

# INVESTICE V TRANSMISNÍM MECHANISMU CÍLOVÁNÍ INFLACE – VERIFIKACE ZDROJŮ VARIABILITY INVESTIC V ČESKÉ REPUBLICE

Lukáš Kučera \*

## Abstract

### Investment in the Transmission Mechanism of Inflation Targeting – Verification of Sources of Investment Variability in the Czech Republic

The paper is devoted to the topic of investment with emphasis on their position within the transmission mechanism of inflation targeting. It briefly discusses starting-points of inflation targeting regime, individual transmission channels of monetary policy, and routes through which the central bank may influence the investment. There are mentioned selected investment theories. Other factors, whose changes may induce changes in investment, are derived using these theories. Using available data, sources of investment variability are verified for the Czech Republic. Correlation analysis is performed and the vector error correction model is compiled. It seems that rise of aggregate demand is transformed into rise of investment. Similarly in case of asset prices. Appreciation of CZK is reflected in decline of investment. All three relations are consistent with the theory. On the contrary, sensitivity of investment to changes in market expected real interest rates is not clear.

**Keywords:** investment, monetary policy, inflation targeting, interest rate, correlation, vector error correction model

**JEL Classification:** C32, E22, E43, E52

## Úvod

Jedním z hlavních cílů centrálních bank v posledních dekadách, při více či méně obecném konsensu nad škodlivostí vysoké míry inflace, často doprovázené její značnou variabilitou, se stalo zabezpečení stability cenové hladiny. Centrální banky se jí snaží dosahovat s pomocí vybraného transmisního mechanismu. V jeho rámci pracují s nástrojem/nástroji, které mají ve svém portfoliu, a kauzálním vztahem/vztahy, jehož/jejichž posledním článkem je zmiňovaná inflace. Když se rozpadl monetaristický systém (rozvolnila se vazba mezi operativním kritériem, tj. měnovou bází, zprostředkujícím kritériem v podobě peněžní zásoby a cílovanou inflací), centrální banky byly nuceny hledat nový koncept provádění měnové politiky. Řešením se stal režim cílování inflace<sup>1</sup>. Od roku 1998 ho používá i Česká národní banka.

\* **Lukáš Kučera** (xkucl21@vse.cz), Vysoká škola ekonomická v Praze, Fakulta financí a účetnictví. Tento text byl zpracován v rámci vědeckého výzkumného grantu *Makrofinanční stabilita a finanční cyklus v zemích s negativní čistou investiční pozicí* (IGA F1/18/2017). Vychází z doktorské disertační práce s názvem *Investice v transmisním mechanismu cílování inflace*.

1 Výzkum v oblasti transmisních mechanismů nicméně pokračuje – viz hodnocení cílování inflace na Novém Zélandu autory Cacciatore, Ghironi a Turnovsky (2015).

Klíčovým specifickým cílování inflace je uvažovaný průběh přenosu změny operativního kritéria do inflace, neboť k tomuto přenosu nedochází přes zprostředkující kritérium, nýbrž skrze transmisní kanály měnové politiky (více k jejich vymezení Mishkin, 1996, Svensson, 1998, van Els *et al.*, 2001 či Boivin, Kiley a Mishkin, 2010). V jejich rámci centrální banka ovlivňuje přes operativní kritérium – tržní krátkodobou nominální úrokovou míru – nominální i reálné ekonomické veličiny. To, do jaké míry je centrální banka schopna tyto veličiny stimulovat, a také v jakém směru, se následně promítá i v její úspěšnosti, co se týče dosahování vlastního cíle měnové politiky. Proces přizpůsobení ekonomiky tedy musí mít centrální banky zmapovaný, a to s detailem na jednotlivé veličiny.

Důležitou roli v režimu cílování inflace sehrávají investice. Jsou součástí agregátní poptávky, což znamená, že jakýkoli růst investic, ať už vyvolaný akcí centrální banky, anebo exogenním šokem, se promítá do růstu agregátní poptávky (v delším horizontu může ovlivnit i kapitálovou zásobu, a tedy i potenciál; teorií kapitálu se však tento článek nezabývá) s dopadem do mezery výstupu a inflace. Navíc jsou běžně vysoce variabilní, což může pozici centrálních bank při provádění měnové politiky ztěžovat. Procesy, které ke změně investic vedou, tj. zdroje variability investic, musí mít tedy centrální banky podchycené.

Cílem tohoto textu je verifikovat zdroje variability investic v ekonomice ČR. Postup je následující. Za prvé, v rámci transmisního mechanismu cílování inflace bude definováno, jaké vztahy jsou z pohledu centrální banky podstatné, pokud jde o přenos změny tržní krátkodobé nominální úrokové míry do změny investic. Za druhé, s využitím vybraných investičních teorií budou vymezeny další zdroje variability investic. Půjde o změny veličin, které nejsou v režimu cílování inflace přímo akcentovány, resp. o zdroje, které nejsou v poli působnosti centrální banky. Za třetí, bude identifikováno, které z teoreticky zjištěných zdrojů variability investic jsou relevantní pro kolísání investic v ČR. Bude provedena jednoduchá korelační analýza a sestaven vektorový model korekce chyby.

## 1. Postavení investic v transmisním mechanismu cílování inflace

Chování centrálních bank cílujících inflaci lze popsat minimalizací ztrátové funkce, do které vstupuje především predikovaná inflace a inflační cíl (Rudebusch a Svensson, 1998). Predikovanou inflaci se centrální banky snaží přiblížit cíli, klíčovou roli v tom sehrává záměrné ovlivňování tržní krátkodobé nominální úrokové míry. Její změny rozehrávají přizpůsobení ekonomiky, po kterém následuje reakce inflace na horizontu měnové politiky. Toto přizpůsobení je členěno na transmisní kanály. Jednu z důležitých rolí v kanálech sehrávají investice – jakékoli změny investic, současně způsobující změny agregátní poptávky, mění mezeru výstupu a při existenci krátkodobé Phillipsovy křivky způsobují růst, resp. pokles, inflace (konkrétně jde o tzv. modifikovanou Phillipsovu křivku; Samuelson a Solow, 1960). Přestože striktní a přímočaré působení kanálů ve směru růstu či poklesu inflace není možné v praxi předpokládat, a podobné je to samozřejmě i s vlivem tržní krátkodobé nominální úrokové míry na investice, dílčí cesty – které jsou z pohledu centrální banky cílující inflaci pro změnu investic směrodatné – je možné separovat.

Centrální banka může investice prostřednictvím transmisních kanálů ovlivňovat, v prostředí strnulých cen, skrze změnu tržní krátkodobé i dlouhodobé očekávané reálné úrokové míry, a to přes efekt změny očekávaných reálných nákladů kapitálu. S jejich růstem by měly investice klesat. Jde o kanál reálné úrokové míry, označovaný některými autory také jako kanál nákladů kapitálu (van Els *et al.*, 2001). Běžně se pracuje s tím, že investice by měly být citlivé především na tržní dlouhodobou očekávanou reálnou úrokovou míru. To však může být nabouráno v podmínkách, kdy jsou investice financovány dlouhodobými úvěry navázanými na krátkodobé sazby a také krátkodobými úvěry (které subjekty rolují). Rovněž efekt změny tržní krátkodobé a dlouhodobé nominální úrokové míry může být pro změnu investic relevantní, a to skrze změnu cash-flow subjektů ve věřitelském a dlužnickém postavení, jež vyplývá z instrumentů navázaných na příslušnou nominální úrokovou sazbu. Změna cash-flow totiž ovlivňuje čisté jmění těchto subjektů, z čehož vyvstává možnost, že tyto subjekty následně přizpůsobí i své investice (dopad cash-flow efektů na agregátní poptávku zdůrazňuje Kamin, Turner a Van't dack, 1998). Dále je zřejmé, že centrální banky měnící očekávané reálné úrokové sazby tímto mění i ceny některých typů aktiv, například akcií či nemovitostí. To má vliv na čisté jmění subjektů, které drží tato aktiva ve svém portfoliu, a opět se může projevit i ve změně jejich investiční aktivity. Jednou z důležitých veličin při provádění měnové politiky je měnový kurz. Jeho důležitost se přitom zvětšuje s tím, jak se zvyšuje otevřenost ekonomiky. Pokud v návaznosti na růst očekávané reálné úrokové míry dochází k apreciaci domácí měny, jak by plynulo z diferenciálu očekávaných reálných úrokových měr, potom tuto změnu pocítí subjekty v otevřené devizové pozici. Jejich čisté jmění se změní, načež mohou přizpůsobovat jejich investice. Dopad na ekonomiku, resp. na samotné investice je ale nejednoznačný, podobně jako v případě efektů cash-flow – zatímco v případě kanálu cash-flow je důležité hlavně to, jak se odlišuje mezní sklon k investicím v případě subjektů ve věřitelském postavení od mezního sklonu k investicím u subjektů v dlužnickém postavení, v rámci kanálu měnového kurzu sehrává klíčovou roli to, zda v ekonomice převažují subjekty v dlouhé nebo krátké devizové pozici. Dopady změny měnového kurzu na investice lze nicméně sledovat i v kontextu změny reálného měnového kurzu, kdy tato změna, ke které dochází minimálně krátkodobě (Kamin, Turner a Van't dack, 1998), ovlivňuje relativní cenu mezi domácím a zahraničním zbožím a službami (Svensson, 1998). V reakci na posílení reálného měnového kurzu se výkonová bilance v reálném vyjádření zhoršuje, což znamená, že se snižují reálné příjmy ekonomiky z čistého vývozu. Investice na to mohou reagovat poklesem.

Kromě uvedených vztahů, které jsou pro změnu investic v transmisních kanálech podstatné, je třeba brát v potaz i efekty, k nimž dochází na úvěrovém trhu. Tyto efekty mohou působení tradičních mechanismů posilovat. Jde především o to, co se na úvěrovém trhu děje po změně čistého jmění subjektů. Pokud se čisté jmění subjektů snižuje, potom na to mohou úvěrové instituce reagovat nárůstem rizikové prémie, kterou subjektům zohledňují v klientské nominální úrokové míře při žádosti o nový úvěr (bilanční kanál; např. Bernanke a Gertler, 1995; Bernanke, Gertler a Gilchrist, 1996). Přístup klientů k externímu financování se zhoršuje. Subjekty tak redukují své výdaje včetně

investičních více, než v případě, že by ke změně rizikové premie nedošlo. Je třeba brát v potaz ale i transmisí změny čistého jmění subjektů do hospodaření obchodních bank se zpětným dopadem do reálné ekonomiky (kanál bankovního kapitálu; Boivin, Kiley a Mishkin, 2010). Jestliže se čisté jmění subjektů zhoršuje, pak lze předpokládat, že tyto subjekty budou méně schopné (méně ochotné) své existující závazky splácet. To může mít negativní dopad na hospodaření bank a na jejich kapitál. Pokud na to banky zareagují poklesem nabídky úvěrů, zintenzivňují tím primární dopady na čisté jmění. Obecně význam přenosu měnové politiky do ekonomiky skrze úvěrový trh samozřejmě roste s tím, jak se zvyšuje závislost jednotlivých subjektů na úvěrovém financování. Ta je dána jednak formou a parametry finančního sektoru v dané ekonomice, jednak hloubkou finančního zprostředkování (více k této problematice např. Alpanda a Aysun, 2012, Kohlscheen a Miyajima, 2015).

## 2. Další zdroje variability investic

Změny uvedených veličin rozhodně nejsou kompletním výčtem zdrojů variability investic. Je třeba se rozhlédnout širěji a propojit transmisní kanály s poznatky vyplývajícími z investičních teorií.

Z rozboru Fisherovy teorie (Fisher, 1930), neoklasického modelu poptávky po kapitálu (Jorgenson, 1963, Rouzet, 2010), teorie Tobinova  $q$  (Brainard a Tobin, 1968, Tobin, 1969) a Keynesova přístupu k investicím (Keynes, 1936) vyplývá, že pro úroveň investic může být směrodatná technologická úroveň ekonomiky. V případě Fisherovy teorie dochází spolu s navyšováním technologické úrovně k růstu vnitřních výnosových procent jednotlivých investičních projektů při stabilitě nominální úrokové míry, u neoklasického modelu k růstu mezního produktu kapitálu za stabilní úrovně reálné nájemní ceny kapitálu, u Tobinova  $q$  k jeho nárůstu nad hodnotu jedna a u Keynesova přístupu k navýšení celkové mezní efektivnosti kapitálu při neměnné úrovni nominální úrokové míry. Nárůst technologické úrovně podle všech těchto teorií znamená jistý způsob vychýlení ekonomiky z rovnováhy<sup>2</sup>, jež se promítá do růstu kapitálové zásoby a investic. Pokud jde o míru opotřebením kapitálu, změna této veličiny se zdá být relevantní pro změnu investic podle všech zmíněných teorií, kromě nich je tento faktor zmiňován i modelem akceleratoru investic. Vliv míry opotřebením na investice je však nejednoznačný. S očekávanými pracuje Tobinovo  $q$  a Keynesův přístup k investicím. Obě teorie implikují, že zhoršení očekávání ohledně budoucí agregátní poptávky se promítá do poklesu investic. Aktuální agregátní poptávku jako faktor ovlivňující investiční aktivitu akcentuje pouze akcelerator investic. Vyplývá z něho, že pokud se agregátní poptávka zvyšuje, potom investice rostou. Za zdroj variability investic lze považovat i kolísání přílivu přímých zahraničních investic (Feldstein, 1994). Pokud se přítok zahraničního kapitálu zvyšuje, narůstá objem prostředků, které může ekonomika využít na investice reálné. Jde o přímý dopad přílivu

---

2 V případě Keynesa je vhodnější hovořit pouze o vychýlení ze situace charakterizované rovností celkové mezní efektivnosti kapitálu a nominální úrokové míry, neboť ekonomika podle něj nekonverguje k rovnováze.

zahraničního kapitálu, jehož efekty jsou patrné již v krátkém období. V dlouhém období můžeme navíc uvažovat efekty *crowding in/out* (tvorbu dalších reálných investic z domácích zdrojů/vytěsňování domácích investic).

### 3. Zdroje variability investic – empirická verifikace

Veličiny, jejichž změny byly označeny za zdroje variability investic, mají odlišnou roli v různých ekonomikách. Snahou následující části je identifikovat, které z nich jsou směrodatné pro kolísání investic v ČR. Toto poznání je podstatné, protože při praktickém provádění měnové politiky centrální bance nestačí pouhý seznam faktorů, které mohou pohyby investic indukovat. Centrální banka musí mít příslušné vztahy kvantifikované.

Empirická verifikace vychází z údajů ČSÚ, ČNB a Burzy cenných papírů Praha. Jde primárně o čtvrtletní data, v případě měsíčních a denních časových řad jsou příslušné údaje převedeny na kvartální. Délka řad je dána dostupností jednotlivých údajů. Výpočty jsou provedeny v programu Excel a Gretl.

#### 3.1 Korelační analýza

Korelační analýza je provedena ve snaze identifikovat možné souvislosti mezi změnami veličin vymezených v předchozí části a změnami investic. Zaměřuje se výhradně na cyklické složky časových řad, které zachycují kolísání kolem trendové úrovně. Cyklů je dosaženo aplikací HP filtru (Hodrick a Prescott, 1997) s nastavením parametru vyhlazení  $\lambda = 1\,600$  a Butterworthova filtru (Pollock, 2000). Pokud se některá z vazeb prokazuje jako statisticky významná, je zasazena – jednak s vědomím toho, že korelace neurčují kauzalitu, jednak toho, že je abstrahováno od možného vlivu dalších veličin – do širších souvislostí ekonomické teorie. Konkrétně jsou kvantifikovány korelace mezi cyklem investic a cyklem tržní krátkodobé a dlouhodobé nominální úrokové míry (reprezentované tříměsíčním PRIBOREm, *PRIBOR\_3M*, resp. výnosem dvouletého státního dluhopisu, *YTM\_2Y*), tržní krátkodobé a dlouhodobé očekávané reálné úrokové míry (efektivní tříměsíční očekávaný reálný PRIBOR, *PRIBOR\_3M\_R*, očekávaný reálný výnos dvouletého státního dluhopisu, *YTM\_2Y\_R*),<sup>3</sup> cen aktiv (*Index PX*), měnového kurzu (index nominálního efektivního kurzu CZK, *Index ER*), agregátní poptávky (*AD*) a přílivu přímých zahraničních investic (*FDI*). Korelace jsou spočteny pro cykly bez posunu i pro cykly, kdy se jedna řada za druhou zpožďuje, resp. jí předchází.

Za zdroje variability investic byly označeny také negativní závislost rizikové prémie na čistém jmění subjektů, závislost velikosti kapitálu obchodních bank na čistém jmění subjektů, a dále variabilita očekávané agregátní poptávky, technologické úrovně a míry opotřebení. Tyto veličiny však do testů zahrnuty nejsou, neboť za ně neexistují vhodné datové zdroje.

3 Do reálného vyjádření převedeno s využitím inflačního očekávání finančního trhu.

**Tabulka 1 | Hodnoty Pearsonova korelačního koeficientu mezi cyklem investic a cyklem příslušné veličiny [zpoždění investic (-), předcházení investic (+)]**

	-6	-5	-4	-3	-2	-1	0	1	2	3	4
<b>PRIBOR_3M</b>	-0,21	-0,17	-0,06	0,12	0,33 ***	0,54 ***	0,70 ***	0,82 ***	0,82 ***	0,72 ***	0,54 ***
<b>YTM_2Y</b>	-0,41 ***	-0,27	-0,07	0,17	0,39 ***	0,57 ***	0,70 ***	0,79 ***	0,80 ***	0,71 ***	0,52 ***
<b>PRIBOR_3M_R</b>	-0,16	-0,24	-0,26 **	-0,20	-0,09	0,08	0,26 **	0,49 ***	0,67 ***	0,76 ***	0,74 ***
<b>YTM_2Y_R</b>	-0,30	-0,32 **	-0,27	-0,15	0,01	0,16	0,30 **	0,51 ***	0,69 ***	0,78 ***	0,75 ***
<b>Index_PX</b>	0,37 ***	0,51 ***	0,65 ***	0,73 ***	0,75 ***	0,68 ***	0,52 ***	0,27 **	-0,03	-0,31 **	-0,50 ***
<b>Index_ER</b>	-0,42 ***	-0,47 ***	-0,45 ***	-0,34 ***	-0,14	0,10	0,31 **	0,42 ***	0,45 ***	0,44 ***	0,41 ***
<b>AD</b>	0,09	0,22	0,38 ***	0,56 ***	0,73 ***	0,87 ***	0,91 ***	0,83 ***	0,63 ***	0,38 ***	0,11
<b>FDI</b>	0,11	0,08	0,03	-0,01	0,01	0,04	0,04	0,05	-0,02	-0,08	-0,10

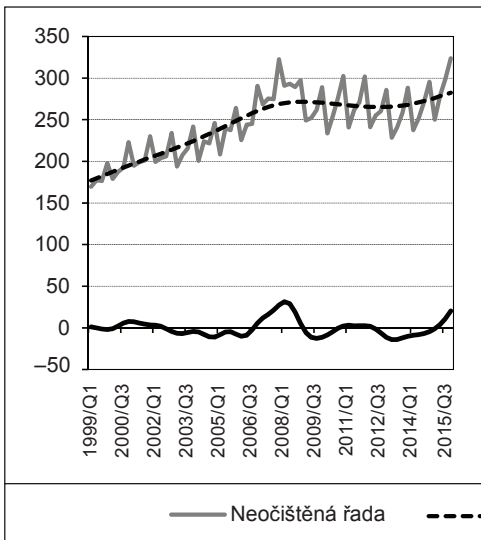
Poznámka: \*\* (\*\*\*) korelační koeficient je statisticky významný na 5% (1%) hladině významnosti (s využitím  $t$ -rozdělení s  $n-2$  stupni volnosti, kde  $n$  odpovídá počtu pozorování, je zamítnuta  $H_0$ : kor. koeficient = 0).

Zdroj: vlastní zpracování

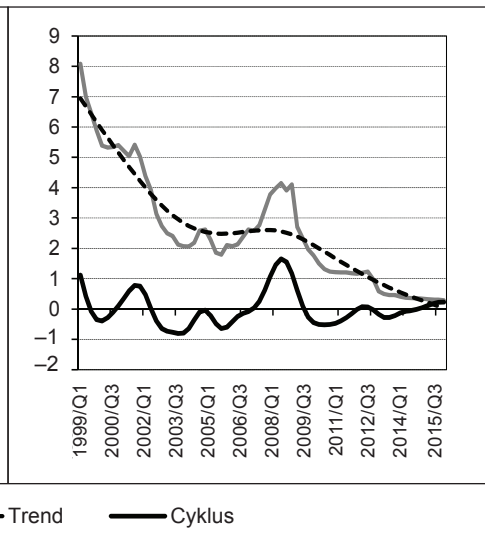
Korelace mezi cyklem investic (průběh cyklu investic spolu s vývojem neочиštěné řady a trendu ilustruje obrázek 1) a cyklem tříměsíčního PRIBORu (průběh cyklu viz obrázek 2) bez posunu je kladná a statisticky významná na 1% hladině (výsledky viz tabulka 1). Výsledek by mohl být odrazem toho, že čisté jmění nefinančních podniků a finančních institucí spolu s růstem tržní krátkodobé nominální úrokové míry roste, načež tyto sektory zvyšují své investice. Dostupná data potvrzují, že nefinanční podniky jsou v krátkodobých finančních instrumentech ve věřitelské pozici, a tudíž tato transmise může být relevantní. Avšak v případě finančních institucí – které jsou v těchto instrumentech z podstaty věci dlužníky – tomu tak být nemůže. Problémem navíc je, že korelační koeficienty při zpoždování cyklu investic za cyklem tříměsíčního PRIBORu slábnou. Přitom právě zpoždění by mělo být ku prospěchu výše korelací, protože subjekty pravděpodobně nereagují na změny sazby ihned.

Proto se lze domnívat, že výsledky by mohly být spíše odrazem opačné kauzality, kdy centrální banka reaguje v hospodářském cyklu na růst investic, tedy jedné z klíčových součástí agregátní poptávky, restriktivní měnovou politikou, neboť jejich případný pokra-

**Obrázek 1 | Investice**  
(mld. CZK, ceny r. 2010, 1999/Q1–2015/Q4)



**Obrázek 2 | Tříměsíční PRIBOR**  
(%, 1999/Q1–2015/Q4)



Zdroj: ČSÚ (2016), vlastní zpracování

Zdroj: ČNB (2016a), vlastní zpracování

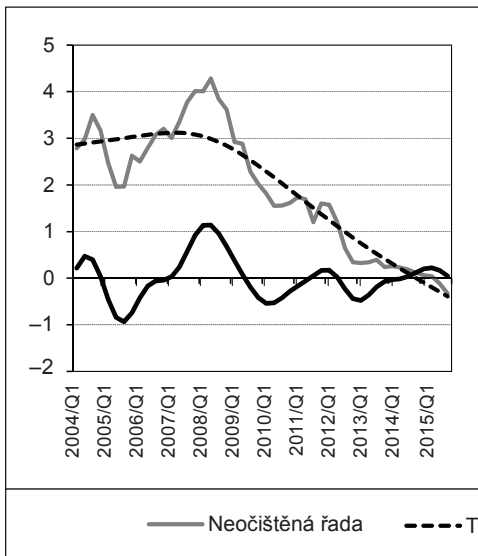
čující růst by dále zvyšoval agregátní poptávku.<sup>4</sup> Centrální banka prognózující budoucí vývoj ekonomiky se tomu snaží zabránit. Jednak se snaží minimalizovat mezeru výstupu, jednak (a to primárně) redukovat potenciální inflační tlaky. Tento závěr je v souladu i se skutečností, že korelační koeficienty mezi cykly jsou nejvyšší při předcházení cyklu investic cyklu tříměsíčního PRIBORu o jedno a dvě čtvrtletí. Lze totiž dovozovat, že prognóza centrální banky, podle které se centrální banka rozhoduje o nastavení aktuální měnové politiky, reflektuje zčásti i současný/minulý vývoj ekonomiky. Může jít o jistou formu adaptivních očekávání.<sup>5</sup>

Korelace mezi cyklem investic a cyklem výnosu dvouletého státního dluhopisu (obrázek 3) bez posunu činí 0,7 a je statisticky významná na 1% hladině. Výsledky o korelaci mezi cyklem investic a cyklem výnosu dvouletého státního dluhopisu jsou stejné, jako je tomu u cyklu investic a cyklu tříměsíčního PRIBORu. I zde je možné vyvozovat, že

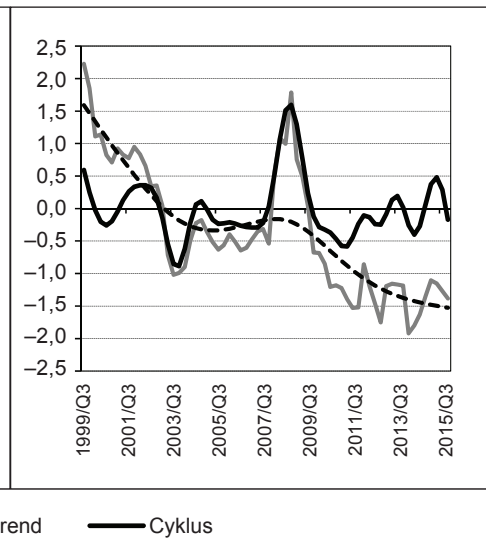
- 4 Růst investic se může samozřejmě odrazit i v růstu potenciálního výstupu. Jde však o přizpůsobení, ke kterému dochází až v dlouhém období. Naproti tomu přizpůsobení agregátní poptávky je okamžité. Z toho důvodu není s dopadem změny investic do objemu kapitálové zásoby a potažmo potenciálu v tomto textu pracováno. V kontextu cyklických složek s ním navíc zřejmě ani pracováno být nemůže, neboť cyklus, který odpovídá kolísání kolem trendu, má z podstaty věci ryze krátkodobý charakter.
- 5 Centrální banka může na růst cyklu investic reagovat restriktivně i proto, že se snaží zabránit přeinvestování, kdy v ekonomice mohou vznikat nerovnováhy – zejména v oblasti předlužení subjektů.



**Obrázek 3 | Výnos dvouletého státního dluhopisu (% , 2004/Q1–2015/Q4)**



**Obrázek 4 | Efektivní tříměsíční očekávaný reálný PRIBOR (% , 1999/Q3–2015/Q4)**



Zdroj: ČNB (2016a), vlastní zpracování

Zdroj: ČNB (2016a,b), vlastní zpracování

transmise, kdy při růstu úrokových sazeb dochází k růstu čistého jmění nefinančních podniků a finančních institucí a ten se přenáší do vyšších investic těchto sektorů, nebude relevantní. Struktura rozvahy finančních institucí ji sice umožňuje, nefinančních podniků však nikoliv. Korelace při zpoždění cyklu investic za cyklem výnosu dvouletého státního dluhopisu navíc slábnou.

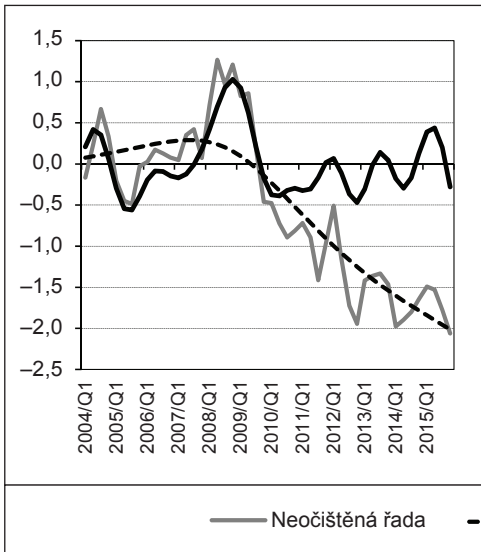
Lze se domnívat, že pozitivní a statisticky významné korelace by mohly být důsledkem již zmíněné reakce centrální banky. Centrální banka na vzestupné fázi zvyšuje 2T repo sazbu a její růst se bezprostředně přenáší i do růstu cyklické složky tržní krátkodobé nominální úrokové míry a skrze ni i do růstu cyklu tržní dlouhodobé nominální úrokové míry.

Korelace mezi cyklem investic a cyklem efektivního tříměsíčního očekávaného reálného PRIBORu (průběh cyklu viz obrázek 4) bez zpoždění či předcházení jedné řady druhé je kladná a statisticky významná na 5% hladině významnosti (je podstatně nižší než v případě cyklu tříměsíčního PRIBORu; inflační očekávání nejsou stejně cyklická jako tříměsíční PRIBOR). Při předcházení cyklu investic cyklu efektivního tříměsíčního očekávaného reálného PRIBORu vazba sílí a nejvyšší úroveň korelace dosahuje při předcházení o tři čtvrtletí. Mohlo by jít o již zmiňovaný důsledek reakce centrální banky, kdy centrální banka na růst cyklu investic reaguje restriktivně a tato akce se přenáší do růstu cyklu tržní krátkodobé nominální úrokové míry a rovněž do růstu cyklické složky očekávané reálné sazby.

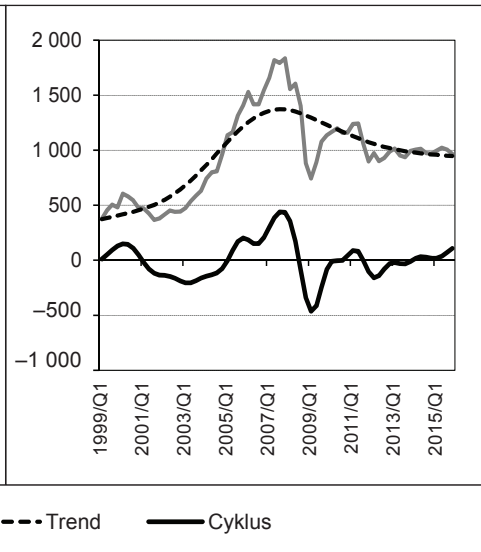
V souvislosti s kanálem reálné úrokové míry je zajímavé, že korelační koeficient mezi cyklem investic a cyklem efektivního tříměsíčního očekávaného reálného PRIBORu



**Obrázek 5 | Očekávaný reálný výnos dvouletého státního dluhopisu (% , 2004/Q1–2015/Q4)**



**Obrázek 6 | Index PX (1999/Q1–2015/Q4)**



Zdroj: ČNB (2016a,b), vlastní zpracování

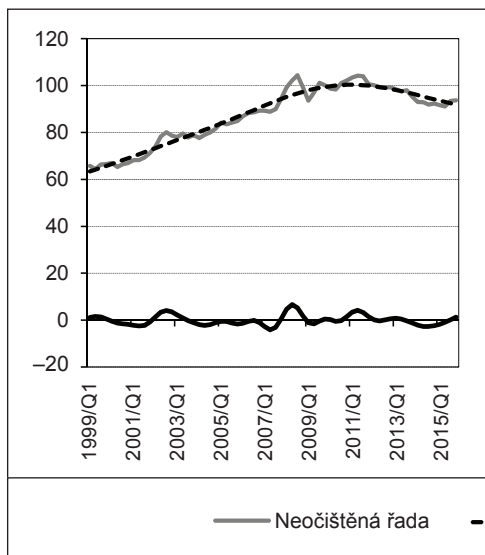
Zdroj: BCPP (2016), vlastní zpracování

je záporný a statisticky významný na 5% hladině při zpoždění cyklu investic o čtyři čtvrtletí. Ukazuje se, že v hospodářském cyklu subjekty při rozhodování o investicích mohou brát v potaz nejen obecně předpokládanou tržní dlouhodobou očekávanou reálnou úrokovou míru, ale i tržní krátkodobou očekávanou reálnou úrokovou míru.

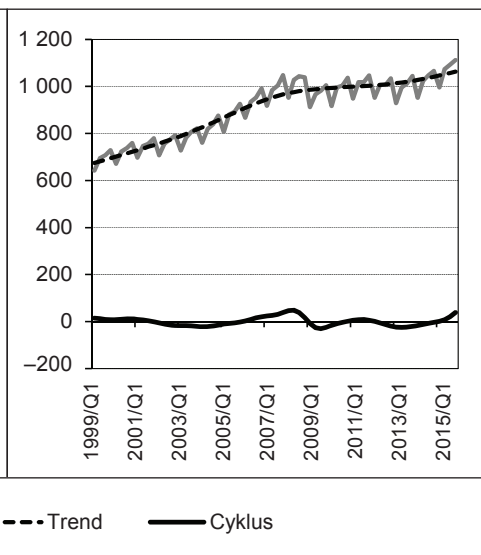
Vazba mezi cyklem investic a cyklem očekávaného reálného výnosu dvouletého státního dluhopisu (průběh cyklu viz obrázek 5) bez posunu je podle úrovně korelace kladná a statisticky významná na 5% hladině (je opět výrazně slabší než u cyklu nominální úrokové míry, stejně jako tomu bylo u krátkodobých sazeb). Toto zjištění zřejmě nemá žádnou ekonomickou interpretaci. Při předcházení cyklu investic cyklu očekávaného reálného výnosu dvouletého státního dluhopisu korelace sílí a nejvyšší je při předcházení o tři čtvrtletí. Jednou z interpretací je, že jde o důsledek snahy centrální banky bránit prostřednictvím stimulace úrokových sazeb, nominálních a především očekávaných reálných, přehřívání ekonomiky, resp. jejímu ochlazení.

S ohledem na průběh kanálu reálné úrokové míry je vhodné zopakovat, že korelace mezi cyklem investic a cyklem efektivního tříměsíčního očekávaného reálného PRIBORU je záporná a statisticky významná na 5% hladině při zpoždění cyklu investic o čtyři čtvrtletí. Obdobné závěry vyplývají i z korelačního koeficientu mezi cyklem investic a cyklem očekávaného reálného výnosu dvouletého státního dluhopisu. Je záporný a statisticky významný na 5% hladině při zpoždění cyklu investic o pět čtvrtletí. Citlivost investic v hospodářském cyklu na změny tržní, dlouhodobé očekávané reálné úrokové míry by tak

**Obrázek 7 | Index nominálního  
efektivního kurzu CZK  
(2010 = 100, 1999/Q1–2015/Q4)**



**Obrázek 8 | Agregátní poptávka  
(mld. CZK, ceny r. 2010, 1999/Q1–2015/Q4)**



Zdroj: ČNB (2016a), vlastní zpracování

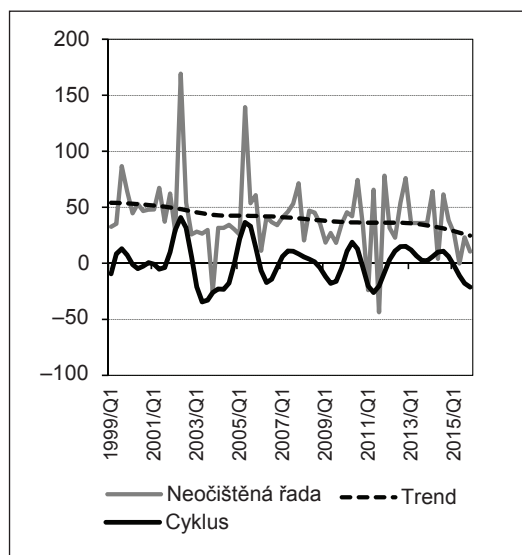
Zdroj: ČSÚ (2016), vlastní zpracování

mohla být stejná jako na změny krátkodobé. Teoretický předpoklad, že investice reagují především na tržní dlouhodobou očekávanou reálnou úrokovou míru a nikoliv na krátkodobou, tak příliš do výsledků jednoduché korelační analýzy nezapadá.

Korelace mezi cyklem investic a cyklem indexu PX (průběh cyklu viz obrázek 6) bez časového posunu dosahuje hodnoty 0,52 a je statisticky významná na 1% hladině. Pokud jde o předcházení cyklu investic cyklu indexu PX, korelační koeficient se snižuje a stává se statisticky nevýznamným. Zajímavější ale je, že při zpoždění cyklu investic za cyklem indexu PX korelační koeficient posiluje a nejvyšší je při zpoždění o dvě čtvrtletí. Tyto výsledky ukazují, že transmise, kdy při růstu cen aktiv (v tomto případě akcií) dochází k růstu čistého jmění subjektů, které je drží, čemuž se tyto subjekty přizpůsobují růstem investic, může sehrávat v tuzemském hospodářském cyklu určitou roli. Nicméně vzhledem k malému objemu akcií držených tuzemskými subjekty (v porovnání s ekonomikami s rozvinutějším kapitálovým trhem nebo zeměmi s dlouhodobě funkčními soukromými penzijními systémy) je třeba hledat i jiná vysvětlení. Nabízí se průměrné Tobinovo  $q$  akcentující přímý vliv cen akcií na investice firem (firmy s růstem cen vlastních akcií, jenž zvyšuje tržní hodnotu firem, a tudíž se promítá do růstu Tobinova  $q$ , kapitálovou zásobu zvyšují).

Vazba mezi cyklem investic a cyklem nominálního efektivního kurzu CZK (průběh cyklu viz obrázek 7) je kladná a staticky významná na 5% hladině. Z pohledu působení kurzového vývoje na investice se tento výsledek ale nezdá být příliš relevantní, neboť při

**Obrázek 9 | Příliv přímých zahraničních investic  
(mld. CZK, běžné ceny, 1999/Q1–2015/Q4)**



Zdroj: ČNB (2016a), vlastní zpracování

zpoždění cyklu investic za cyklem nominálního efektivního kurzu CZK rychle slábne. Pokud se však zaměříme na korelační koeficienty v delším horizontu zpoždění, je zajímavé, že vazba mezi cyklem investic a cyklem nominálního efektivního kurzu CZK je záporná a statisticky významná na 1% hladině při zpoždění cyklu investic o tři až šest čtvrtletí. Ukazuje se, že posílení domácí měny se může v hospodářském cyklu projevat se zpožděním v poklesu investiční aktivity. Může to souviset s tím, že následkem posílení domácí měny dochází i k posílení reálného měnového kurzu s negativním dopadem do výkonové bilance v reálném vyjádření, a tedy i reálných příjmů ekonomiky z čistého vývozu, kterému následuje pokles investic. Pokud jde o vliv měnového kurzu CZK na bilanci subjektů v dlouhé a krátké devizové pozici s ohledem na dlouhodobě zápornou čistou investiční pozici ČR lze předpokládat, že by se posílení CZK mělo odrážet v růstu investic. Výsledky u korelacích cyklických složek nejsou v souladu s touto hypotézou.

Vazba mezi cyklem investic a cyklem agregátní poptávky (průběh cyklu viz obrázek 8) bez posunu je velmi silná, korelační koeficient mezi těmito řadami dosahuje hodnoty 0,91 a je statisticky významný na 1% hladině. Navíc právě tento konkrétní koeficient, tj. bez zpoždění cyklu investic či jeho předbíhání, je v rámci všech posunů nejvyšší. Jde z části o důsledek skutečnosti, že investice jsou součástí agregátní poptávky (v období od 1. čtvrtletí 1999 do 4. čtvrtletí 2015 se na ní podílely v průměru 27,9 %), a proto růst jejich cyklu v daném období působí automaticky rovněž ve směru růstu cyklu agregátní poptávky. Lze nicméně soudit, že rovněž kauzalita od cyklu agregátní poptávky

k cyklu investic by mohla sehrávat určitou roli. Růst cyklu agregátní poptávky by se mohl na základě mechanismu akcentovaného modelem akcelerátoru investic (přizpůsobování produkčních kapacit poptávce) přenášet do růstu investic nefinančních podniků.

Provázanost cyklu reálných investic s cyklem přílivu přímých zahraničních investic (průběh cyklu viz obrázek 9) se neprojevuje. Korelační koeficient je nevýznamný bez zpoždění cyklu reálných investic či jeho předcházení, je nevýznamný ale i při posunech. Případná kauzalita, kdy se nárůst přílivu přímých zahraničních investic přenáší do růstu reálných investic, se tedy neprojevuje.

### 3.2 Vektorový model korekce chyby

Do ekonometrického modelu je zahrnuta časová řada investic a dále veličin, jejichž pohyby se zdají být pro změny investic relevantní dle analýzy cyklických složek. Jde o efektivní tříměsíční očekávaný reálný PRIBOR, očekávaný reálný výnos dvouletého státního dluhopisu, index PX, index nominálního efektivního kurzu CZK a agregátní poptávku. Při konstrukci modelu nejsou řešeny již pouze cyklické složky, ale vlastní neočištěné časové řady, kdy pouze investice a agregátní poptávka jsou očištěny od sezonnosti.

Záměrem je zachytit dlouhodobé vztahy mezi veličinami ve spojení s jejich krátkodobým kolísáním kolem dlouhodobé rovnováhy. K tomuto účelu se jako vhodný jeví vektorový model korekce chyby (dále jen VEC model). Postup jeho konstrukce je následující. Zaprvé, je otestováno, zda jsou časové řady nestacionární a přitom stejného řádu, neboť pouze tyto řady je možné použít ke konstrukci VEC modelu. Vzhledem k tomu, že nestacionární časové řady ekonomických jevů jsou obvykle řádu 1 [I(1)], lze tento krok zúžit na ověření, že dané veličiny jsou typu I(1). Zadruhé, s pomocí veličin splňujících předešlý předpoklad je konstruován VEC model.

S ohledem na výsledky ADF testu<sup>6</sup> (Fuller, 1976, resp. Dickey a Fuller, 1979 a 1981) a KPSS testu<sup>7</sup> (Kwiatkowski *et al.*, 1992) rozebíraných časových řad lze shrnout, že všechny jsou nestacionární. Z výsledků testů diferencovaných řad vyplývá, že všechny tyto řady jsou stacionární. Všechny analyzované řady lze tedy považovat za I(1) a je možné je využít ke konstrukci VEC modelu.

K ověření existence kointegrace mezi veličinami byly použity Johansenovy testy kointegrace (Johansen, 1988, 1991), tj. test stopy matice a test maximální vlastní hodnoty, jež spočívají v testování hodnosti kointegrační matice. Počet zpoždění byl vybrán na základě informačních kritérií modelu VAR s konstantou, jejich maximální počet byl ovšem stanoven, je roven třem. Akaikeho i Hannanovo-Quinnovo informační kritérium identifikovaly jako optimální počet zpoždění dvě, podle Schwartzova bayesovského kritéria je rovno jednomu. Byly zvoleny dvě, přičemž konkrétní forma testů odpovídala testům s omezenou konstantou. Testy nedaly ohledně hodnosti kointegrační matice stejnou odpověď, ve snaze minimalizovat odhadovaný počet parametrů byla zvolena hodnost jedna, tj. v souladu s výsledky testu maximální vlastní hodnoty.

6 Počet použitých zpoždění v rámci odhadu příslušného regresního modelu je stanoven automaticky na základě modifikovaného Akaikeho informačního kritéria (modified AIC), jejich maximální počet je ovšem omezen na tři. Byl použit test bez konstanty.

7 Počet zpoždění zvolen stejný jako v případě ADF testu. Byl využit test bez trendu.

**Tabulka 2 | VEC model (Řád zpoždění: 2 / Příklad: Omezená konstanta / Hodnost kointegrační matice: 1 / Pozorování: 2004/Q3–2015/Q4)**

Odhady parametrů kointegračního vektoru, směrodatné chyby a statistická významnost odhadů parametrů	
<i>I_sa</i>	1,00 (0,00)***
<i>AD_sa</i>	-0,46 (0,03)***
<i>PRIBOR_3M_R</i>	11,41 (3,65)***
<i>YTM_2Y_R</i>	-23,44 (3,50)***
<i>Index_PX</i>	0,01 (0,00)
<i>Index_ER</i>	0,53 (0,23)**
<i>const</i>	130,54 (17,18)***
Odhady parametrů rovnice $\Delta I_{sa_t}$ , směrodatné chyby a statistická významnost odhadů parametrů	
$\Delta I_{sa_{t-1}}$	0,53 (0,14)***
$\Delta AD_{sa_{t-1}}$	0,14 (0,07)**
$\Delta PRIBOR_{3M_R_{t-1}}$	4,32 (2,41)*
$\Delta YTM_{2Y_R_{t-1}}$	-5,89 (2,47)**
$\Delta Index_{PX_{t-1}}$	0,01 (0,00)***
$\Delta Index_{ER_{t-1}}$	-0,41 (0,27)
<i>EC</i>	-0,19 (0,08)**
Charakteristiky modelu	
<b>Střední hodnota závisle proměnné</b>	1,54
<b>Směrodatná odchylka závisle proměnné</b>	5,22
<b>Součet čtverců reziduí</b>	380,10
<b>Směrodatná chyba regrese</b>	3,16
<b>Koeficient determinace</b>	0,72
<b>Upravený koeficient determinace</b>	0,66
<b>rho (koeficient autokorelace)</b>	-0,10
<b>Durbinova-Watsonova statistika</b>	2,20

Poznámka: \* (\*\*) [\*\*\*] parametr je statisticky významný na 10% (5%) [1%] hladině významnosti (s využitím  $t$ -rozdělení s  $n-8$  stupni volnosti, kde  $n$  odpovídá počtu pozorování, je zamítnuta  $H_0$ : parametr = 0)

Zdroj: vlastní zpracování

Výsledky VEC modelu jsou k dispozici v tabulce 2. Dlouhodobě rovnovážnou úroveň investic očištěných od sezonnosti lze komplexně zachytit ve formě:

$$I\_sa_t = 0,46AD\_sa_t - 11,41PRIBOR\_3M\_R_t + 23,44YTM\_2Y\_R_t - 0,01Index\_PX_t - 0,53Index\_ER_t - 130,54. \quad (1)$$

Funkční závislost diferencí sezonně očištěných investic popisující krátkodobé kolísání investic reprezentuje rovnice:

$$\begin{aligned} \Delta I\_sa_t = & -0,19(I\_sa_{t-1} - 0,46AD\_sa_{t-1} + 11,41PRIBOR\_3M\_R_{t-1} - 23,44YTM\_2Y\_R_{t-1} \\ & + 0,01Index\_PX_{t-1} + 0,53Index\_ER_{t-1} + 130,54) + 0,53\Delta I\_sa_{t-1} + 0,14\Delta AD\_sa_{t-1} \\ & + 4,32\Delta PRIBOR\_3M\_R_{t-1} - 5,89\Delta YTM\_2Y\_R_{t-1} \\ & + 0,01\Delta Index\_PX_{t-1} - 0,41\Delta Index\_ER_{t-1}. \end{aligned} \quad (2)$$

Výsledky VEC modelu potvrzují jako zdroj variability investic změny agregátní poptávky – s růstem dlouhodobě rovnovážné úrovně agregátní poptávky očištěné od sezonnosti dochází ke zvýšení dlouhodobě rovnovážné úrovně sezonně očištěných investic, kromě toho se zpožděním jednoho období dochází v návaznosti na růst změny agregátní poptávky k růstu změny investic. V případě tržní očekávané reálné úrokové míry jsou výsledky modelu rozporuplné, neboť dlouhodobý vztah mezi investicemi očištěnými od sezonnosti a tržní krátkodobou očekávanou reálnou úrokovou mírou je inverzní, avšak dlouhodobý vztah mezi sezonně očištěnými investicemi a tržní dlouhodobou očekávanou reálnou úrokovou mírou pozitivní. U krátkodobých vztahů je tomu přesně naopak. Dlouhodobá vazba mezi sezonně očištěnými investicemi a indexem PX je inverzní, a tedy opačná, než bylo očekáváno, avšak statisticky nevýznamná. Krátkodobá vazba je pozitivní a má tak předpokládaný charakter, navíc je statisticky významná. Dlouhodobě rovnovážná úroveň měnového kurzu jako vysvětlující proměnná dlouhodobě rovnovážné úrovně sezonně očištěných investic má předpokládaný charakter, tj. s posílením dlouhodobě rovnovážné úrovně domácí měny se dlouhodobě rovnovážná úroveň investic očištěných od sezonnosti snižuje. Totéž platí v případě krátkodobé vazby, ta je ovšem statisticky nevýznamná.

Upravený koeficient determinace VEC modelu dosahuje hodnoty 0,66. Autokorelace reziduí není patrná – rho (koeficient autokorelace) je blízké nule (–0,10), Durbinova-Watsonova statistika činí 2,20. Rozdělení reziduí je normální (Jarqueův-Berův test nezamítá ani na 10% hladině významnosti nulovou hypotézu, že rozdělení reziduí je normální), ta přitom mají v čase stabilní rozptyl (ARCH test neodmítá ani na 10% hladině významnosti nulovou hypotézu, že rezidua nevykazují autoregresní podmíněnou heteroskedasticitu).

## Závěr

Centrální banky cílující inflaci ovlivňují prostřednictvím svých nástrojů tržní krátkodobou nominální úrokovou míru. Její změny rozehrávají přízpusobením ekonomiky, v režimu

cílování inflace jsou přitom zdůrazňovány především poptávkové efekty. Změny agregátní poptávky dopadají do mezery výstupu a do inflace. Jednou z důležitých komponent agregátní poptávky jsou investice, navíc jsou běžně vysoce variabilní. Centrální banky provádějící měnovou politiku formou cílování inflace proto musí mít zdroje variability investic podchycené, teoreticky i empiricky.

Z teoretického hlediska lze za zdroje variability investic označit změny těchto veličin: tržní krátkodobé a dlouhodobé nominální úrokové míry, tržní krátkodobé a dlouhodobé očekávané reálné úrokové míry, cen aktiv, měnového kurzu, aktuální a očekávané agregátní poptávky, technologické úrovně ekonomiky, míry opotřebení kapitálu a objemu přílivu přímých zahraničních investic. Také inverzní závislost rizikové prémie na čistém jmění subjektů a závislost velikosti kapitálu obchodních bank na čistém jmění mohou být označeny za zdroje variability investic.

Pokud jde o empirickou analýzu veličin, jejichž změny se mohou přenášet do změn investic, v případě ekonomiky ČR je vhodné zdůraznit především možný vliv agregátní poptávky. Jestliže centrální banka v rámci měnové politiky zvyšuje agregátní poptávku anebo se agregátní poptávka zvyšuje v návaznosti na dopad exogenních faktorů, je tímto zřejmě spuštěn i mechanismus akcelérátoru investic a investice narůstají. Naznačuje to kladný a statisticky významný korelační koeficient mezi cyklem agregátní poptávky a cyklem investic. Z vektorového modelu korekce chyby dokonce přímo vyplývá, že jednou z vysvětlujících proměnných investic je agregátní poptávka. Jelikož česká ekonomika patří k malým otevřeným, je vhodné předpokládat i vliv měnového kurzu. Empirická analýza to nevyklučuje, vliv měnového kurzu na investice se jeví skutečně směřodatný, přitom jeho průběh je předpokládáný. Korelace mezi cyklem indexu nominálního efektivního kurzu CZK a zpožděným cyklem investic je záporná a statisticky významná, ve vektorovém modelu korekce chyby figuruje měnový kurz jako jedna z dílčích vysvětlujících proměnných. Důležitou roli lze přikládat i cenám aktiv, jež byly v tomto textu aproximovány indexem PX. Naproti tomu běžně uváděný vliv tržních očekávaných reálných úrokových sazeb na investice není podle empirické analýzy jednoznačný. Korelační koeficient mezi cyklem efektivního tříměsíčního očekávaného reálného PRIBORu a cyklem investic i korelační koeficient mezi cyklem očekávaného reálného výnosu dvouletého státního dluhopisu a cyklem investic je při předcházení úrokových sazeb záporný, tedy v souladu s teorií. Vektorový model korekce chyby ale předpokládá, kdy by měly investice na růst/pokles tržních očekávaných reálných úrokových sazeb reagovat poklesem/nárůstem, nepotvrzuje. To ovšem stěžuje prvotní vliv centrální banky na investice, vždyť právě reálné úrokové sazby bývají tradiční veličinou akcentovanou v režimu cílování inflace.

Z výsledků empirické analýzy vyplývá, že je třeba dále testovat kanál reálné úrokové míry. Otázka zní, zda subjekty v ČR skutečně přizpůsobují investiční aktivitu aktuální úrovni tržní očekávané reálné úrokové míry. A pokud ano, která z úrokových sazeb na výnosové křivce je pro subjekty tou klíčovou. Výzkum by bylo vhodné rozšířit rovněž o identifikaci vazby investic na klientskou očekávanou reálnou úrokovou míru. Do hry tím vstoupí citlivost subjektů vůči výši rizikové prémie a citlivost vzhledem k oligopolnímu chování bank.



## Literatura

- Alpanda, S., Aysun, U. (2012). Global Banking and the Balance Sheet Channel of Monetary Transmission. *International Journal of Central Banking*, 8(3), 141–175.
- BCPP (2016). *Burzovní indexy*. Praha: Burza cenných papírů Praha. Dostupné z: <https://www.pse.cz/dokument.aspx?k=Burzovni-Indexy>
- Bernanke, B. S., Gertler, M. (1995). Inside the Black Box: The Credit Channel of Monetary Policy Transmission. *Journal of Economic Perspectives*, 9(4), 27–48, <https://doi.org/10.1257/jep.9.4.27>
- Bernanke, B., Gertler, M., Gilchrist, S. (1996). The Financial Accelerator and the Flight to Quality. *The Review of Economics and Statistics*, 78(1), 1–15, <https://doi.org/10.2307/2109844>
- Boivin, J., Kiley, M. T., Mishkin, F. S. (2010). *How Has the Monetary Transmission Mechanism Evolved Over Time?* National Bureau of Economic Research. Cambridge Working Paper No. 15879, <https://doi.org/10.3386/w15879>. Dostupné z: <http://www.nber.org/papers/w15879>
- Brainard, W. C., Tobin, J. (1968). Pitfalls in Financial Model Building. *The American Economic Review*, 58(2), 99–122.
- Cacciatore, M., Ghironi, F., Turnovsky, S. J. (2015). Inflation Targeting and Economic Reforms in New Zealand. *International Journal of Central Banking*, 11(S1), 145–198.
- ČNB (2016a). *ARAD systém časových řad*. Praha: Česká národní banka. Dostupné z: <http://www.cnb.cz/docs/ARADY/HTML/index.htm>
- ČNB (2016b). *Inflační očekávání finančního trhu*. Praha: Česká národní banka. Dostupné z: [http://www.cnb.cz/cs/financni\\_trhy/inflacni\\_ockavani\\_ft/index.html](http://www.cnb.cz/cs/financni_trhy/inflacni_ockavani_ft/index.html)
- ČSÚ (2016). *Hrubý domácí produkt - Časové řady ukazatelů čtvrtletních účtů*. Praha: Český statistický úřad. Dostupné z: [https://www.czso.cz/csu/czso/hdp\\_cr](https://www.czso.cz/csu/czso/hdp_cr)
- Dickey, D. A., Fuller, W. A. (1979). Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series With a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*, 74(366), 427–431, <https://doi.org/10.1080/01621459.1979.10482531>
- Dickey, D. A., Fuller, W. A. (1981). Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series With a Unit Root. *Econometrica*, 49(4), 1057–1072, <https://doi.org/10.2307/1912517>
- Feldstein, M. (1994). *The Effect of Outbound Foreign Direct Investment on the Domestic Capital Stock*. National Bureau of Economic Research. Cambridge Working Paper No. 4668, <https://doi.org/10.3386/w4668>. Dostupné z: <http://www.nber.org/papers/w4668>
- Fisher, I. (1930). *The Theory of Interest, As Determined by Impatience To Spend Income and Opportunity To Invest It*. New York: The Macmillan Company. Dostupné z: [http://lf-oll.s3.amazonaws.com/titles/1416/Fisher\\_0219\\_EBk\\_v6.0.pdf](http://lf-oll.s3.amazonaws.com/titles/1416/Fisher_0219_EBk_v6.0.pdf)
- Fuller, W. A. (1976). *Introduction to Statistical Time Series*. New York: J. Wiley.
- Hodrick, R. J., Prescott, E. C. (1997). Postwar U. S. Business Cycles: An Empirical Investigation. *Journal of Money, Credit and Banking*, 29(1), 1–16, <https://doi.org/10.2307/2953682>
- Johansen, S. (1988). Statistical Analysis of Cointegration Vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2–3), 231–254, [https://doi.org/10.1016/0165-1889\(88\)90041-3](https://doi.org/10.1016/0165-1889(88)90041-3)
- Johansen, S. (1991). Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models. *Econometrica*, 59(6), 1551–1580, <https://doi.org/10.2307/2938278>
- Jorgenson, D. W. (1963). Capital Theory and Investment Behavior. *The American Economic Review*, 53(2), 247–259.

- Kamin, S., Turner, P., Van't dack, J. (1998). *The Transmission Mechanism of Monetary Policy in Emerging Market Economies: An Overview*. Bank for International Settlements. Policy Papers No. 3. Dostupné z: <http://www.bis.org/publ/plcy03.htm>
- Keynes, J. M. (1936). *The General Theory of Employment, Interest, and Money*. London: MacMillan and Co., Limited.
- Kohlscheen, E., Miyajima, K. (2015). *The Transmission of Monetary Policy in EMEs in a Changing Financial Environment: A Longitudinal Analysis*. Bank for International Settlements. BIS Working Papers No. 495. Dostupné z: <http://www.bis.org/publ/work495.pdf>
- Kwiatkowski, D., Phillips, P. C. B., Schmidt, P., Shin, Y. (1992). Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root: How Sure Are We That Economic Time Series Have a Unit Root? *Journal of Econometrics*, 54(1–3), 159–178, [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(92\)90104-y](https://doi.org/10.1016/0304-4076(92)90104-y)
- Mishkin, F. S. (1996). *The Channels of Monetary Transmission: Lessons for Monetary Policy*. National Bureau of Economic Research. Cambridge Working Paper No. 5464, <https://doi.org/10.3386/w5464>. Dostupné z: <http://www.nber.org/papers/w5464>
- Pollock, D. S. G. (2000). Trend Estimation and De-trending via Rational Square-wave Filters. *Journal of Econometrics*, 99(2), 317–334, [https://doi.org/10.1016/s0304-4076\(00\)00028-2](https://doi.org/10.1016/s0304-4076(00)00028-2)
- Rouzet, D. (2010). *From the Neoclassical Model to Tobin's Q Theory of Investment [Ec 1011b, Spring 2010, Section 10: Investment]*. Cambridge: Harvard University. Dostupné z: <http://isites.harvard.edu/fs/docs/icb.topic734133.files/Section10.pdf>
- Rudebusch, G. D., Svensson, L. E. O. (1998). *Policy Rules for Inflation Targeting*. National Bureau of Economic Research. Cambridge Working Paper No. 6512, <https://doi.org/10.3386/w6512>. Dostupné z: <http://www.nber.org/papers/w6512>
- Samuelson, P. A., Solow, R. M. (1960). Analytical Aspects of Anti-Inflation Policy. *The American Economic Review*, 50(2), 177–194.
- Svensson, L. E. O. (1998). *Open-Economy Inflation Targeting*. National Bureau of Economic Research. Cambridge Working Paper No. 6545, <https://doi.org/10.3386/w6545>. Dostupné z: <http://www.nber.org/papers/w6545>
- Tobin, J. (1969). A General Equilibrium Approach to Monetary Theory. *Journal of Money, Credit and Banking*, 1(1), 15–29, <https://doi.org/10.2307/1991374>
- van Els, P., Locarno, A., Morgan, J., Villetelle, J. P. (2001). *Monetary Policy Transmission in the Euro Area: What Do Aggregate and National Structural Models Tell Us?* European Central Bank. Working Paper No. 94. Dostupné z: <https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwp/ ECBWP094.pdf?4899044289dedf57ef6cd2523f6b4da9>