ALTERNATIVNÍ POJETÍ FELDSTEINOVA-HORIOKOVA MODELU ZA PŘEDPOKLADU PROMĚNLIVÝCH PARAMETRŮ: STUDIE DOPADU VSTUPU ČESKÉ REPUBLIKY DO EVROPSKÉ UNIE*

Lukáš Frýd^a

Alternative Concept of the Feldstein-Horioka Model under a Variable Parameter

Assumption: a Study of the Czech Republic's Accession to the European Union

We investigate the impact of the Czech Republic's membership in the European Union on capital mobility. Our estimation of capital mobility is based on the alternative Feldstein-Horioka model. The model comes from intertemporal budget constraints with the additional assumption of a different data generation process. We propose an empirical framework to capture two different regimes in the vector error correction model. We show that the period 1996–2004 is composed of both regimes. The most important conclusion is that the period 1996–2004 is connected with a mix of both regimes. However, the period 2005–2017 comprises only one regime, which is connected with higher capital mobility. Therefore, capital mobility in the Czech Republic increased after 2004.

Keywords: Feldstein-Horioka model, variable regime models, cointegration threshold tests

JEL Classification: E22, F41, F45

Úvod

V současné době se v České republice (ČR) vede velká debata zaměřená na klady a zápory členství v Evropské unii (EU). Jedním z hlavních přínosů přitom měl být nárůst kapitálové mobility. V ekonomické teorii však narážíme na problém, jak tuto mobilitu měřit, či alespoň odhadovat. Frankel (1992) diskutuje čtyři možné postupy odhadu, kdy jednou z možností je velmi diskutovaný a zároveň oblíbený Feldsteinův-Horiokův (FH) model. Feldstein a Horioka v roce 1980 publikovali model pro odhad kapitálové mobility vycházející z jednoduché regrese ve tvaru:

$$I_i = \alpha + \beta S_i + u_i, \quad u \sim \text{i.i.d}(0, \sigma^2), \quad (1)$$

^a Vysoká škola ekonomická v Praze, Fakulta informatiky a statistiky, Praha, Česká republika
E-mail: xfrly00@vse.cz

* Článek vznikl za podpory interní grantové agentury FIS/78/2018 a grantu GAČR č. 19-02773S.

kde $I = (I/HDP)_i$ a $S_i = (S/HDP)_i$ představují poměry investic a úspor k hrubému domácímu produktu pro zemi $i = 1, 2, \dots, N$, kdy N je celé číslo a představuje celkový počet zemí, α a β jsou neznámé parametry. Základní teze rovnice (1) vychází z myšlenky, že pokud je kapitál mobilní, tak proudí do země s nejvyšším výnosem.

Z rovnice (1) lze tak vyčíst, že v případě uzavřené ekonomiky se parametr β musí rovnat jedné. S rostoucí kapitálovou mobilitou bude naopak docházet k poklesu parametru β k nule. V pojetí Feldsteinova-Horiokova modelu se bude jednat o dokonalou kapitálovou mobilitu. Feldstein a Horioka testovali svůj model na průřezových datech šestnácti ekonomik zemí OECD pro období 1960–1974. Navzdory očekávání vyšel autorům odhad parametru β roven 0,887. Na základě předchozích předpokladů znamená tento závěr velmi nízkou kapitálovou mobilitu u zemí, kde se předpokládá pravý opak. Jednoduchost modelu spojená s neočekávaným výsledkem vytvořila z rovnice (1) problém, který je podroben zkoumání již téměř čtyři desetiletí bez jednoznačných závěrů. Z FH modelu se tak stal ekonomický paradox, který Obstfeld a Rogoff zařadili v roce 2000 mezi šest nejvýznamnějších paradoxů v mezinárodní ekonomii.

Vysvětlení výsledků z rovnice (1) se dočkalo řady úprav, ať se již jednalo o samotné zpochybnění vztahu pro měření kapitálové mobility, analýzy na základě pokročilejších ekonometrických metod, nebo vysvětlení na základě makroekonomických modelů. Cílem tohoto článku je analýza vlivu vstupu České republiky do Evropské unie na změnu v kapitálové mobilitě. Hlavní přínos spočívá v přístupu kombinujícího ekonomickou kritiku FH modelu a kritiku makroekonometrických modelů obecně. V ekonomické rovině vycházíme z Jansenovy kritiky (1996a) rovnice (1) a využíváme jeho alternativní pojetí FH modelu, které je založeno na intertemporálním přístupu k platební bilanci. Zároveň při odhadu alternativního modelu vycházíme z Lucasovy kritiky z roku 1976, tedy že nelze předpokládat neměnné parametry modelu při významných ekonomicko-politických změnách. Z tohoto důvodu testujeme, zdali vstup ČR do EU měl vliv na parametry užitého modelu. Zároveň explicitně nestanovujeme rok 2004 jako zlom v procesech generujících makroekonomické časové řady, ale naopak necháváme samotný model, aby si na základě optimalizace našel období zlomu, které nejlépe odpovídá datům.

Samotný článek je organizován následovně. V první kapitole je představeno několik významných prací týkajících se jak proměnlivosti kapitálové mobility v čase, tak relevance původní verze FH modelu k měření kapitálové mobility. Druhá kapitola je věnována metodologickému popisu vektorové verze modelu korekce chyby (VECM)¹ a její prahové verzi (TVECM)². Kapitola dále obsahuje popis užitých prahových testů kointegrace. Třetí kapitola se věnuje empirické analýze problému, na kterou navazuje závěrečná část se zhodnocením.

1 Vector Error Correction Model.

2 Threshold Vector Error Correction Model.

1. Kritika Feldsteinova-Horiokova modelu

Kritiku FH modelu lze shrnout do dvou hlavních větví – ekonomickou a ekonometrickou. V této části představíme několik významných prací zabývajících se ekonomickou kritikou FH modelu. V první části jsou citovány články zabývající se stabilitou rovnice (1) v čase, a to ať již z důvodu existence strukturních zlomů, nebo změnou samotných parametrů. Druhá část je pak věnována alternativnímu pojetí FH modelu. Toto pojetí vychází z myšlenky intertemporálního rozpočtového omezení a rovnice (1) je převedena do modelu korekce chyby.

1.1 Stabilita Feldsteinova-Horiokova modelu v čase

Na otázku nestability parametru β budeme nahlížet z pohledu Lucasovy kritiky z roku 1976. Nelze předpokládat, že změny v rozhodování ekonomických agentů, které mají ekonomicko-politické dopady, nemají vliv na parametry ekonometrických modelů. Konkrétně pro ČR je rok 2004 spojen s významnou ekonomicko-politickou událostí, kdy vstupem ČR do EU došlo ke sjednocení některých institucionálních faktorů a zjednodušení vymahatelnosti práva mezi členskými zeměmi. To přispívá k vyšší ochraně investorů, a tedy ke snížení rizikového profilu členské země. Na tato opatření lze též nahlížet jako na možné snížení transakčních a informačních nákladů pro pohyby kapitálu. Tyto události měly vliv na lepší finanční integraci v zemích EU, a tedy zvýšení kapitálové mobility (Blanchard a Giavazzi, 2002). Lze proto očekávat, že vstup ČR do EU měl pozitivní vliv na kapitálovou mobilitu.

Jiné vysvětlení o možné nestabilitě parametru β lze nalézt v článku Brady, Mandela a Tomšíka z roku 2008. Autoři odhadli FH model pro tři typy zemí – chudé, tranzitivní a vyspělé – a došli k závěru, že parametr β je pro vyspělé země vyšší nežli pro země tranzitivní. ČR se však od roku 1989 transformovala z tranzitivní země na vyspělou. Proto nelze předpokládat neměnnost parametru β .

Otázkou stability parametru β se zabíral Feldstein již v roce 1991. Společně s Bachettou publikovali článek, kde testovali 23 zemí OECD pro období 1960–1986. Datový soubor si rozdělili do různých časových období a jejich hlavním zjištěním bylo, že se parametr β ve zkoumaných obdobích mění. Vyvstala proto otázka, jestli ekonomicko-politické změny mají vliv na kapitálovou mobilitu. S ekonomicko-politickými změnami se pojí i studie Obstfelda a Taylora z roku 2004. Autoři poukazují na to, že 20. století je charakterizováno proměnlivým parametrem β , způsobeným postupným odstraňováním kontroly kapitálu, například díky zrušení daně z úroku tzv. Interest Rate Equalization Tax v roce 1974 nebo úpravě tzv. Regulace Q Federálním rezervním systémem v roce 1986. Toto období je také spojeno s technologickými změnami na

finančních trzích a nárůstem objemu tzv. OPEC dolarů ve světovém finančním systému. Započal tak trend narůstající finanční integrace. Proto začalo mnoho ekonomů spojovat období počátku 70. let s postupným přibližováním světového finančního systému k dokonalé kapitálové mobilitě, viz například Obstfeld a Taylor (1998). Změny v kapitálové mobilitě vlivem významných ekonomicko-politických událostí potvrzuje studie Kumara z roku 2011. Autor testoval hypotézu, zda rozpad bretonwoodského systému v roce 1973 a ustanovení Maastrichtské smlouvy v roce 1993³ měly vliv na kapitálovou mobilitu v USA a ve dvanácti členských zemích EU. Kumar ve své analýze rozdělil sledované období 1960–2007 do čtyř intervalů: 1. před rozpadem bretonwoodského systému 1960–1974, 2. po rozpadu bretonwoodského systému 1975–2007 a dále 3. před Maastrichtem 1960–1994 a 4. po Maastrichtu 1995–2007. Pro bretonwoodský systém se snížil odhad parametru β z rovnice (1) z hodnoty 0,742 na 0,486 a pro Maastricht došlo k poklesu z 0,652 na 0,115. K podobnému závěru o proměnlivosti kapitálové mobility dospěli Lemmen a Eijffinger (1995). Autoři se zaměřili na 24 zemí OECD, které zkoumali ve dvou časových intervalech 1960–1973 a 1974–1984. Pro každou z 24 zemí odhadli rovnici (1) a z odhadnutých parametrů β spočítali aritmetický průměr. Pro první období vyšla hodnota 0,666 a pro druhé 0,072. Tento výsledek naznačuje nárůst kapitálové mobility v období let 1974–1984. Kapitálovou mobilitu v Evropě a její změnu v důsledku vznikajících evropských struktur analyzovali v roce 1999 Bayoumi, Sarno a Taylor. Autoři testovali kapitálovou mobilitu pro tři skupiny zemí. První skupinou byly země v Evropském hospodářském společenství (EEC), vzorek čítal 11 zemí. Druhá skupina se skládala ze zemí EEC a dalších 7 mimo EEC systém. Třetí skupinu tvořilo 23 zemí OECD. Autoři si kladli otázku, zdali je uvnitř EEC vyšší kapitálová mobilita než u zbylých dvou skupin. Zkoumané období bylo 1960–1992. Stejně jako předešlí autoři i Bayoumi, Sarno a Taylor testovali nejen celé období, ale i dílčí časové intervaly. První skupina tvořená zeměmi EEC vykazovala vyšší kapitálovou mobilitu než druhá i třetí skupina. Autoři pracovali s několika časovými obdobími, s posuny po 4, 8 a 10 letech. Důležitým výsledkem studie pak bylo, že dochází k významným změnám ve vývoji parametru β . Nelze však jednoznačně konstatovat, že by u jednotlivých skupin i časových úseků docházelo pouze k nárůstu kapitálové mobility. Podobný problém jako Bayoumi, Sarno a Taylor (1999) řešili i Blanchard a Giavazzi (2002). Autoři si zvolili 22 zemí OECD, členské země EU k roku 2001 a země v systému Evropské hospodářské a měnové unie (EMU) k roku 2001. Zkoumané období zahrnovalo roky 1975–2001. Opět bylo zkoumáno jak celé období, tak i časové intervaly 1975–1990 a 1991–2001. V případě OECD nedošlo k významné změně, 0,56 pro první období a 0,57 pro druhé období. Mnohem zajímavější jsou výsledky pro

3 Datum podpisu Maastrichtské smlouvy zde považujeme za vznik Evropské unie.

země EU, kde byl pokles z 0,5 na 0,36, a země v EMU, kde byl zaznamenán dokonce pokles z 0,41 na 0,14. Stejně jako u Bayoumia, Sarna a Taylora (1999) i zde vychází, že země EU dosahují vyšší kapitálové mobility než soubor zemí OECD.

Na nestabilitu parametru β z rovnice (1) v Evropě, kde i jednou ze zkoumaných zemí je Česká republika, se zaměřil Ketenci (2012). Autor testoval přítomnost a vliv strukturních zlomů pro 23 evropských zemí v období 1995–2009. Kromě Lucemburska vykazovaly všechny sledované země minimálně jeden statisticky významný strukturní šok. Konkrétně pro Českou republiku se jednalo o 1996Q4, dále 1998Q4, 2001Q1 a 2002Q4, kde Q představuje čtvrtletí. Diskutabilní je však výsledek odhadu parametru β . V případě České republiky, ale i například Slovenska, má odhad negativní znaménko. Zároveň odhady parametrů řídících dopad strukturního zlomu se pohybují kolem hodnot 35. V takovém případě nedává interpretace parametrů ekonomický smysl. Nežli rozdělovat sledované období na podsoubory nebo zavádět strukturní zlomy do rovnice (1), jeví se jako vhodnější přístup užití modelů s proměnlivými režimy. Telatar (2007) aplikoval Markovův switching model na 9 evropských zemí pro období let 1970–2002. Pro všechny sledované země byla potvrzena hypotéza o proměnlivosti parametru β v čase. Pro Belgii, Dánsko, Finsko, Francii, Itálii a Švédsko byl rok 1994 spojen se změnami v procesech generujících časové řady (režimů) z nižší na vyšší kapitálovou mobilitu. Druhá skupina zemí zahrnující Nizozemsko, Německo a Spojené království vykazovala změny v procesech generujících časové řady během celého sledovaného období. V roce 2015 navázali Chen a Shen na článek Telatara (2007). Přestože jsou ve studii analyzovány stejné země pomocí stejného modelu jako u Telatara (2007), je zde díky novým pozorováním až do roku 2013 možné sledovat další změny v kapitálové mobilitě. Zajímavým výsledkem je, že kromě Dánska, Norska a Švédska dochází k oscilaci parametru β i po roce 1994. U většiny zemí jsou 90. léta spojená s obdobím vyšší kapitálové mobility, ta však končí nejpozději s příchodem krize v roce 2008. Zajímavostí je, že stejně jako u Telatara (2007) vykazuje Spojené království značnou nestabilitu v parametru β až do roku 2013.

Zajímavý ekonometrický přístup k odhadu parametru β přinesla studie od Ma a Li (2016). Autoři ve své studii předpokládají, že se parametr β mění v čase postupně, nikoli skokově, jak je tomu u modelů s proměnlivými režimy. K analýze tak užívají tzv. time varying coefficient model, který aplikují na rozvinuté a rozvíjející se ekonomiky. V případě Dánska dochází k postupnému poklesu kapitálové mobility od roku 1977 až do konce sledovaného období v roce 2014. U Francie parametr β celé období osciluje kolem hodnoty 0,45. V případě Spojeného království dochází od 90. let k poklesu z cca 0,4 na cca 0,1 v roce 2014.

1.2 Feldsteinův-Horiokův model jako ukazatel kapitálové mobility

Jeden z argumentů, proč rovnice (1) představuje paradox, tkví v samotné ekonomické interpretaci parametru β . Již v roce 1986 Obstfeld upozorňuje, že korelace mezi I a S vychází z dynamického chování běžného účtu ($BÚ$) a není tak indikátorem kapitálové mobility. Baxter a Crucini (1993), Obstfeld (1994), Sinn (1992) a Taylor (2002) argumentují, že jak investice, tak úspory se musí dlouhodobě pohybovat společně. Svá tvrzení staví na modelu intertemporálního rozpočtového omezení. Z důvodu nemožnosti Ponziho schématu financování nelze, aby I a S byly dlouhodobě odlišné. Jedni z prvních autorů, kteří ekonometricky testují intertemporální rozpočtové omezení v platební bilanci, jsou Coakley a Kulasi (1997). Autoři vycházejí z identity $S - I = BÚ$, kdy za podmínky nemožnosti Ponziho schématu financování nemůže mít dluh explozivní charakter. Z tohoto důvodu musí být $BÚ$ stacionární proces. Stacionarita $BÚ$ se autorům podařila prokázat pro 7 zemí z celkového počtu 11 zkoumaných. Neuvádíme zde časový úsek analýzy, jelikož je značně heterogenní, například Japonsko bylo analyzováno pro období 1950–1988 a USA a Spojené království pro období 1870–1989. Závěr článku však je, že výsledky jsou v souladu s předpoklady modelu intertemporálního rozpočtového omezení. Ke shodným výsledkům dospěli již zmiňovaní Taylor (2002), Coakley (1996), Hoffmann (2004) a další. Tyto závěry znamenají, že za předpokladu intertemporálního přístupu k platební bilanci budou I a S kointegrované a z tohoto důvodu není rovnice (1) vhodným modelem pro testování kapitálové mobility. Rocha (2003) navíc dokonce zpochybňuje, že by byl parametr β měřítkem kapitálové mobility. Na základě intertemporálního modelu otevřené ekonomiky došel k závěrům, že FH model z rovnice (1) pouze potvrzuje myšlenku intertemporálního rozpočtového omezení. Investice a úspory jsou kointegrované procesy, a běžný účet proto sleduje stacionární proces. S odlišným přístupem k vysvětlení vysoké hodnoty parametru β v rozvinutých ekonomikách přišli Chang a Smith (2014). Autoři vycházejí z kalibrace DSGE modelu malé otevřené ekonomiky rozšířeného o exogenní globální šoky. Docházejí k závěrům, že vysoká korelace mezi I a S v rozvinutých ekonomikách je důsledkem národních přechodných (transitory) šoků. Za těchto podmínek se jeví parametr β jako zavádějící indikátor kapitálové mobility.

S návrhem, jak zcela neztratit FH model, přišel Jansen (1996a). Podle něj je převedení rovnice (1) do modelu korekce chyb (ECM)⁴ (např. Tsay, 2005) metodologicky oprávněným ekonometrickým modelem pro testování kapitálové mobility v modelu intertemporální obecné rovnováhy. Autor vycházel z makroekonomického modelu pro otevřenou ekonomiku Blancharda a Fischera (1989). V tomto modelu se předpokládá, že po dosažení stálého stavu rostou proměnné (vztažené k HDP) konstantním tempem c .

4 Error Correction Model.

Potom $(S - I)/Y$ musí být ve stálém stavu konstantní, a tedy $B\dot{U}/Y$ musí být stacionárním procesem. Jansen proto předpokládá, že kointegrační vektor je $[1, -1]$ a jako takový jej zahrnuje do modelu ECM. Díky této úpravě je možné zkoumat krátkodobou dynamiku mezi diferencemi I a S způsobenou například exogenními šoky. Důležitější však pro nás je, že lze zachytit, zda a jakou rychlostí jsou procesy I a S přitahovány do rovnováhy. Jansen aplikoval ECM model na 23 zemí OECD pro období 1951–1991, které rozdělil do různých časových intervalů. Dospěl k závěru, že krátkodobá dynamika je více volatilní než parametr určující přitahování procesu do rovnováhy. Navíc zjistil, že i parametr určující rychlost přizpůsobovacího procesu (λ)⁵ se v čase mění. Jansenův model (1996a) užíli i Sinha a Sinha (2004), kteří testovali kapitálovou mobilitu u 123 zemí. Výsledky však byly odlišné od Jansena, jelikož pro většinu zemí vyšla nízká kapitálová mobilita. Na základě zjištění Sinha a Sinha (2004) je relevantní opět se ptát na časový vývoj kapitálové mobility a možnou existenci strukturních zlomů. Jansen se Schulzem (1996) testovali upravenou verzi Jansenova FH modelu (1996a) pro Norsko v období 1954–1989. Jejich cílem bylo zjistit, mělo-li nalezení ropy u norských břehů vliv na kapitálovou mobilitu. Pro nás je analýza zajímavá zejména z ekonometrického hlediska. Autoři předpokládali, že se parametr λ nemění, ale mění se pouze krátkodobá dynamika vlivem strukturních šoků. Jejich vliv byl odhadnut pomocí umělých proměnných pro jednotlivá období. Autoři docházejí k závěru, že období let 1954–1973 a 1974–1978, kdy došlo k objevení rozsáhlých nalezišť ropy, jsou spojena se statisticky významnou změnou v kapitálové mobilitě. Otázka, zda se nemění i rychlosti přizpůsobení procesu, však zůstává. V případě, že se bude ECM proces v čase měnit, například vlivem národohospodářských rozhodnutí nebo externích šoků, bude se měnit nejenom hodnota parametru řídícího rychlosti přizpůsobení, ale i jeho statistická významnost. V takovém případě povede například dvoustupňová metoda testování kointegrace (Engle a Granger, 1987) k zavádějícím statistickým výsledkům, viz Gregory (1994). Sofistikovanější přístup aplikoval Hoffmann (2004), který testoval FH model pro Spojené království 1850–1992 a USA 1874–1992. Aby zachytil měnící se dynamiku parametrů, provedl rekurzivní odhad modelu ECM. Parametr λ , řídící rychlost přizpůsobení pro Spojené království, se v čase snížil z cca 0,5 k cca 0,1. Naopak kapitálová mobilita pro Spojené státy se jeví jako stabilní. Odlišné výsledky vykazovala krátkodobá dynamika mezi diferencemi I a S . Krátkodobé vztahy mezi oběma proměnnými vyšly pro obě země značně volatilní. Tento závěr je ve shodě s prací Jansena (1996a). Problematickou částí je však užití Johansenova kointegračního testu (Johansen, 1988), který nepředpokládá strukturní zlomy, případně změny v procesech generujících časové řady. Autoři tedy předpokládají, že se kointegrační parametr nemění. Z jiného úhlu

5 Více o ECM modelu v části metodologie.

pohledu to ale znamená, že pokud vyjdeme z identity $B\dot{U} = S - I$, tak proces $B\dot{U}$ musí být po celou dobu stacionární. Jak uvádí např. Fattouh (2005), tento předpoklad je příliš silný. V časově omezeném intervalu může $B\dot{U}$ sledovat například proces náhodné procházky a v takovém případě můžeme dojít při testování kointegrace k jejímu neprokázání. Proto Fattouh (2005) navrhuje užití modelu s proměnlivými režimy. Vychází z předpokladu intertemporálního rozpočtového omezení, kdy $B\dot{U}$ musí být dlouhodobě v rovnováze. To však neznamená nemožnost existence krátkodobých výkyvů. Na tyto výkyvy (ve smyslu nestacionarity) pohlíží jako na známku vysoké kapitálové mobility. V analýze pracuje s prahovým autoregresním modelem pro USA za období 1869–2001 a dochází k závěru, že období, která jsou spojována s vysokou kapitálovou mobilitou, jsou zároveň spojeny s procesem, kdy poměr $B\dot{U}/Y$ nesleduje stacionární proces.

Problém prahové kointegrace v FH modelu zkoumá přímo Esso (2012). Autor analyzuje africké země, které jsou členy Hospodářského společenství západoafrických států (ECOWAS), pro období 1970–2007. Část zemí zde vykazuje dokonalou kapitálovou mobilitu (ve smyslu FH modelu) a část zemí má v čase proměnlivý kointegrační vektor. Konkrétně se pak zaměřuje na vliv šoků, které mají za následek nestabilní kointegrační vztah. To vede k nižší síle (lineárních) kointegračních testů, například testu Engle a Grangera (1987) a Johansenova testu (1988) (více Gregory, 1994). Proto Esso pracuje s prahovými testy podle Gregoryho a Hansena (1996). Další studie využívající testy prahové kointegrace pocházejí od Ghoshe a Dutta (2011). Autoři testují přítomnost prahové kointegrace pro ekonomiky Francie, Německa, Japonska, Spojeného království a Spojených států pro období let 1995–2008. Pouze v případě Francie vyšel výsledek svědčící ve prospěch přítomnosti prahové kointegrace. Základem jejich analýzy je test navržený Hansenem a Seoem z roku 2002, který vychází z prahového modelu vektorové korekce chyby (TVECM) a který bude užit i v tomto článku.

2. Metodologie

V této části stručně představíme modely užití v empirické analýze. Nejprve bude představen model korekce chyby a jeho prahová verze. Ve druhé části pak představíme dva testy pro testování prahové kointegrace. První z testů se zabývá hypotézou, svědčí-li data spíše pro přítomnost lineárního kointegračního vztahu, nebo naopak pro přítomnost prahové kointegrace. Druhý test se zabývá hypotézou, zdali data svědčí pro nepřítomnost kointegračního vektoru proti alternativě, že je přítomen prahový kointegrační vztah.

2.1 Model korekce chyby

Za předpokladu, že platí intertempolární přístup k platební bilanci, je parametr β z rovnice (1) kointegračním parametrem a představuje dlouhodobý vztah mezi I a S .

Davidson (1978) ukázal, že lze zachytit nejenom dlouhodobou, ale i krátkodobou dynamiku, a to za pomoci modelu korekce chyby. Model ECM má mít v tomto případě tvar:

$$\Delta I_t = \phi_0 + \phi_1 \Delta S_t + \lambda (I_{t-1} - \beta S_{t-1}) + \epsilon_t, \epsilon_t \sim i.i.d(0, \sigma^2), \quad (2)$$

kde λ představuje tzv. rychlost přizpůsobení. Parametr ϕ_1 popisuje krátkodobý vztah mezi ΔI_t a ΔS_t , $I_{t-1} - \beta S_{t-1} = u_{t-1}$, kde u_t je $I(0)$ proces. Pelgrin a Schich (2008) interpretují rychlost přizpůsobení jako indikátor kapitálové mobility. V případě, kdy $\lambda = -1$, dochází k okamžitému přizpůsobení (přitažení) procesu do rovnováhy. Takovou ekonomiku lze považovat za uzavřenou. Naopak bude-li se parametr λ blížit nule, proces návratu do rovnováhy se bude zpomalovat a I a S se mohou po přechodnou dobu vyvíjet odlišně. To podle autorů představuje nárůst v kapitálové mobilitě. V tomto článku bude užita vektorová verze ECM modelu, tedy VECM model od Davidsona (1978). Model má následující tvar:

$$\begin{bmatrix} \Delta I_t \\ \Delta S_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c_1 \\ c_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} \\ b_{21} & b_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta I_{t-1} \\ \Delta S_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \lambda_1 \\ \lambda_2 \end{bmatrix} ECT_{t-1} + \begin{bmatrix} u_1 \\ u_2 \end{bmatrix}, \quad (3)$$

kde $ECT_{t-1} = [1 - \beta] \begin{bmatrix} I_{t-1} \\ S_{t-1} \end{bmatrix}$, c , b a λ jsou neznámé parametry a o vektoru náhodných složek předpokládáme, že $\begin{bmatrix} u_1 \\ u_2 \end{bmatrix} \sim i.i.d(0, \Sigma)$, kde Σ je diagonální, pozitivně definitní matice.

2.2 Prahový model vektorové verze modelu korekce chyby

Na testování hypotézy o změně kapitálové mobility po vstupu ČR do EU lze nahlížet jako na testování přítomnosti dvou odlišných procesů generujících časové řady (režimů). Hansen a Seo (2002) navrhli VECM model, který je schopen zachytit změnu v procesech generujících časové řady jak pro krátkodobou dynamiku, reprezentovanou v rovnici (3) maticí $\mathbf{B}$, kdy $\text{vec}(\mathbf{B}) = [b_{11}, b_{12}, b_{21}, b_{22}]^6$, tak i pro rychlost přizpůsobení reprezentovaným vektorem λ z rovnice (3). Další vlastností tohoto estimátoru je simultánní odhad jak prahové hodnoty, tak kointegračního vektoru. Prahový VECM model bude v tomto článku nabývat následující podoby:

6 $\text{vec}(\mathbf{B})$ představuje vektorizaci matice $\mathbf{B}$.

$$\begin{bmatrix} \Delta I_t \\ \Delta S_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c_{P2,1} \\ c_{P2,2} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} b_{P2,11} & b_{P2,12} \\ b_{P2,21} & b_{P2,22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta I_{t-1} \\ \Delta S_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \lambda_{P2,1} \\ \lambda_{P2,2} \end{bmatrix} ECT_{P2,t-1} + \begin{bmatrix} u_{P1,1} \\ u_{P1,2} \end{bmatrix}, \quad (4)$$

$$\begin{bmatrix} \Delta I_t \\ \Delta S_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c_{P1,1} \\ c_{P1,2} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} b_{P1,11} & b_{P1,12} \\ b_{P1,21} & b_{P1,22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta I_{t-1} \\ \Delta S_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \lambda_{P1,1} \\ \lambda_{P1,2} \end{bmatrix} ECT_{P1,t-1} + \begin{bmatrix} u_{P2,1} \\ u_{P2,2} \end{bmatrix}$$

kdy $ECT_{P1,t-1} < q < ECT_{P2,t-1}$, kde q je prahová hodnota. Jednotlivé procesy jsou označeny indexy P1 a P2. O vektoru náhodných složek u předpokládáme, že se jedná o proces martingalové diference s konečnou kovarianční maticí. Z důvodu přehlednosti přepíšeme rovnici (4) do maticové podoby:

$$Y_t = B_1^T X_{t-1} d_{1t}(\beta, q) + B_2^T X_{t-1} d_{2t}(\beta, q) + u_t, \quad (5)$$

kde $Y_t = [\Delta I_t, \Delta S_t]$, $X_{t-1} = [1, \Delta I_{t-1}, \Delta S_{t-1}, ECT_{t-1}]$ a u_t je vektor náhodných složek sledující Gaussovský bílý šum $u \sim N(0, \Sigma)$. $B_{1,2}$ jsou matice parametrů o velikosti 4×2 . d_{1t} a d_{2t} jsou indikátorové funkce, pro které platí:

- $d_{1t}(\beta, q) = 1(ECT_{t-1} \leq q)$,
- $d_{2t}(\beta, q) = 1(ECT_{t-1} > q)$.

V tomto modelu se tak kromě kointegračního parametru β mohou měnit všechny parametry. Hansen a Seo (2002) navrhli k odhadu parametrů z rovnice (5) metodu maximální věrohodnosti s předpokladem, že se vektor náhodných složek řídí vícerozměrným normálním rozdělením. Důležitým bodem je odhad prahové hodnoty q , která je příčinou, že věrohodnostní funkce není hladká. Z tohoto důvodu užili Hansen a Seo metodu *grid search*. V rámci této metody je nutné určit grid, neboli mřížku a oblast, ve které bude algoritmus neznámé parametry hledat.

Pro náš model (4), (5) to znamená, že hledaná oblast bude mít tvar obdélníku, jehož strany jsou dány intervaly $[q_L, q_U]$ a $[\beta_L, \beta_U]$. Interval $[q_L, q_U]$ je zvolen jako kvantil z prvotního odhadu ECT_{t-1} z rovnice (3). Interval $[\beta_L, \beta_U]$ je zvolen na základě širokého intervalu spolehlivosti získaného z odhadu kointegrační rovnice, což je v našem případě rovnice (1).

Algoritmus hledání vhodné hodnoty q a β je pak založen na následujících krocích:

- sestavení mřížky $[q_L, q_U]$ a $[\beta_L, \beta_U]$ pomocí předchozího popisu,
- pro každou hodnotu q a β z intervalu odhadneme rovnici (5),
- na základě hodnot logaritmu věrohodnostní funkce nalezneme hodnoty $\hat{\beta}$ a $\hat{q}$, které maximalizují tuto funkci.

7 V algoritmu si nastavujeme jemnost kroků.

Problémem uvedené metody je, že se autorům nepodařilo rigorózně odvodit asymptotické vlastnosti estimátoru. Autoři se ve studii zabývají možností, že za určitých předpokladů lze odhadnout model pomocí metody nejmenších čtverců (MNČ). Seo (2011) tuto možnost dále rozpracoval a odvodil předpoklady, za jakých lze rovnici (5) odhadnout pomocí MNČ. Zároveň odvodil i asymptotické vlastnosti estimátoru. Pro analýzu to má následující dopad. Ve výše popsáných krocích algoritmu upravíme krok 3, kdy místo maximalizace logaritmu věrohodnostní funkce budeme minimalizovat sumu kvadrátů reziduí (SKR). Tento postupný odhad na mřížce se nazývá podmíněná metoda nejmenších čtverců. Seo (2011) odvodil, že estimátor má asymptotické normální rozdělení. Díky tomu můžeme vyhodnotit statistickou významnost jednotlivých parametrů. Zároveň dokázal, že MNČ jak pro odhad prahové hodnoty, tak kointegračního vektoru poskytuje superkonzistentní odhady, kdy rychlost konvergence není $n^{1/2}$, ale $n^{3/2}$.

2.3 Prahové testy kointegrace

2.3.1 Lineární versus prahová kointegrace

Hansen a Seo (2002) navrhli test založený na Lagrangeových multiplikátorech (LM), který při nulové hypotéze předpokládá lineární kointegrační vztah a při alternativní hypotéze předpokládá prahovou kointegraci. Princip testu vychází z myšlenky, že v případě lineárního kointegračního vztahu (H_0) musí platit, že $\mathbf{B}_1 = \mathbf{B}_2$ z rovnice (5). Naopak v případě, že $\mathbf{B}_1 \neq \mathbf{B}_2$, budou data svědčit pro přítomnost prahové kointegrace (H_1). Testová statistika má tvar:

$$SupLM = \sup_{q_L \leq q \leq q_U} LM(\hat{\beta}, q). \quad (6)$$

Jelikož zde opět máme prahovou hodnotu q , není funkce LM hladká, a opět musíme vycházet z *grid search*. V první části je testován region $[q_L, q_U]$, kdy dolní hranice q_L je nastavena jako π_0 kvantil ECT_{t-1} a pro horní hranici pak platí kvantil $1 - \pi_0$. Pro jednotlivé úseky intervalu $[q_L, q_U]$ je následně odhadnuta rovnice (5) k -krát podle toho, jak velký krok v rámci *grid search* zvolíme. Získáme k LM statistik a vybereme maximum (více např. Davies, 1987).

Odhad kovarianční matice pro $\mathbf{B}_1$ a $\mathbf{B}_2$ je robustní vůči heteroskedasticitě při užití Whitova (1980) estimátoru kovarianční matice. Hansen a Seo odvodili asymptotické rozdělení *SupLM*, problémem však je, že nejsou tabelované kritické hodnoty, a tedy ani p -hodnota. Z tohoto důvodu autoři navrhli užití bootstrapové metody.

2.3.2 Nepřítomnost kointegrace versus prahová kointegrace

Seo (2006) dále odvodil test, ve kterém nulová hypotéza svědčí pro nepřítomnost kointegračního vztahu a alternativní hypotéza značí přítomnost prahového kointegračního

vztahu. Test je založen na testování $\lambda_{p1} = \lambda_{p2} = \mathbf{0}$ proti $\neg H_0$, kdy λ_{p1} , respektive λ_{p2} , jsou vektory parametrů λ o délce 2 z rovnice (4). Testová statistika má tvar:

$$\text{Sup}W = \sup_{q \in \Gamma} W_n(q), \quad (7)$$

kde Γ představuje kompaktní množinu, ve které se nachází prahová hodnota, a W představuje hodnotu Waldovy statistiky. Jelikož W je funkcí parametru q , který neznáme, tak stejně jako v případě Hansenova a Seova testu (2002) i zde je výsledná statistika supremum z jednotlivých Waldových statistik. Předpoklady a odvození asymptotického rozdělení statistiky $\text{Sup}W$ lze najít u Sea (2006). Pro získání asymptotických kritických hodnot bude opět potřeba užít bootstrapu. Předpokladem testu je, že je znám kointegrační parametr.

3. Empirická část

V empirické analýze se zaměříme na vývoj kapitálové mobility České republiky v období 1996–2017, kdy zásadní ekonomicko-politickou změnou je vstup ČR do EU.

Analýza byla provedena na čtvrtletních datech v letech 1996–2017. Proměnné jsou v cenách roku 2010, sezónně i kalendářně očištěné. Zdrojem dat je Eurostat⁸.

Jako investice jsme užili tvorbu hrubého fixního kapitálu a jako úspory hrubé domácí úspory. Produkt byl měřen jako HDP. Odhad modelů byl proveden pomocí balíčku *tsDyn* od Narza, Aznarteho a Stiglera (2009) a dále byl užit návod od Stiglera (2010). V empirické části jsou nejprve otestovány časové řady na přítomnost jednotkového kořene. Na základě výsledků testů o typu integrovaného procesu jsou vyhodnoceny testy na přítomnost kointegrace, a to jak pro případ lineární, tak prahové. Poslední část kapitoly je věnována odhadu a vyhodnocení modelu VECM a jeho prahové verze.

3.1 Testování stacionarity a kointegrace

V tabulce 1 jsou výsledky testování přítomnosti jednotkového kořene u proměnných I a S pomocí ADF testu (Said, Dickey, 1984). Test byl proveden do zpoždění tří. Horní část tabulky obsahuje výsledky testu, který byl proveden pro proces neobsahující deterministický trend ani konstantu. Dolní část tabulky představuje výsledky testu po zahrnutí konstanty a trendu. Hodnota v závorce je p -hodnota vypočtená z kritických hodnot na základě MacKinnonových (1996) kritických hodnot. Druhá hodnota představuje hodnotu testového kritéria ADF testu. Z obou částí je zřejmé, že nelze zamítnout

8 Data byla získána z databáze https://appsso.eurostat.ec.europa.eu/nui/show.do?dataset=namq_10_gdp&lang=en

nulovou hypotézu svědčící pro existenci jednotkového kořene pro $\alpha = 0,05$. V tabulce 2 jsou výsledky ADF testu pro první diference I a S . V tomto případě lze zamítnout nulovou hypotézu pro $\alpha = 0,01$ ve prospěch alternativní hypotézy o nepřítomnosti jednotkového kořene. Budeme proto předpokládat, že oba procesy jsou integrovány řádu jedna.

Testování kointegrace bylo provedeno pomocí dvou testů. Jako první test byla užita dvoustupňová metoda Engla a Grangera z roku 1987. V prvním stupni byla odhadnuta rovnice (1) pomocí metody nejmenších čtverců a získána rezidua $\hat{u}$. Nutnou podmínkou je, že náhodná složka u je $I(0)$ proces. Proto jsme otestovali náhodnou složku na přítomnost jednotkového kořene pomocí ADF testu, jehož výsledky jsou zobrazeny v tabulce 3. Nulovou hypotézu zamítáme pro $\alpha = 0,01$ pro zpoždění dvě a tři. Pro zpoždění jedna zamítáme nulovou hypotézu pro $\alpha = 0,05$. Předpokládáme, že nutná podmínka Engleovy a Grangerovy dvoustupňové metody je tedy splněna.

Tabulka 1 | Výsledky ADF testu

Bez trendu				
zpoždění	I	p -hodnota	S	p -hodnota
1	-0,491	0,456	0,744	0,849
2	-0,399	0,485	0,657	0,822
3	-0,325	0,509	0,893	0,894
S konstantnou a trendem				
1	-2,741	0,271	-2,722	0,279
2	-2,996	0,167	-3,122	0,114
3	-3,263	0,083	-2,918	0,198

Zdroj: vlastní zpracování a Eurostat

Tabulka 2 | Výsledky ADF testu pro první diference

zpoždění	ΔI	p -hodnota	ΔS	p -hodnota
1	-6,300	0,000	-4,536	0,000
2	-4,806	0,000	-4,002	0,000
3	-4,465	0,000	-4,076	0,000

Zdroj: vlastní zpracování a Eurostat

Tabulka 3 | Výsledky testu kointegrace podle Engleha a Grangera část I

zpoždění	$\hat{u}$	p -hodnota
1	-2,346	0,02
2	-2,820	<0,01
3	-3,138	<0,01

Zdroj: vlastní zpracování a Eurostat

Tabulka 4 | Výsledky testu kointegrace podle Engleha a Grangera část II

parametr	odhad	směrodatná chyba	p -hodnota
Φ_0	-0,0006	0,001	0,463
Φ_1	0,616	0,136	0,000
λ	-0,103	0,055	0,065

Zdroj: vlastní zpracování a Eurostat

Ve druhém stupni odhadneme model korekce chyby z rovnice (2). V případě kointegračního vztahu mezi I a S je postačující podmínkou, aby byl parametr λ statisticky významný a platila nerovnost $0 > \lambda \geq -1$. Výsledky odhadu ECM jsou zobrazeny v tabulce 4. Parametr λ je záporný a nulovou hypotézu o jeho statistické nevýznamnosti zamítáme pro $\alpha = 0,1$. Jako druhý test byl užit Johansenův kointegrační test (1988). Výsledky testu jsou zobrazeny v tabulkách 5 a 6. Z testu je zřejmé, že se nepodařilo prokázat přítomnost kointegračního vztahu.

Nyní vyvstává otázka, zdali hladina významnosti $\alpha = 0,1$, pro kterou jsme vyhodnotili kointegrační test Engla a Grangera, není příliš vysoká. Jak ukázali např. Davies (1987), Andrews a Ploberger (1994) a Hansen (1996), v případě proměnlivosti procesů můžeme dostávat zkreslené informace z lineárních kointegračních testů. Z tohoto důvodu přejdeme k testování kointegrace s ohledem na možnou existenci změn v procesech generujících časové řady.

Tabulka 5 | Výsledky testu stopy matice

H_0 : počet kointegračních vektorů	vlastní číslo	testová statistika	p -hodnota
0	0,093	10,338	0,606
1	0,022	1,941	0,789

Zdroj: vlastní zpracování a Eurostat

Tabulka 6 | Výsledky testu maximálního vlastního čísla

H_0 : počet kointegračních vektorů	vlastní číslo	testová statistika	p -hodnota
0	0,093	8,397	0,501
1	0,022	1,941	0,789

Zdroj: vlastní zpracování a Eurostat

Jako první test užijeme test kointegrace podle Sea (2006), kde nulová hypotéza představuje neexistenci kointegračního vztahu a alternativní hypotéza předpokládá prahovou kointegraci. U tohoto testu je potřeba zvolit hodnotu kointegračního parametru. Byly zvoleny dvě hodnoty. První hodnota 0,0367 představuje odhad z rovnice (1) pomocí MNČ. Druhý test byl proveden pro hodnotu kointegračního faktoru 0,9668, kde se jedná o výsledek z odhadu systému rovnic (4). Test byl proveden na základě 1 000 simulací. Výsledky testu jsou zobrazeny v tabulce 7. Na základě výsledné p -hodnoty můžeme zamítnout nulovou hypotézu pro $\beta = 0,0367$ a $\beta = 0,967^9$ pro $\alpha = 0,01$. Získali jsme tak přesvědčivější výsledek o dlouhodobém vztahu mezi I a S a zároveň indicii o množné přítomnosti prahové kointegrace.

Tabulka 7 | Výsledky kointegračního testu (Seo 2006)

β	testová statistika	p -hodnota
0,037	26,271	0,000
0,967	5,793	0,000

Zdroj: vlastní zpracování a Eurostat

Abychom ozřejmili, zda mezi I a S existuje spíše lineární nebo prahový kointegrační vztah, užijeme test podle Hansena a Sea (2002). V tomto případě představuje nulovou hypotézu přítomnost lineárního kointegračního vztahu a alternativní hypotéza předpokládá přítomnost prahové kointegrace. K výpočtu p -hodnoty bylo opět užito bootstrapu pomocí jednoho tisíce simulací. Testová statistika testu má hodnotu 13,991 s p -hodnotou rovnou 0,065. Přestože je p -hodnota již vyšší, zamítáme nulovou hypotézu pro $\alpha = 0,1$.

9 Odhady jsou zde značeny jako populační parametry, jelikož test předpokládá znalost kointegračního parametru.

3.2 Odhad prahového modelu korekce chyby

Pokud máme rozdílné rychlosti přizpůsobovacího procesu v rovnováze, zbývá odpovědět na otázku, jestli se zvýšila rychlost po vstupu ČR do EU nebo naopak. Pro porovnání výsledků odhadneme jak VECM model ze systému rovnic (3), tak model TVECM popsáný systémem rovnic v (4). Jelikož nás v tomto článku zajímá pouze upravená verze FH modelu, tak budeme u tabulek komentovat pouze sloupec s označením ΔI_t . Výsledky odhadu pro VECM model jsou zobrazeny v tabulce 8¹⁰. Zde jsou zajímavé hlavně dva výsledky. Prvním z nich je, že pro $\alpha = 0,1$ lze předpokládat, že jsou obě časové řady přitahovány k rovnovážnému stavu. Dále je zajímavé, že šok ve změně úspor v čase $t - 1$ nemá statisticky významný vliv na změnu investic v čase t .

V případě TVECM byly testovány celkem čtyři verze modelu. S konstantou, bez konstanty, s konstantou a lineárním trendem a bez konstanty, ale s lineárním trendem. Na základě Akaikeho informačního kritéria byl vybrán proces bez konstanty, ale s lineárním trendem, se zpožděním řádu jedna. Výsledky TVECM modelu pro dva procesy jsou zobrazeny v tabulce 9. Hodnota ΔI_t , respektive ΔS_t , představuje závisle proměnnou ze systému rovnic (4). Vyhodnocení odhadu rozdělíme na evaluaci krátkodobé dynamiky a kapitálové mobility.

Krátkodobá dynamika pro proces I_t : Zajímavým výsledkem z pohledu krátkodobé dynamiky je proces 2. Pouze lineární trend lze považovat za statisticky významný faktor, který má vliv na změnu investic (pro $\alpha = 0,05$). Naopak u procesu 1 můžeme považovat za statisticky významné všechny parametry řídící ΔI_{t-1} , ΔS_{t-1} a *trend*. U změn úspor vidíme zajímavý efekt, kdy s každým dodatečně uspořeným eurem dochází k nárůstu investic o 1,0155 eura.

Kapitálová mobilita: Kapitálovou mobilitu zde představují parametry $\lambda_{1,2}$ ze systému rovnic (4). Pro proces 1 můžeme zamítnout nulovou hypotézu, že $\lambda_1 = 0$ pro $\alpha = 0,1$ a pro proces 2 lze zamítnout nulovou hypotézu, že $\lambda_2 = 0$ pro $\alpha = 0,01$. Považujeme tak oba parametry za statisticky významné. Zároveň z výsledků testu podle Hansena a Sea (2002) předpokládáme statisticky rozdílné parametry při $\alpha = 0,1$. Výsledkem je zjištění, že proces 1 je spojen s vyšší kapitálovou mobilitou než proces 2. Na základě minimalizace sumy kvadrátů reziduí byla vybrána prahová hodnota $ECT = 0,0256$, která rozděluje proces 1 a 2. Časový interval od roku 1996 do konce roku 2004 je kromě čtyř let spojen pouze s procesem 2. Naopak období let 2005–2017 je spojeno pouze s procesem 1. Jak je patrné z tabulky 9, tento proces je spojen s nižší hodnotou odhadu parametru λ_1 , a tudíž s vyšší kapitálovou mobilitou. Pokud tak budeme předpokládat pojetí kapitálové mobility od Pelgrina a Schicha (2008), tedy že rychlost přizpůsobovacího procesu měří kapitálovou mobilitu, tak nám vychází, že po vstupu ČR do EU došlo k nárůstu kapitálové mobility.

10 V modelu nebyla prokázána přítomnost ani autokorelace, ani heteroskedasticity. Výsledky testů zde nejsou prezentovány.

Tabulka 8 | Výsledky odhadu VECM

proměnná	ΔI_t	p-hodnota	ΔS_t	p-hodnota
konstanta	-0,0006	0,000	0,0005	0,000
ΔI_{t-1}	-0,227	0,120	-0,038	0,085
ΔS_{t-1}	0,508	0,162	0,358	0,115
ECT	-0,133	0,058	-0,104	0,041

Zdroj: vlastní zpracování a Eurostat

Tabulka 9 | Výsledky odhadu prahového VECM

Proces 1				
proměnná	ΔI_t	p-hodnota	ΔS_t	p-hodnota
ΔI_{t-1}	-0,434	0,002	-0,141	0,163 ^{fe.z20?7}
ΔS_{t-1}	1,015	0,000	0,488	0,003
trend	-8,3e-05	0,048	1,6e-05	0,603
ECT	-0,124	0,077	0,018	0,736
Proces 2				
ΔI_{t-1}	0,052	0,791	0,044	0,769
ΔS_{t-1}	-0,404	0,167	-0,051	0,818
trend	0,0004	0,036	0,0003	0,015
ECT	-0,255	0,009	-0,172	0,019

Zdroj: vlastní zpracování a Eurostat

Závěr

Článek se zabýval dopadem vstupu ČR do EU na kapitálovou mobilitu. K této analýze byla užitá metodologie vycházející z alternativního pojetí Feldsteinova-Horiokova modelu v prostředí nestability parametrů v čase. Empirická analýza byla provedena na datech České republiky pro období let 1996–2017 s následujícími závěry.

Na základě ADF testu bylo zjištěno, že poměry investic a úspor k hrubému domácímu produktu sledují proces I(1). Na základě tohoto výsledku byly provedeny dva typy kointegračních testů, lineární a prahový.

Z lineárních testů byl užít test podle Engla a Grangera a dále Johansenův test. V případě prvního jmenovaného byla zamítnuta hypotéza o neexistenci kointegračního vektoru.

Pro druhý test se naopak nepodařilo zamítnout hypotézu o neexistenci kointegračního vektoru. Z prahových testů kointegrace byl užít test podle Sea (2006), kde byla zamítnuta nulová hypotéza o přítomnosti lineárního kointegračního vztahu ve prospěch alternativní hypotézy svědčící pro přítomnost prahového kointegračního vztahu. Pro upřesnění výsledků byl následně užít ještě test podle Hansena a Sea z roku 2006, kde byla zamítnuta nulová hypotéza, svědčící pro neexistenci kointegračního vztahu, ve prospěch alternativní hypotézy, svědčící pro přítomnost prahové kointegrace. Tento výsledek naznačuje, že došlo ke změně ve společném stochastickém trendu. Výsledek je zajímavý ještě z jiného důvodu. Johansenův test je velmi často užít při testování kointegračního vztahu Feldsteinova-Horiokova modelu. Přítomnost prahové kointegrace tak může vést k mylným závěrům o neexistenci kointegrace mezi oběma proměnnými (více o studiích aplikujících Johansenův test např. Singh, 2016).

Třetí závěr studie se týká interpretace prahového modelu vektorové korekce chyby. V práci byla užita verze prahového modelu pro dva rozdílné procesy generující časové řady. Bylo zjištěno, že parametr řídící rychlost přizpůsobení nabývá záporných hodnot a je statisticky významný. Znaménko parametru odpovídá ekonomické teorii a statistická významnost parametru naznačuje, že v systému existuje mechanismus přitahující obě proměnné do rovnovážného stavu. Zajímavostí je, že proces 1 je spojen se statisticky významnými parametry řídícími krátkodobý vliv dopadu změny úspor a investic ve zpoždění jedna na změnu investic. Naopak v případě procesu 2 již tento vztah neplatí. Dále bylo zjištěno, že proces 1 je spojen s nižší hodnotou odhadu přizpůsobovacího parametru než proces 2. Tento výsledek naznačuje, že během období spojeného s procesem 1 je kapitálová mobilita vyšší nežli během období spojeného s procesem 2. Po přiřazení jednotlivých procesů do časových intervalů pak bylo zjištěno, že období let 1996–2004 se v drtivé většině nachází v procesu 2. Naopak období 2005–2017 je spojeno pouze s procesem 1. Tento výsledek je v souladu s očekáváním, že po vstupu ČR do EU došlo k nárůstu kapitálové mobility. Zajímavým faktem však je, že k nárůstu došlo až po vstupu v roce 2005. S ohledem na Lucasovu kritiku tak nebylo dosaženo navýšení kapitálové mobility na základě očekávání ekonomických agentů.

Literatura

- Andrews, D. W. K., Ploberger, W. (1994). Optimal Tests When a Nuisance Parameter Is Present Only Under the Alternative. *Econometrica*, 62(6), 1383–1414, <https://doi.org/10.2307/2951753>
- Bayoumi, T., Sarno, L., Taylor, M., P. (1999). European Capital Flows and Regional Risk. *The Manchester School*, 67(1), 21–38, <https://doi.org/10.1111/1467-9957.00131>
- Baxter, M., Crucini, M. J. (1993). Explaining Saving-investment Correlations. *American Economic Review*, 83(3), 416–436.

- Blanchard, O. J., Fischer, S. (1989). *Lectures on Macroeconomics*. Cambridge: MIT Press. ISBN 9780262022835.
- Blanchard, O., Giavazzi, F. (2002). Current Account Deficit in the Euro Area: the End of the Feldstein-Horioka Puzzle? *Brookings Papers on Economic Activity*, 2, 147–209, <https://doi.org/10.1353/eca.2003.0001>
- Brada, J. C., Mandel, M., Tomšík, V. (2008). Intertemporální přístup k platební bilanci: vztah míry úspor a míry investic v bohatých, chudých a tranzitivních ekonomikách. *Politická ekonomie*, 56(2), 147–161, <https://doi.org/10.18267/j.polek.634>
- Coakley, J., Kulasi, F. (1997). Cointegration of Long Span Saving and Investment. *Economics Letters*, 54(1), 1–6, [https://doi.org/10.1016/s0165-1765\(96\)00920-2](https://doi.org/10.1016/s0165-1765(96)00920-2)
- Coakley, J., Kulasi, F., Smith, R. (1996). Current Account Solvency and the Feldstein-Horioka Puzzle. *Economic Journal*, 106(436), 620–627, <https://doi.org/10.2307/2235567>
- Davies, R. B. (1987). Hypothesis Testing when a Nuisance Parameter is Present only under the Alternative. *Biometrika*, 74(1), 33–43, <https://doi.org/10.1093/biomet/74.1.33>
- Davidson, J. E. H., Hendry, D. F., Srba, F. et al. (1978). Econometric Modelling of the Aggregate Time-series Relationship between Consumers' Expenditure and Income in the United Kingdom. *Economic Journal*, 88(352), 661–692, <https://doi.org/10.2307/2231972>
- Di Narzo, A. D. N., Jose Luis Aznarte, J. L., Stigler, M. (2009). *tsDyn: Time Series Analysis Based on Dynamical Systems Theory*.
- 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>
- Esso, L. J. (2012). Re-examining the Saving-investment Nexus: Threshold Cointegration and Causality Evidence from the ECOWAS. *Economic Change and Restructuring*, 45(3), 193–220, <https://doi.org/10.1007/s10644-011-9115-y>
- Fattouh, B. (2005). Capital Mobility and Sustainability: Evidence from U.S Current Account Data. *Empirical Economics*, 30(1), 245–253, <https://doi.org/10.1007/s00181-004-0232-6>
- Feldstein, M., Bachetta, P. (1991). National Saving and International Investment, in Bernheim, D., Shoven, J., eds., *National Saving and Economic Performance*. Chicago: The University of Chicago Press.
- Feldstein, M., Horioka, C. (1980). Domestic Saving and International Capital Flows. *Economic Journal*, 90(358), 314–329, <https://doi.org/10.2307/2231790>
- Frankel, J. A. (1992). Measuring International Capital Mobility: a Review. *The American Economic Review*, 82(2), 197–202.
- Gregory, A., Hansen, B. (1996). Residual-based Tests for Cointegration in Models with Regime Shifts. *Journal of Econometrics*, 70(1), 99–126, [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(96\)041685-7](https://doi.org/10.1016/0304-4076(96)041685-7)
- Gregory, A. W., Nason, J. M., Watt, D. (1996). Testing for Structural Breaks in Cointegrated Relationships. *Journal of Econometrics*, 71(1–2), 321–341.

- Ghosh, D., Dutt, S. (2011). International Capital Mobility and the Feldstein-Horioka Puzzle: an Empirical Examination for the G5 Nations. *Southwestern economic review*, 38(1), 27–36.
- Hansen, B. E. (1996). Inference when a Nuisance Parameter is not Identified under the Null Hypothesis. *Econometrica*, 64(2), 413–430, <https://doi.org/10.2307/2171789>
- Hansen, B. E., Seo, B. (2002). Testing for two-regime Threshold Cointegration in Vector Error-correction Models. *Journal of Econometrics*, 110(2), 293–318, [https://doi.org/10.1016/s0304-4076\(02\)00097-0](https://doi.org/10.1016/s0304-4076(02)00097-0)
- Hoffmann, M. (2004). International Capital Mobility in the Long Run and the Short Run: Can we Still Learn from Saving-investment Data? *Journal of International Money and Finance*, 23(1), 113–131, <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2003.08.006>
- Chang, Y., Smith, R. T. (2014). Feldstein-Horioka Puzzles. *European Economic Review*, 72, 98–112, <https://doi.org/10.1016/j.euroecorev.2014.09.001>
- Chen, S. W., Shen, C. H. (2015). Revisiting the Feldstein-Horioka Puzzle with Regime Switching: New Evidence from European Countries. *Economic Modelling*, 49, 260–269, <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2015.03.020>
- Jansen, W. J. (1996a). Estimating Saving-investment Correlations: Evidence for OECD Countries Based on an Error correction Model. *Journal of International Money and Finance*, 15(5), 749–781, [https://doi.org/10.1016/0261-5606\(96\)00034-4](https://doi.org/10.1016/0261-5606(96)00034-4)
- Jansen, W. J., Schultz, G. (1996). Theory-based Measurement of the Saving-investment Correlation with an Application to Norway. *Economic Inquiry*, 34(1), 116–132, <https://doi.org/10.1111/j.1465-7295.1996.tb01367.x>
- Johansen, S. (1988). Statistical Analysis of Cointegrating 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)
- Kumar, S., Rao, B. B. (2011). A Time-series Approach to the Feldstein-Horioka puzzle with Panel Data from the OECD Countries. *World Economics*, 34(3), 473–485, <https://doi.org/10.1111/j.1467-9701.2010.01326.x>
- Lemmen, J. J. G., Eijffinger, S. C. W. (1995). Investment and Capital Mobility among OECD Countries. *Open Economies Review*, 2, 137–163.
- Lucas, R. E. (1976). Econometric Policy Evaluation: A Critique. *Carnegie-Rochester conference series on public policy*, 1(1), 19–46, [https://doi.org/10.1016/s0167-2231\(76\)80003-6](https://doi.org/10.1016/s0167-2231(76)80003-6)
- Ma, W., Li, H. (2016). Time-varying Saving-investment Relationship and the Feldstein-Horioka Puzzle. *Economic Modelling*, 53, 166–178, <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2015.11.013>
- MacKinnon, J. (1996). Numerical Distribution Functions for Unit Root and Cointegration Tests. *Journal of Applied Econometrics*, 11(6), 601–618, [https://doi.org/10.1002/\(sici\)1099-1255\(199611\)11:6<601::aid-jae417>3.0.co;2-t](https://doi.org/10.1002/(sici)1099-1255(199611)11:6<601::aid-jae417>3.0.co;2-t)
- Obstfeld, M. (1994). *International Capital Mobility in the 1990s*. Board of Governors of the Federal Reserve System. Washington D.C. International Finance Discussion Papers No. 472.
- Obstfeld, M., Rogoff, K. (2000). *The Six Major Puzzles in International Macroeconomics: Is there a Common Cause?* National Bureau of Economic Research. Working Paper No. 7777, <https://doi.org/10.3386/w7818>

- Obstfeld, M., Taylor, A. M. (1998). The Great Depression as a Watershed: International Capital Mobility in the Long Run, in Bordo, M. D., Goldin, C. D., White, E. N., eds., *The Defining Moment: The Great Depression and the American Economy in the Twentieth Century*. Chicago: University of Chicago Press.
- Obstfeld, M., Taylor, A. M. (2004). *Global Capital Markets: Integration, Crisis, and Growth*. Cambridge: Cambridge University Press. ISBN 978-0521671798.
- Pelgrin, F., Schich, S. (2008). International Capital Mobility: What do National Saving-investment Dynamics Tell Us? *Journal of International Money and Finance*, 27(3), 331–344, <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2008.01.001>
- Rocha, F. (2003). Correcao Feldstein-Horioka indicador: De mobilidade de capitais ou de solvencia? *Brazilian Journal of Political Economy*, 23, 3–11.
- Said, S.E., Dickey, D. (1984). Testing for Unit Roots in Autoregressive Moving-Average Models with Unknown Order. *Biometrika*, 71(3), 599–607, <https://doi.org/10.1093/biomet/71.3.599>
- Sinn, S. (1992). Saving-investment Correlations and Capital Mobility: On the Evidence from Annual Data. *Economic Journal*, 102(414), 1162–1170, <https://doi.org/10.2307/2234383>
- Sinha, T., Sinha, D. (2004). The Mother of All Puzzles would not Go Away. *Economic Letters*, 82(2), 259–267, <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2003.06.002>
- Seo, M. H. (2006). Bootstrap Testing for the Null of no Cointegration in a Threshold Vector Error Correction Model. *Journal of Econometrics*, 134(1), 129–150, <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2005.06.018>
- Seo, M. H. (2011). Estimation of Nonlinear Error correction Models. *Econometric Theory*, 27(2), 201–234, <https://doi.org/10.1017/s026646661000023x>
- Stigler, M. (2010). tsDyn: Threshold cointegration: overview and implementation in R.
- Taylor, A. M. (2002). *A Century of Current Account Dynamics*. National Bureau of Economic Research. Cambridge, MA Working Paper Series No. 8927, <https://doi.org/10.3386/w8927>
- Telatar, E., Telatar, F., Bolatoglu, N. (2007). A Regime Switching Approach to the Feldstein-Horioka Puzzle: Evidence from some European Countries. *Journal of Policy Modeling*, 29(3), 523–533, <https://doi.org/10.1016/j.jpolmod.2006.12.001>
- Tsay, R. S. (2005). *Analysis of Financial Time Series* (Vol. 543). John Wiley & sons.
- White, H. (1980). A Heteroskedasticity-consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity. *Econometrica*, 48(4), 817–838, <https://doi.org/10.2307/1912934>