje odezvu výdajového poměru na jednotkový šok v d_GOV3M. Po mírném nárůstu v prvních dvou obdobích zaznamenává d_SPENDING RATIO mírný pokles po dobu jednoho kvartálu, pak se proměnná stabilizuje. Reakce poměru investičních a spotřebních výdajů v prvních dvou kvartálech není v souladu s predikcemi ABCT. Pokles výdajového poměru očekávaný na základě ABCT nastává až ve třetím a čtvrtém kvartálu, podle šíře konfidenčního intervalu je však statisticky nevýznamný. Výstup z funkce odezvy tedy nepotvrzuje kauzalitu predikovanou na bázi rakouské teorie.

Jednou z příčin tohoto (pro ABCT) překvapivého empirického výsledku může být rozdílná rychlost reakce korporátního a spotřebitelského sektoru na změny úrokových

sazeb. Pokud předpokládáme, že v realitě je firemní rozhodování o investicích časově náročnější proces než rozhodování domácnosti o spotřebě, pak lze částečně vysvětlit výše uvedenou reakci výdajového poměru na změnu úrokové míry: růst úrokové míry nejprve motivuje domácnosti k vyšším úsporám, což snižuje spotřební výdaje a SPENDING RATIO roste. Se zpožděním zareagují na změny v sazbách také podniky, které omezují investiční výdaje, což navrácí hodnotu výdajového poměru zpět, popř. ji snižuje (v závislosti na relativní citlivosti investic a spotřeby na úrokovou míru).

Graf 2

Odezva d_SPENDING RATIO na šok v d_GOV3M (plná čára) s 95% konfidenčním intervalem (šedá plocha).



Pozn.: řazení proměnných: 1) d_GOV3M, 2) d_SPENDING RATIO.

Hypotéza I. B

Tabulka 4 zobrazuje výsledky testu Grangerovy kauzality na bázi VAR (1) modelu pro vztah výdajového poměru a implicitně definované úrokové míry (neboli cenové relace spotřebních a producentských statků).

Tabulka 4

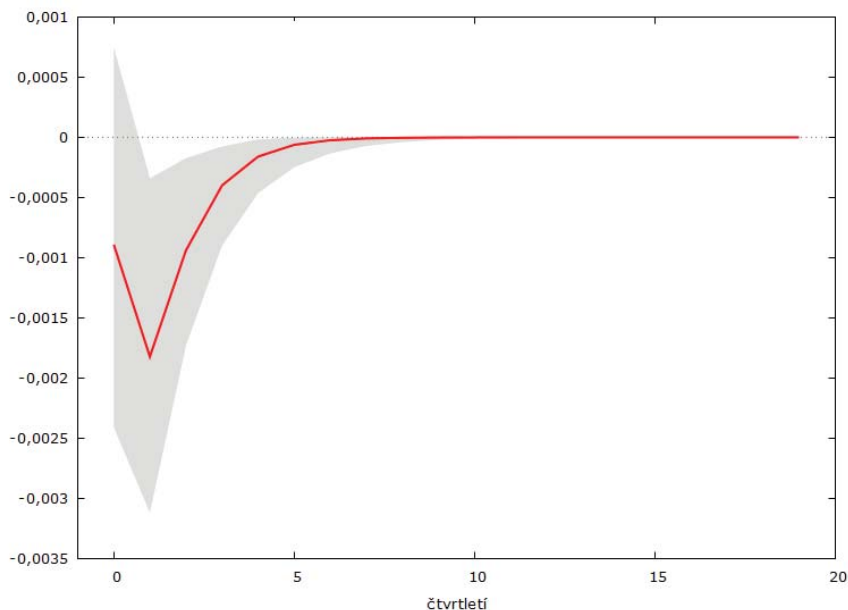
Grangerova kauzalita pro d_PRICES a d_SPENDING RATIO

Směr závislosti:	F-statistika [p-hodnota] pro nulové restrikce	H0 o neexistenci Grangerovy kauzality	Korigovaný koeficient determinance	F-statistika [p-hodnota] pro celý VAR
d_PRICES → d_SPENDING RATIO	8,742 [0,0037]	zamítnuta	0,087901	6,746013 (0,001596)
d_SPENDING RATIO → d_PRICES	0,030390 [0,8619]	nezamítnuta	0,154457	12,78708 (7,93e-06)

Výsledky poukazují na jednosměrnou Grangerovu kauzalitu v předpokládaném směru. Také graf funkce odezvy již tentokrát výstižně odpovídá kauzalitě, kterou rakouští autoři předpokládají. Jednotkový šok do relace cen spotřebních statků vůči producentům statků (tj. nárůst implicitní úrokové míry) vyvolává relativní pokles diferencovaného poměru investic vůči spotřebě, a to po tři kvartály následující po impulzu.

Graf 3

Odezva d_SPENDING RATIA na šok v d_PRICES (plná čára) s 95% konfidenčním intervalem (šedá plocha)



Poznámka: řazení proměnných: 1) d_PRICES, 2) d_SPENDING RATIO.

Hypotéza II. A

Samotným jádrem ABCT je poznatek o přesunu výrobních zdrojů v rámci struktury produkce v reakci na změny úrokových sazeb. Zopakujme, že pokles úrokové sazby by měl vést k relativnímu přesunu zdrojů do tzv. „raných“ stádií produkce, zatímco růst úrokové sazby by měl naopak relativně posilovat „pozdní“ stádia. Optikou proměnných používaných v tomto článku lze tedy předpokládat negativní vztah mezi GOV3M a RESOURCES.

Výsledky Grangerovy kauzality pro tuto dvojici proměnných na bázi VAR (3) modelu shrnuje následující tabulka.

Tabulka 5

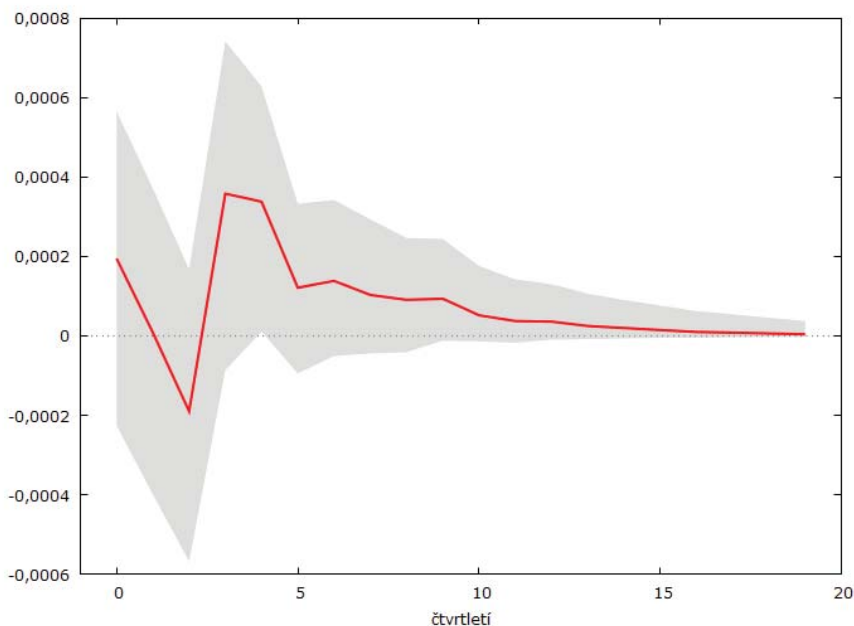
Grangerova kauzalita pro d_GOV3M a d_RESOURCES

Směr závislosti:	F-statistika [p-hodnota] pro nulové restrikce	H0 o neexistenci Grangerovy kauzality	Korigovaný koeficient determinance	F-statistika [p-hodnota] pro celý VAR
d_GOV3M → d_RESOURCES	3,4698 [0,0180]	zamítnuta	0,530945	25,28009 (6,36e-20)
d_RESOURCES → d_GOV3M	3,2064 [0,0253]	zamítnuta	0,211484	5,989931 (0,000014)

Z výstupu je patrná obousměrná Grangerova kauzalita. Pro obě veličiny platí, že zpožděné hodnoty jedné z nich pomáhají vysvětlit běžné hodnoty druhé. Funkce odezvy (graf 4) však nenaznačuje očekávaný vztah mezi (explicitní) úrokovou mírou a strukturou produkce. V rámci zvoleného 95% konfidenčního intervalu se statistické významnosti blíží pouze nárůst d_RESOURCES ve čtvrtém kvartálu, ale tento směr působení úrokové míry na strukturu produkce není v souladu s ABCT. Přesvědčivější výsledky však nabízí alternativní test II. hypotézy na bázi implicitní úrokové míry.

Gráf 4

Odezva d_RESOURCES na šok v d_GOV3M (plná čára) s 95% konfidenčním intervalem (šedá plocha)



Poznámka: řazení proměnných: 1) d_GOV3M, 2) d_RESOURCES.

Hypotéza II. B

Tabulka 6 ukazuje výsledky testu Grangerovy kauzality při využití implicitních úrokových sazeb. Na rozdíl od předchozí varianty testu, tentokrát je z výstupu VAR (1) modelu patrná jednosměrná závislost směrem od relativních cen (implicitní úrokové míry) ke struktuře produkce.

Tabulka 6

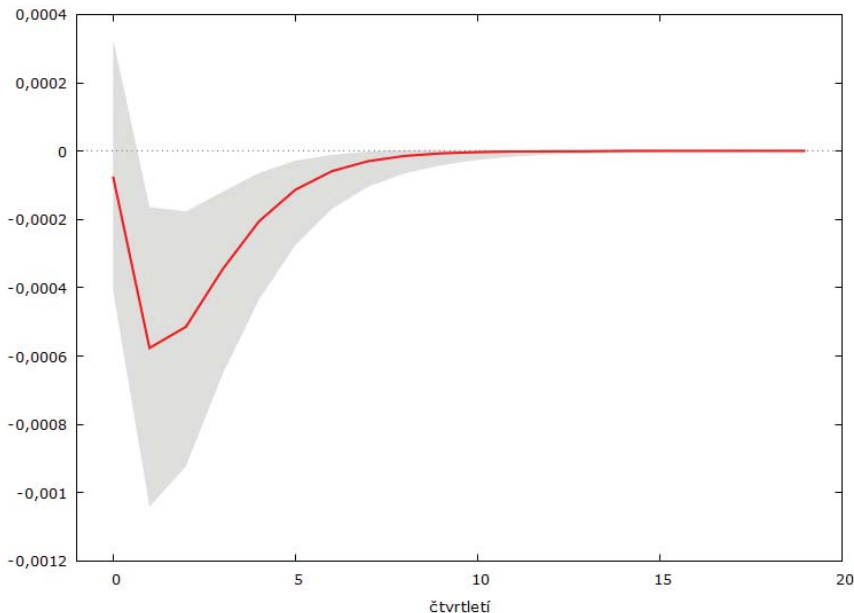
Grangerova kauzalita pro d_PRICES a d_RESOURCES

Směr závislosti:	F-statistika [p-hodnota] pro nulové restrikce	H0 o neexistenci Grangerovy kauzality	Korigovaný koeficient determinance	F-statistika [p-hodnota] pro celý VAR
d_PRICES → d_RESOURCES	9,2558 [0,0028]	zamítnuta	0,441521	55,34033 (1,95e-18)
d_RESOURCES → d_PRICES	0,64904 [0,4218]	nezamítnuta	0,15755	13,09101 (6,14e-06)

Také funkce odezvy (graf 5) odpovídá rakouským predikcím. D_RESOURCES reaguje na jednotkový nárůst implicitní úrokové míry signifikantním poklesem v rozsahu následujících čtyř kvartálů. Výsledek tedy podporuje hypotézu o přesunu zdrojů do pozdních stádií produkce v situaci nárůstu implicitní úrokové míry.

Graf 5

Odezva d_RESOURCES na šok v d_PRICES (plná čára) s 95% konfidenčním intervalem (šedá plocha)



Poznámka: řazení proměnných: 1) d_PRICES, 2) d_RESOURCES.

Závěr

Tento článek navazuje na nepříliš početnou skupinu empirických prací, které testují rakouskou teorii hospodářského cyklu (ABCT) pomocí ekonometrických metod. Využívám data pro hospodářské cykly v USA z období 1978–2013, tedy včetně posledního cyklického výkyvu, pro který se vnesl název „Great Recession“. Jako vůbec první z prací, které jsou zaměřené na rakouskou teorii cyklu, tato využívá kromě běžně chápaných (explicitních) úrokových měr také rakouský koncept tzv. implicitní úrokové míry. Pod tímto názvem v práci vystupuje poměr cen spotřebních a kapitálových statků. Explicitní úroková míra pak (na rozdíl od předchozích studií) vystupuje v reálném, nikoliv nominálním vyjádření.

Výsledky provedené analýzy se výrazně liší podle použitého konceptu úrokové míry. Zatímco explicitní úroková míra se neukazuje být významnou proměnnou z hlediska iniciace změn ve struktuře produkce, implicitní úroková míra nabízí mnohem přesvědčivější výsledky. Při jejím využití generují modely jednosměrnou Grangerovu kauzalitu v předpokládaném směru působení a také výsledky impulzních reakcí přesně odpovídají rakouským predikcím.

Příčinou selhání tradičního transmisního mechanismu ABCT může být fenomén, na který upozorňují Reinhartová a Rogoff (2013, str. 51): Americká ekonomika je

z hlediska korporátního financování aktuálně považována za jednu z nejméně závislých na bankovním úvěru. Rostoucí význam naopak získává úvěr spotřebitelský. Přitom právě expanze korporátních úvěrů v reakci na prostředí nízkých (explicitních) úrokových sazeb byla dlouhodobě základním předpokladem ABCT.

Výsledky, které model generuje při využití implicitní úrokové míry, však naznačují, že ABCT jako obecné schéma stále nalézá oporu v empirické realitě. Změny v cenové relaci, která by dle rakouské teorie měla reflektovat hrubý výsledek intertemporálního rozhodování, mají signifikantní dopad na strukturu agregátních výdajů i produkce. Rakouský pohled na hospodářský cyklus tak pravděpodobně bude muset, jak sám Hayek (1983, str. 185) avizoval již před dvaceti lety, projít určitou revizí, která zohlední aktuální realie finančního trhu. Jeden z možných inovativních přístupů nabízí Garrisonova (2004) interpretace „malinvestičního“ boomu, která však mezi rakouskými autory prozatím nenachází široké přijetí.

Pro budoucí výzkum zaměřený na ABCT by zásadní pokrok představoval přechod na podrobnější mikrodata. Podnikatelské sektory využívané v hypotézách II. A a II. B nejsou zcela optimální aproximací výsostně mikroekonomických konceptů stádií výroby. Preciznější empirická definice jednotlivých stádií produkce by vyžadovala podrobné údaje o individuálních firmách a jejich dodavatelsko-odběratelských vztazích. Je však otázkou, zda takovými údaji mohou někdy statistické úřady disponovat.

Literatura

- AMATO, J. D. 2005. The Role of the Natural Rate of Interest in Monetary Policy. Bank for International Settlements Working Paper. 2005, No. 171.
- BERNANKE, B. 2010. Monetary Policy and the Housing Bubble. Paper for the Annual Meeting of the American Economic Association, Atlanta, Georgia, January 2010.
- BISMAS, F.; MOUGEOT, C. 2009. Austrian Business Cycle Theory: Empirical Evidence. *Review of Austrian Economics*. 2009, Vol. 22, pp. 241–257.
- BJERKENES, H.; KIIL, H.; ANKER-NILSEN, P. 2010. Austrian Economics: Application on Norwegian Business Cycles. *Norwegian School of Economics and Business Administration Master Thesis*. 2010.
- BJORNLAND, H. C.; LEITEMO, K.; MAIH, J. 2011. Estimating the Natural Rates in a Simple New Keynesian Framework. *Empirical Economics*. 2011, Vol. 40, pp. 755–777.
- CARILLI, A. M.; DEMPSTER, G. M. 2008. Is the Austrian Business Cycle Theory still Relevant? *Review of Austrian Economics*. 2008, Vol. 21, pp. 271–181.
- COVEY, T.; BESSLER, D. A. 1992. Testing for Granger's Full Causality. *The Review of Economics and Statistics*. 1992, Vol. 74, No. 1, pp. 146–153.
- DE SOTO, J. H. 2009. *Money, Bank Credit, and Business cycles*. 2. ed. Auburn: Ludwig von Mises Institute, 2009. ISBN 978-1-933550-39-8.
- FIORE, F.; TRISTANI, O. 2011. Credit and the Natural Rate of Interest. *Journal of Money, Credit and Banking*. 2011, Vol. 43, No. 2–3, pp. 407–440.
- GARRISON, R. W. 2001. *Time and Money*. New York: Routledge, 2010. ISBN 0–415–07982–9.
- GARRISON, R. W. 2004. Overconsumption and Forced Saving in the Mises-Hayek Theory of the Business Cycle. *History of Political Economy*. 2004, Vol. 36, No. 2, pp. 323–349.
- GRANGER, C. W. J. 1969. Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods. *Econometrica*. 1969, Vol. 37, No. 3, pp. 424–438.
- GUJARATI, D. N. 2004. *Basic Econometrics*. 4th edition. New York: The McGraw-Hill Companies, 2004.

- HABERLER, G. 1996. Money and the Business Cycle. In EBELING, R. (ed.): *The Austrian Theory of the Trade Cycle and Other Essays*, Auburn: Ludwig von Mises Institute. 1996, pp. 37–64.
- HAYEK, F. A. 1933. *Monetary Theory and Trade Cycle*. London: Jonathan Cape, 1933.
- HAYEK, F. A. 1935. *Prices and Production*, 2. edition. London: Routledge and Kegan Paul, 1935.
- HAYEK, F. A. 1969. Three Elucidations of the Ricardo Effect. *Journal of Political Economy*. 1969, Vol. 77, No. 2, pp. 274–285.
- HAYEK, F. A. 1983. *Nobel Prize-Winning Economist Friedrich A. von Hayek*, Oral History Program. Los Angeles: Regents of the University of California, 1983.
- HOTT, C.; JOKIPII, T. 2012. Housing Bubbles and Interest Rates. Swiss National Bank Working Paper 7/2012.
- KEELER, J. P. 2001. Empirical Evidence of the Austrian Business Cycle Theory. *Review of Austrian Economics*. 2001, Vol. 14, No. 4, pp. 331–351.
- KOLLAR, M. 2013. A Sketch of Macro-based Asset Allocation. *International Journal of Economic Sciences*. 2013, Vol. 2, No. 3, pp. 101–120.
- KYDLAND, F.; PRESCOTT, E. 1990. Business Cycles: Real Facts and Monetary Myth. *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*. 1990, Vol. 14, No. 2, pp. 3–18.
- LAUBACH, T.; WILLIAMS, J. C. 2003. Measuring the Natural Rate of Interest. *The Review of Economics and Statistics*. 2003, Vol. 85, No. 4, pp. 1063–1070.
- MESONNIER, J. S. 2011. The Forecasting Power of Real Interest Rate Gaps: An Assessment for the Euro Area. *Applied Economics*. 2011, Vol. 43, No. 2, pp. 153–172.
- MISES, L. VON. 1953. *The Theory of Money and Credit*. New Haven: Yale University Press, 1953.
- MISES, L. VON. 1998. *Human Action: A Treatise on Economics*. Auburn: Ludwig von Mises Institute, 1998.
- MITCHELL, D. W. 1979. Explicit and Implicit Demand Deposit Interest: Substitutes or Complements from the Bank's Point of View? *Journal of Money, Credit and Banking*. 1979, Vol. 11, No. 2, pp. 182–191.
- MULLIGAN, R. 2006. An Empirical Examination of Austrian Business Cycle Theory. *Quarterly Journal of Austrian Economics*. 2006, Vol. 9, No. 2, pp. 69–93.
- NEISS, K. S.; NELSON, E. 2003. The Real-interest-rate Gap as an Inflation Indicator. *Macroeconomic Dynamics*. 2003, Cambridge University Press, Vol. 7, pp. 239–262.
- PRUŠVIČ, D. 2010. Evropská fiskální pravidla a jejich účinnost: prvních 15 let. *Politická ekonomie*. 2010, Vol. 58, No. 1, pp. 579–600.
- REINHART, C. M.; ROGOFF, K. S. 2013. Shifting Mandates: The Federal Reserve's First Centennial. *American Economic Review*. 2013, Vol. 103, No. 3, pp. 48–54.
- REVENDA, Z. 2009. Monopoly centrálních bank a emise peněz. *Politická ekonomie*. 2009, Vol. 58, No. 5, pp. 579–600.
- SCHULARICK, M.; TAYLOR, A. 2012. Credit Booms Gone Bust: Monetary Policy, Leverage Cycles, and Financial Crises 1870–2008. *American Economic Review*. 2012, Vol. 102, No. 2, pp. 1029–61.
- SKOUSEN, M. 1990. *The Structure of Production*. New York: New York University Press, 1990.
- SUMMERS, P. M. 2005. What Caused The Great Moderation? Some Cross-Country Evidence. *Economic Review-Federal Reserve Bank of Kansas City*. Third Quarter 2005, pp. 5–32.
- TAYLOR, J. B. 2009. The Financial Crisis and the Policy Responses: An Empirical Analysis of What Went Wrong. NBER Working Paper, January 2009, No. 14631.
- TEMPELMAN, J. H. 2010. Austrian Business Cycle Theory and the Global Financial Crisis: Confessions of a Mainstream Economist. *The Quarterly Journal of Austrian Economics*. 2010, Vol. 13, No. 1, pp. 3–15.
- WAINHOUSE, C. E. 1984. Empirical Evidence for Hayek's Theory of Economic Fluctuations. In SIEGEL, B. (ed.). *Money in Crisis*. San Francisco: Pacific Institute for Public Policy Research. 1984, pp. 37–71.

- WEBER, A. 2006. The Role of Interest Rates in Theory and Practice – How Useful Is the Concept of the Natural Real Rate of Interest for Monetary Policy? *BIS Review*. 2006, Vol. 18, pp. 1–9.
- WOODS JR., T. 2009. *Meltdown*. Washington DC: Regnery Publishing. ISBN: 978-1-59698-587-2.
- YOUNG, A. T. 2005. Reallocating Labor to Initiate Changes in Capital Structures: Hayek Revisited. *Economics Letters*. 2005, Vol. 89, No. 3, pp. 275–282.
- ZAMRAZILOVÁ, E. 2011. Měnová politika: staré lekce, nové výzvy. *Politická ekonomie*. 2011, Vol. 59, No. 1, pp. 3–21.

THE AUSTRIAN BUSINESS CYCLE THEORY: VAR ANALYSIS FOR USA BETWEEN 1978-2013

Martin Komrska, Department of Economics, University of Economics in Prague, Faculty of Economics, nám. W. Churchilla 4, CZ – 130 67 Praha 3 (martin.komrska@vse.cz)

Abstract

The aim of this paper is to empirically investigate the explanatory power of Austrian business cycle theory (ABCT). My dataset consists of US quarterly time series within the period 1978–2013. Following Wainhouse (1984), Keeler (2001) and others I employ Granger causality as one of the primary tools of the analysis. Furthermore I also add impulse response functions to analyse the observed relations in closer detail. Two main hypotheses were tested. First one analyses how changes in interest rate affects relative proportion of investment and consumption outlays. Second hypothesis investigates how labour resources are reallocated as a consequence of an increase in interest rate. In both hypotheses, two concepts of interest rate were employed. Application of “explicit” interest rate does not seem to generate significant results. On the contrary, results fit in the Austrian story much better when implicit rate is employed. The traditional version of ABCT, which relies more on explicit interest rates, seems to suffer from invalid assumption about the allocation of credit during expansionary phase of business cycle.

Keywords

business cycle, Granger causality, VAR, impulse response, structure of production, implicit interest rate, ABCT

JEL Classification

C32, E32, E43