

Vhodnost přijetí jednotné měny euro v nových členských státech Evropské unie: aplikace teorie optimálních měnových oblastí

Veronika HEDIJA*

The Suitability of Adopting the Euro in the New European Union Member States: Application of the Theory of the Optimum Currency Areas

Abstract

The article deal with optimum currency area (OCA) theory and examines which of the new EU member states are suitable candidates for the euro extended by EU-10 countries membership. The OCA index which is based on predicted value of nominal exchange rate variability is used to consider the suitability of monetary union membership. The index is estimated in two steps. First, relationship between the volatility of the nominal exchange rate and the fulfilment of the OCA criteria is estimated on a sample of 11 countries (EU-10 and the euro area) over the period 1999 – 2009. Subsequently, OCA index is calculated as the predicted value of the nominal exchange rate variability EU-10 countries to the euro. The lowest index values achieved the Czech Republic, Slovak Republic, Hungary and Estonia. Those countries seem most appropriate candidates for adopting the single currency euro as compared with other EU-10 countries.

Keywords: European Union, European Monetary Union, optimum currency area, euro, optimum currency area index, exchange rates

JEL Classification: F15, F31

Úvod

V lednu roku 1999 přijalo jedenáct členských států Evropské unie jednotnou měnu euro, v roce 2001 se k nim přidalo Řecko, v roce 2007 Slovinsko a o rok později Malta a Kypr. V lednu 2009 se novým členem eurozóny stalo Slovensko a od roku 2011 Estonsko. Euro tak již zavedlo 17 z 27 členských států Evropské unie.

* Veronika HEDIJA, Vysoká škola polytechnická Jihlava, Katedra ekonomických studií, Tolstého 16, 586 01 Jihlava, Česká republika; e-mail: vhedija@seznam.cz

Světová finanční krize v roce 2008, která byla doprovázena celosvětovým hospodářským poklesem, rozpoutala žhavé diskuse o tom, zda jednotná měna euro nevedla k hlubšímu propadu výkonu hospodářství členů eurozóny. Finanční problémy některých členů eurozóny potom vyostřily diskuse o ekonomické výhodnosti přijetí jednotné měny a životaschopnosti projektu Hospodářské a měnové unie vůbec. Tyto neutichají ani dnes, ba naopak.

Cílem článku je zjistit, zda jsou nové členské státy Evropské unie, z hlediska teorie optimálních měnových oblastí (*Optimum Currency Areas* – OCA), vhodnými kandidáty na přijetí jednotné měny euro. Vhodnost členství v měnové unii je posuzována s užitím indexu optimální měnové oblasti.

V článku je užitá metoda operacionalizace teorie OCA navržená Bayoumim a Eichengreenem (1997). Nejdříve je odhadnut vztah mezi variabilitou nominálního měnového kurzu a naplňováním vybraných kritérií OCA na vzorku zemí EU 10¹ a eurozóně v období 1999 – 2009. Následně je na základě takto odhadnutého modelu vypočítána predikovaná variabilita vzájemného měnového kurzu s eurozónou, která bývá označována jako index OCA.

1. Teorie optimálních měnových oblastí a index OCA

Tradičně se závěry o vhodnosti či nevhodnosti přijetí jednotné měny opírají o teorii OCA. Teorie optimálních měnových oblastí se začíná formovat na počátku 60. let dvacátého století. Za jejího zakladatele je označován Robert Mundell, který ve svém článku *A Theory of Optimum Currency Areas* vymezuje optimální měnovou oblast jako oblast s dokonalou vnitřní faktorovou mobilitou a vnější faktorovou imobilitou (Mundell, 1961). K Mundellovu kritériu OCA, které bylo zúženo na mobilitu pracovní síly, byla postupně přidána kritéria další. McKinnon (1963) vymezuje kritérium otevřenosti ekonomiky, Kenen (1969) kritérium diverzifikované hospodářské struktury a fiskálních transferů. V odborné literatuře věnované problematice ekonomické a měnové integrace lze najít také celou řadu dalších kritérií OCA. K již zmíněným kritériím bývají přidávána další kritéria: fiskální integrace, pružnost cen a mezd, integrovaný finanční trh, podobný vývoj inflace a politická integrace (např. Mongelli, 2002). Až do počátku 70. let dvacátého století je na optimální měnovou oblast nahlíženo optikou makroekonomické stabilizace. Je vnímána jako oblast, ve které je vzájemné zafixování kurzů měn či přijetí jednotné měny spojeno s minimálními náklady. Ty jsou spatřovány v nemožnosti užívat vlastní kursovou politiku jako nástroje makroekonomické stabilizace. V 70. letech teorie OCA nabírá nový směr

¹ Zeměmi EU 10 jsou rozuměny tyto země: Česká republika, Slovenská republika, Polsko, Maďarsko, Slovinsko, Litva, Lotyšsko, Estonsko, Bulharsko a Rumunsko.

v podobě nákladově-výnosového přístupu. Přijetí jednotné měny s sebou nese na jedné straně náklady, na straně druhé výnosy. Náklady přijetí jednotné měny pramení zejména z nemožnosti užívat kurzovou politiku jako nástroj makroekonomické stabilizace. Přijetím jednotné měny navíc přichází země o možnost realizovat vlastní monetární politiku, společná monetární politika pak nemusí být vhodná pro všechny členy měnové unie. Hlavními výhodami je potom snížení transakčních nákladů vzájemného obchodu, odstranění kurzového rizika, zostření konkurence a tlaku na pokles cen. Na optimalitu je nově pohlíženo jako na situaci, kdy přínosy ze zavedení jednotné měny převáží náklady, které plynou z tohoto kroku. Ani zde ovšem neztrácí kritéria OCA na svém významu, naopak. Čím více jsou naplňována jednotlivá kritéria optimální měnové oblasti, tím spíše výnosy z přijetí jednotné měny převáží nad náklady a tím vhodnější je pro danou zemi přijetí jednotné měny.

Aplikace teorie optimálních měnových oblastí s vyvozením jednoznačných nenapadnutelných závěrů o vhodnosti či nevhodnosti přijetí jednotné měny euro je věcí nesnadnou. Důvodů je více. Samotné ověřování míry naplňování kritérií OCA je spojeno s řadou obtíží. Problematický je výběr vhodného ukazatele, který vypovídá o míře naplňování konkrétního kritéria. Těžké je také posoudit, jaká míra naplňování jednotlivých kritérií optimální měnové oblasti je dostačující a jaká nikoli. Stejně tak je obtížné určit, jaká kombinace kritérií a v jaké míře plnění je již dostatečná na to, aby výhody přijetí jednotné měny převážily náklady. Tato úskalí se snaží překonat *index optimální měnové oblasti*, jehož autory jsou Bayoumi a Eichengreen (1997).

Index OCA je sestaven jako bilaterální index, který posuzuje vhodnost zavedení jednotné měny ve dvou zemích. Vychází z poznatku, že pro země je zavedení jednotné měny tím výhodnější, čím menší tendenci má vzájemný měnový kurz k oscilacím. Pokud je vzájemný nominální kurz zemí stabilní, jsou náklady přijetí jednotné měny, v podobě nemožnosti realizovat autonomní kurzovou politiku, jen nízké. Index OCA tak představuje odhadnutou variabilitu měnového kurzu posuzovaných zemí. Tendence kurzu k oscilaci autoři vysvětlují naplňováním čtyř kritérií OCA: 1. sladěností hospodářských cyklů, 2. podobností struktury exportu, 3. vzájemnou propojeností obchodem a 4. velikostí ekonomik. Index je tak postaven na následujícím modelu (Bayoumi a Eichengreen, 1997):

$$SD(e_{ij}) = \alpha + \beta_1 \cdot SD(\Delta y_i - \Delta y_j) + \beta_2 \cdot DISSIM_{ij} + \beta_3 \cdot TRADE_{ij} + \beta_4 \cdot SIZE_{ij} \quad (1)$$

kde

$SD(e_{ij})$ – směrodatná odchylka změny v logaritmu nominálního měnového kurzu zemí i a j ke konci roku,

$SD(\Delta y_i - \Delta y_j)$ – směrodatná odchylka rozdílu v logaritmu změny reálného výstupu v zemi i a j ,

- $DISSIM_{ij}$ – suma absolutních rozdílů v podílu zemědělství, těžby a průmyslu zemí i a j na celkovém vzájemném obchodu,
 $TRADE_{ij}$ – průměr podílu vzájemného obchodu zemí i a j na HDP,
 $SIZE_{ij}$ – průměr logaritmů reálného hrubého domácího produktu země i a j vyjádřeného v USD.

Autoři na základě ročních dat 21 průmyslových zemí v období 1983 – 1992 odhadují regresní koeficienty modelu. Index OCA tak nabývá následujícího tvaru (v závorkách jsou uvedeny směrodatné odchylky odhadu parametru):

$$SD(e_{ij}) = -0,09 + 1,46 \cdot SD(\Delta y_i - \Delta y_j) + 0,022 \cdot DISSIM_{ij} - 0,054 \cdot TRADE_{ij} + 0,012 \cdot SIZE_{ij} \quad (2)$$

(0,02) (0,21) (0,006) (0,006) (0,001)

$n = 210, R^2 = 0,51, S.E. = 0,027$

Konkrétní hodnotu indexu OCA autoři vypočítali pro 15 evropských zemí, jako predikovanou variabilitu nominálního měnového kurzu vůči německé marce, odhadnutou z regresní rovnice. Index je tak počítán jako bilaterální index s Německem, které je považováno za klíčovou zemi měnové oblasti. Čím nižší je hodnota indexu OCA, tím vhodnějším kandidátem zavedení jednotné měny jsou posuzované země.

Výpočet indexu OCA pro Českou republiku, kdy autoři pracují přímo s odhady regresních koeficientů modelu Bayoumiho a Eichengreena (1997), lze najít například v pracích autorů Cincibuch a Vávra (2001), Horváth a Komárek (2002) či Bachanová (2008). Odhad indexu pro všechny země EU 10 potom v práci Hedija (2011).

O vhodnosti přijetí jednotné měny je v člancích usuzováno na základě vývoje indexu OCA v čase, případně na základě komparace výše indexu s hodnotami dosahovanými vybranými členy eurozóny, kteří vykazují obdobné charakteristiky jako Česká republika. Index pro Českou republiku je v člancích odhadován jako bilaterální index s Německem a eurozónou (případně celou EU). Studie se liší zejména v tom, že autoři pracují s rozdílnými časovými řadami a odhadují tak index OCA pro jiná období.² Závěry autorů ukazují, že index OCA odhadnutý pro Českou republiku, vykazuje tendence v čase klesat (Cincibuch a Vávra, 2001; Bachanová, 2008). Česká republika se tak stává lepším kandidátem přijetí jednotné měny euro. Hedija (2011) potom užívá data z let 1999 – 2009 a kalkuluje index OCA pro země EU 10. Dospívá k závěru, že nejnižších hodnot indexu OCA s eurozónou i Německem dosahovala ve sledovaném období ze zemí EU 10 Česká republika. Naopak, nejméně vhodným kandidátem členství v eurozóně byly z hodnocených zemí Litva, Lotyšsko a Estonsko.

² Cincibuch a Vávra (2001) odhadují index OCA pro období 1991 – 1997, Horváth a Komárek (2002) užívají časovou řadu 1993 – 1998, Bachanová (2008) potom pracuje s delší časovou řadou 1994 – 2004 a Hedija (2011) pracuje s časovou řadou 1999 – 2009.

Závěry těchto studií ovšem mohou být zkreslené, a to hned z několika důvodů. Koeficienty regresního modelu, na kterém je index OCA postaven, byly odhadnuty na základě dat z roku 1983 – 1992 na vzorku 21 průmyslových zemí. Předpoklad o stabilitě vztahu v čase je velmi silný. Toto období mělo řadu specifik a liší se od současných podmínek členských států Evropské unie. Při odhadu koeficientů regresní rovnice byly do vzorku zemí navíc zahrnuty i nečlenské státy Evropské unie a státy mimoevropské (Austrálie, Kanada, Japonsko, Nový Zéland a USA). Odhadnutý vztah mezi variabilitou měnového kurzu a kritérii OCA tak může být do jisté míry zkreslený. Problematická je i samotná aplikace indexu OCA na země, které nebyly zahrnuty do vzorku 21 zemí, na základě kterých byl model odhadován (Horváth a Komárek, 2002).

Horváth (2005; 2007) se pokouší překonat některé ze zmíněných slabin původního indexu. Index OCA odhaduje pro země EU 10 a při odhadu užívá dva kroky. V prvním kroku je odhadnut existující vztah mezi nominálním měnovým kurzem a kritérii OCA na vzorku 20 vyspělých průmyslových zemí (včetně pěti mimoevropských: Austrálie, Kanada, Japonsko, Nový Zéland a USA) pro období 1989 – 1998. Ve druhém kroku je zjištěný vztah aplikován na země EU 10 a je odhadnuta volatilita nominálního měnového kurzu zemí EU 10 v období 1999 – 2004. Dle závěrů autora nejnižší predikované volatility kurzu, tedy nejnižší hodnoty indexu OCA, dosahovalo Estonsko a země Visegrádské skupiny (V4) s výjimkou Polska. Ve srovnání s původní prací Bayoumi a Eichengreena (1997) je tak pracováno s novější časovou řadou a s širší paletou vysvětlujících proměnných. Odhadnutý index OCA je ovšem nakonec postaven jen na čtyřech vysvětlujících proměnných: vzájemné otevřenosti ekonomik, podobnosti struktury exportu, celkové otevřenosti ekonomik a rozvinutosti finančního sektoru.³ I tento přístup je ovšem v některých ohledech problematický. Do vzorku zemí opět nebyly zahrnuty země, na které byl index později aplikován. Navíc vztah mezi variabilitou měnového kurzu byl odhadován pro období 1989 – 1998, predikovaná hodnota indexu byla ovšem vypočítávána pro období 1999 – 2004.

My volíme přístup odlišný. V článku zkoumáme vztah mezi variabilitou nominálního měnového kurzu a mírou naplňování kritérií OCA, nicméně na rozdíl od Bayoumiho a Eichengreena (1997) a Horvátha (2005) vztah zkoumáme na rozdílném vzorku zemí. Vztah odhadujeme pro země EU 10 a eurozónu a pro tyto země také následně index OCA vypočítáme. Užíváme také novější časovou řadu a při odhadu pracujeme s více kritérii OCA.

Další kritika indexu OCA se týká faktu, že je postaven na odhadu variability nominálního měnového kurzu, nikoli reálného. Řada autorů totiž argumentuje ve

³ Rozvinutost finančního trhu je měřena pomocí průměru součtu podílu agregátu M2 na HDP v zemích *i* aj.

prospěch užití reálného měnového kurzu jako ukazatele vhodnosti přijetí jednotné měny (např. Vaubel, 1976; Meltzer, 1986). V případě, že variabilita reálného kurzu dvou států je nízká, znamená to, že výskyt asymetrických šoků, které vyvolávají změny reálného měnového kurzu, je také nízký. Státy jsou tak vhodným kandidátem přijetí jednotné měny. Bayoumi a Eichengreen (1997) nicméně dospívají k závěru, že kritéria OCA a míra jejich plnění jsou stejně dobře schopna vysvětlit variabilitu nominálního i reálného měnového kurzu. Ke stejným závěrům dospívají také Horváth a Kučerová (2005), kteří zkoumají vztah mezi reálným měnovým kurzem a plněním kritérií OCA v skupině nových členských států Evropské unie. Bayoumi a Eichengreen (1997) navíc uvádějí, že v případě přijetí jednotné měny, členské státy měnové unie trvale zafixují nominální měnové kurzy. K argumentaci o vhodnosti přijetí jednotné měny je proto vhodnější využít nominálního měnového kurzu. Z těchto důvodů jsme i v našem článku index OCA postavili na predikci volatility nominálního měnového kurzu.

2. Metodika a data

Hodnotu indexu OCA vypočítáme jako predikovanou hodnotou variability nominálního měnového kurzu. Nejdříve proto budeme zkoumat vztah mezi variabilitou nominálního měnového kurzu a naplňováním kritérií OCA. Odhadován je následující model:

$$SD(e_{ij}) = \alpha + \beta \cdot \mathbf{X}_{ij} + u_{ij} \quad (3)$$

kde

- $SD(e_{ij})$ – volatilita nominálního měnového kurzu,
- X – vektor vybraných kritérií optimální měnové oblasti,
- u_{ij} – náhodná složka.

Jako vysvětlující proměnné v modelu nejdříve užijeme kritéria OCA, s nimiž pracovali Bayoumi a Eichengreen (1997; 1998): sladěnost ekonomických cyklů, propojenost obchodem, podobnost struktury exportu a velikost ekonomik. Tato doplníme o další kritéria, která mají úzkou vazbu na variabilitu měnového kurzu: celková otevřenost ekonomik jako doplňkové kritérium k vzájemné propojenosti obchodem, podobný vývoj inflace a podobnost struktur hospodářství.⁴

Vysvětlovaná proměnná $SD(e_{ij})$ odráží kolísání vzájemného nominálního měnového kurzu. Je vypočítána jako směrodatná odchylka změny v logaritmu

⁴ Ekonomická teorie pracuje s celou řadou kritérií OCA. Některá z těchto kritérií jsou ovšem spíše teoretická, případně míra jejich plnění v prostředí eurozóny je nízká či potřeba jejich plnění diskutabilní (např. mobilita pracovní síly, pružnost cen a mezd, systém fiskálních transferů) (Mongelli, 2002). To je také důvodem, proč nebyly zahrnuty do modelu.

vzájemného nominálního měnového kurzu zkoumaných zemí ve sledovaném období.

$$SD(e_{ij}) = SD[\ln e_{ij}(t) - \ln e_{ij}(t-1)], \quad \text{pro } t = 1, 2 \dots N \quad (4)$$

kde

$e_{ij}(t)$ – nominální měnový kurz země i se zemí j v období t ,
 $e_{ij}(t-1)$ – vzájemný nominální měnový kurz těchto zemí v období $(t-1)$.

Data pro výpočet této proměnné pochází z databáze Reuters. Nominální měnový kurz je kurz k 31. 12. daného roku.

Vysvětlující proměnná $SD(\Delta y_i - \Delta y_j)$ reprezentuje sladěnost hospodářského cyklu. Je vypočítána jako směrodatná odchylka rozdílu v logaritmu změny reálného výstupu zkoumaných zemí ve sledovaném období.

$$SD(\Delta y_i - \Delta y_j) = SD[(\ln HDP_i(t) - \ln HDP_i(t-1)) - (\ln HDP_j(t) - \ln HDP_j(t-1))], \quad \text{pro } t = 1, 2 \dots N \quad (5)$$

kde

$HDP(t)$ – reálný hrubý domácí produkt v období t ,
 $HDP(t-1)$ – reálný hrubý domácí produkt v období $(t-1)$,
 i a j – země.

Údaje pro výpočet pochází z Eurostat Database. Nižší hodnoty vypovídají o vyšší sladěnosti cyklu zkoumaných zemí.

Veličina $DISSIM$ vypovídá o podobnosti struktury vzájemného obchodu. Je vypočítána jako průměr součtu absolutních rozdílů v podílu jednotlivých exportních kategorií zkoumaných zemí na celkovém vzájemném obchodu.

$$DISSIM_{ij} = PRUMER \left[\sum_{A=1}^n \left| \frac{X_{ij}^A(t)}{X_{ij}(t)} - \frac{X_{ji}^A(t)}{X_{ji}(t)} \right| \right], \quad \text{pro } t = 1 \dots N \quad (6)$$

kde

A – kategorie zahraničního obchodu dle klasifikace BEC (Classification by Broad Economic Categories),
 $X_{ij}(t)$ – nominální export země i do země j v období t ,
 $X_{ji}(t)$ – nominální export země j do země i v období t .

Data pro výpočet jsou čerpána z United Nations Commodity Trade Statistics Database. Nižší hodnoty vypovídají o vyšší strukturální podobnosti zkoumaných celků.

Proměnná $TRADE$ reprezentuje propojenost zemí vzájemným obchodem. Je vypočítána jakou průměr součtu podílu vzájemného obchodu zkoumaných zemí na hrubém domácím produktu.

$$TRADE_{ij} = PRUMER \left[\frac{X_{ij}(t)}{HDP_i(t)} + \frac{X_{ji}(t)}{HDP_j(t)} \right], \text{ pro } t = 1 \dots N \quad (7)$$

kde

- $X_{ij}(t)$ – nominální export země i do země j ,
- $X_{ji}(t)$ – nominální export země j do země i v období t ,
- $HDP_i(t)$ – nominální hrubý domácí produkt země i v období t ,
- $HDP_j(t)$ – nominální hrubý domácí produkt země j v období t .

Vyšší hodnoty proměnné vypovídají o vyšší obchodní propojenosti zemí. Data pro výpočet pochází z United Nations Database.

Vysvětlující proměnná $SIZE_{ij}$ odráží velikost zkoumaných zemí. Je vypočítána jako průměr součtu logaritmů reálného HDP zkoumaných zemí vyjádřeného v eurech.

$$SIZE_{ij} = PRUMER[\ln HDP_i(t) + \ln HDP_j(t)], \text{ pro } t = 1 \dots N \quad (8)$$

kde

- $HDP(t)$ – reálný hrubý domácí produkt v období t ,
- i a j – země.

Nižší hodnoty vypovídají o menší velikosti zkoumaných zemí. Data pro výpočet jsou čerpána z Eurostat Database. Hrubý domácí produkt je vyjádřen v miliardách eur.

Vysvětlující proměnná $DISSIM(1)$ reprezentuje podobnost struktury hospodářství. Při jejím výpočtu je užít modifikovaný Landesmannův indexu strukturní podobnosti (Landesmann, 2000).

$$DISSIM(1)_{ij} = PRUMER \left[\frac{1}{100} * \sqrt{\sum_{A=1}^N (sh_j^A(t) - sh_i^A(t))^2 \cdot \left(\frac{sh_i^A(t) + sh_j^A(t)}{200} \right)} \right],$$

pro $t = 1 \dots N$ (9)

kde

- A – odvětví,
- sh^A – procentní podíl A -tého odvětví na přidané hodnotě jako celku,
- i a j – země.

Data pro výpočet jsou čerpána z Eurostat Database. Vyšší hodnota indexu vypovídá o rozdílnější hospodářské struktuře zkoumaných zemí.

Jako další vysvětlující proměnná je do modelu přidána celková otevřenost ekonomik $OPENNESS$. Ta jednak ovlivňuje variabilitu vzájemného měnového kurzu, jednak na ni lze nahlížet jako na kritérium, které ovlivňuje výhodnost zavedení jednotné měny. Čím více je země celkově otevřená, tím více bude

pravděpodobně profitovat z užívání jednotné měny, za předpokladu, že tato je stabilnější a z celosvětového pohledu významnější než měna domácí. Výhody budou potom tím vyšší, čím více je jednotná měna respektována a užívána k mezinárodnímu obchodu vně jednotné měnové oblasti. Vysvětlující proměnná *OPENNESS* je vypočítána jako průměr součtu podílu celkového obchodu zemí *i* a *j* na hrubém domácím produktu.

$$OPENNESS_{ij} = PRUMER \left[\frac{X_i(t)}{HDP_i(t)} + \frac{X_j(t)}{HDP_j(t)} \right], \text{ pro } t = 1 \dots N \quad (10)$$

kde

- $X(t)$ – nominální export v období t ,
- $HDP(t)$ – nominální hrubý domácí produkt v období t ,
- i a j – země.

Vyšší hodnoty proměnné vypovídají o vyšší celkové otevřenosti zemí. Data pro výpočet pochází z United Nations Database.

Podobnost inflačního vývoje zachycuje vysvětlující proměnná *INFLATION*, která je vypočítána jako směrodatná odchylka inflačního diferenciálu zemí *i* a *j*.

$$INFATION_{ij} = SD[(\ln CPI_i(t) - \ln CPI_i(t-1)) - (\ln CPI_j(t) - \ln CPI_j(t-1))], \\ \text{pro } t = 1 \dots N \quad (11)$$

kde

- $CPI(t)$ – index spotřebitelských cen v období t ,
- $CPI(t-1)$ – index spotřebitelských cen v období $(t-1)$,
- i a j – země.

Údaje pro výpočet ukazatele pochází z Eurostat Database. Koefficienty regresního modelu jsou odhadnuty z ročních dat zemí EU 10 a eurozóny jako celku za období 1999 – 2009. Při výpočtech je s eurozónou pracováno jako s jednou zemí. Eurozónou je chápána její konkrétní podoba v daném roce.⁵ Pro Slovinsko a Slovensko, které se během zkoumaného období staly členy eurozóny, jsou užity časové řady končící rokem jejich vstupu do eurozóny (v případě Slovenska časová řada zahrnuje data 1999 – 2008, v případě Slovinska 1999 – 2006). Predikovaná hodnota indexu pro tyto státy tak bude vypovídat o tom, zda se jevíly jako vhodní kandidáti na přijetí jednotné měny euro před svým vstupem do eurozóny. Vysvětlující i vysvětlované proměnné jsou vypočítány jako párové veličiny (pro země EU 10 navzájem a pro země EU 10 s eurozónou). Celkově je tak pracováno se vzorkem 55 pozorování.

⁵ Do roku 2001 bylo členem eurozóny 11 členských států EU, do roku 2007 to bylo 12 členských států, do roku 2008 bylo 13 členů, do roku 2009 bylo 15 a v roce 2009 to bylo 16 členských států.

K odhadu modelu je užít OLS (Ordinary Least Squares) estimátor. Při odhadu modelu je nutno vzít v úvahu několik faktorů, které mohou způsobovat, že odhady parametrů modelu metodou nejmenších čtverců budou vychýlené. Bayoumi a Eichengreen (1997) užívají k odhadu indexu OCA metodu nejmenších čtverců. Ve svých pozdějších pracích ovšem již reagují na teorii endogeneity optimality a užívají IV estimátor (Bayoumi a Eichengreen, 1998). Abychom vyloučili problém endogenity, užili jsme k odhadu modelu také IV estimátor.⁶ Nicméně Hausmanův test ani v jednom případě neodhalil problém endogenity, odhady s užitím OLS estimátoru jsou tak konzistentní. Posledním problémem, se kterým bylo nutno se vypořádat, byla možná multikolinearita. Korelační matice neukázala existující silnou korelaci mezi žádnou ze zvolených vysvětlujících proměnných.

Posledním krokem je výpočet výše indexu OCA pro země EU 10. Index je vypočítán jako predikovaná variabilita nominálního měnového kurzu zemí EU 10 vůči euru. V případě, že hodnota indexu OCA pro danou zemi je rovna nule či bude dosahovat hodnoty blízké se nule, lze z pohledu tradiční teorie OCA konstatovat, že tato země je vhodným kandidátem přijetí jednotné měny euro. Výhody plynoucí z přijetí jednotné měny pravděpodobně převáží náklady. Naopak, pokud bude index OCA vypočítaný pro danou zemi dosahovat vysokých hodnot, nelze členství v eurozóně z hlediska nákladově-výnosového přístupu k teorii OCA doporučit.

3. Odhad modelu a výpočet indexu OCA pro země EU 10

Nejdříve je zkoumána variabilita nominálního měnového kurzu v závislosti na proměnných, s nimiž pracují Bayoumi a Eichengreen (1997). Jako vysvětlující proměnné jsou tak při odhadu modelu (rovnice 3) užity sladěnost cyklu, vzájemná obchodní propojenost, podobnost struktury exportu a velikost zemí ($SD(\Delta y_i - \Delta y_j)$, *DISSIM*, *TRADE* a *SIZE*). Odhad regresních koeficientů modelu zachycuje druhý sloupec tabulky 1.

V případě modelu 1 dosahuje koeficient determinace hodnoty 0,24. Zvolenými kritérii OCA lze vysvětlit cca 24 % variability vzájemného nominálního měnového kurzu zkoumaného vzorku zemí. Lze si také povšimnout, že ve srovnání s původním indexem OCA (rovnice 2) má odhadnutý tvar indexu určitá specifika. Dle teorie OCA by měla být výše indexu OCA přímo úměrně závislá na vysvětlujících proměnných $SD(\Delta y_i - \Delta y_j)$, *DISSIM* a *SIZE* a nepřímo úměrně

⁶ Vysvětlující proměnné *TRADE*, $SD(\Delta y - \Delta y)$, *OPENNESS* byly nahrazeny instrumentálními proměnnými. Jako instrumentální proměnné byly použity vzdálenost mezi dvěma zeměmi a její druhá mocnina, společná hranice, společný jazyk, velikost ekonomik, kontinuita a exogenní vysvětlující proměnné.

závislá na proměnné *TRADE*. Směrodatná odchylka nominálního měnového kurzu by měla být tím nižší, čím vyšší je sladěnost cyklu zkoumaných zemí, podobnější je struktura exportu, vyšší je propojenost obchodem a čím menší jsou ekonomiky. V našem případě lze najít odlišnost v případě struktury exportu. Odhadnutý model indikuje, že čím rozdílnější je vzájemná struktura exportu zkoumaných zemí (zemí EU 10 a zemí EU 10 a eurozóny), tím nižší je kolísání vzájemného nominálního kurzu. Krugman (1993) uvádí, že vysoká obchodní integrace vede k růstu specializace zemí. Vyšší vzájemná otevřenost ekonomik tak může být doprovázena rozdílnější strukturou vzájemného exportu. Vyšší propojenost obchodem tak sice vede k nižšímu kolísání vzájemného kurzu, ale také k vyšší specializaci. Z tabulky 1 je ovšem zřejmé, že proměnné $SD(\Delta y_i - \Delta y_j)$ a *DISSIM* nejsou statisticky významné.

T a b u l k a 1

Odhad modelu (rovnice 3)

	MODEL 1	MODEL 2	MODEL 3	MODEL 4	MODEL 5	MODEL 6
<i>konstanta</i>	-0.067 (0.077)	-0.064 (0.077)	0.219** (0.092)	0.075 (0.058)	0.231*** (0.026)	0.130*** (0.019)
$SD(\Delta y_i - \Delta y_j)$	0.122 (0.348)	0.038 (0.357)	-0.045 (0.305)	0.069 (0.184)	-	-
<i>TRADE</i>	-0.347*** (0.090)	-0.038 (0.025)	-0.057** (0.022)	-0.034** (0.013)	-0.249*** (0.055)	-0.152*** (0.035)
<i>DISSIM</i>	-0.031 (0.024)	-0.361*** (0.091)	-0.262*** (0.081)	-0.177*** (0.050)	-0.055*** (0.017)	-0.040*** (0.011)
<i>SIZE</i>	0.008** (0.004)	0.007** (0.004)	0.0002 (0.003)	0.002 (0.002)	-	-
<i>DISSIM(1)</i>	-	0.342 (0.338)	0.146 (0.292)	-0.138 (0.178)	-	-
<i>OPENNESS</i>	-	-	-0.123*** (0.028)	-0.057*** (0.018)	-0.126*** (0.023)	-0.066*** (0.015)
<i>INFLATION</i>	-	-	-	0.772*** (0.084)	-	0.752*** (0.081)
R ²	0.237	0.253	0.466	0.811	0.464	0.804
Adj. R ²	0.176	0.176	0.400	0.782	0.432	0.788
n	55	55	55	55	55	55

Poznámka: *signifikantní na 10% hladině významnosti, ** signifikantní na 5% hladině významnosti, ***signifikantní na 1% hladině významnosti. Standardní chyby jsou uvedeny v závorce.

Zdroj: Vlastní výpočty.

Model (rovnice 3) byl postupně rozšířen o vysvětlující proměnnou *DISSIM(1)*, odrážející podobnost struktury hospodářství a *OPENNESS*, reprezentující celkovou otevřenost ekonomik (model 2 a model 3 v tabulce 1). Zahrnutí vysvětlující proměnné *DISSIM(1)* příliš nepřispělo k vysvětlení variability nominálního měnového kurzu zemí EU 10 a zemí EU 10 a eurozóny. Vysvětlující proměnná *OPENNESS* se naopak ukázala jako významný faktor. Tento fakt není žádným překvapením. Celková otevřenost ekonomiky je z hlediska ekonomické

teorie jedním z faktorů, který hovoří pro volbu de facto fixního měnového kurzu. Čím vyšší je otevřenost ekonomiky, tím vyšší je potřeba stabilního měnového kurzu a tím vyšší tlak je na vládu, aby v případě potřeby intervenovala ve prospěch jeho stability. Vysvětlující proměnná *OPENNESS* je statisticky významná a jejím zahrnutím do modelu koeficient determinace významně vzrostl. Znaménko odhadnutého regresního koeficientu vypovídá o tom, že otevřenost ekonomiky a variabilita měnového kurzu jsou v nepřímo úměrném vztahu. Čím vyšší je celková otevřenost zemí, tím nižší je variabilita vzájemného měnového kurzu. Tento závěr je zcela v souladu s ekonomickou teorií. To ovšem nelze říci o všech odhadnutých koeficientech modelu. Vysvětlující proměnné $SD(\Delta y_i - \Delta y_j)$, *SIZE* a *DISSIM*(1) navíc nejsou statisticky významné.

Nakonec byl model rozšířen o vysvětlující proměnnou *INFLATION*, která zachycuje podobnost vývoje inflace (model 4). Tato vysvětlující proměnná se ukázala jako významný faktor, který ovlivňuje vzájemnou variabilitu nominálního měnového kurzu zemí EU 10 a zemí EU 10 a eurozóny. Odhadnutý regresní koeficient vypovídá o přímo úměrném vztahu mezi inflačním diferenciálem a variabilitou měnového kurzu, vyšší inflační diferenciál přispívá k vyšší variabilitě měnového kurzu zkoumaných zemí. Tento závěr je opět v souladu s teorií OCA, kdy kritérium obdobného vývoje inflace říká, že země jsou tím vhodnějším kandidátem pro přijetí jednotné měny, čím podobnější je jejich vývoj inflace. Zahrnutím proměnné do modelu výrazně vzrostl koeficient determinace a to až na hodnotu 0,811. Také v tomto případě se vysvětlující proměnné $SD(\Delta y_i - \Delta y_j)$, *SIZE* a *DISSIM*(1) ukázaly jako statisticky nevýznamné.

Potřeba naplňování kritéria obdobného vývoje inflace je diskutabilní. Dle tohoto kritéria je přijetí jednotné měny vhodné pro země s podobným vývojem inflace. V případě, že by jedna ze zemí měla výrazně vyšší inflaci, potom by přetrvávající inflační očekávání a setrvačné vyjednávání o růstu nominálních mezd ze strany odborů mohlo vyvolávat vyšší inflační tlaky v této zemi a snižovat konkurenční schopnost její produkce. Nicméně dostatečně kredibilní společná centrální banka orientovaná na cílování inflace může vyvolat rychlou změnu inflačních očekávání. Naplňování tohoto kritéria tak nebývá považováno za nutnou podmínku přijetí jednotné měny. Navíc vstup do eurozóny je podmíněn, mimo jiné, naplňováním konvergenčního kritéria cenové stability, které garantuje určitou sladěnost měr inflace v době před vstupem do eurozóny. Z tohoto důvodu bude dále pracováno také s variantou, kdy vysvětlující proměnná *INFLATION* není zahrnuta do modelu.

Pomocí postupného vypouštění statisticky nevýznamných proměnných byl odvozen model 5 a model 6. V modelu 5 je variabilita nominálního měnového kurzu vysvětlována třemi vysvětlujícími proměnnými: vzájemnou otevřeností

ekonomiky, podobností struktury vzájemného exportu a celkovou otevřeností ekonomik. V modelu 6 jsou tyto doplněny o obdobný vývoj inflace. Z odhadnutých koeficientů regresních modelů vyplývá, že variabilita nominálního měnového kurzu zemí EU 10 a zemí EU 10 a eurozóny je tím nižší, čím vyšší je obchodní propojenost, méně podobná je struktura exportu, otevřenější jsou ekonomiky a podobnější je vývoj inflace.⁷ Tyto závěry jsou, až na kritérium podobnosti struktury exportu, která do jisté míry vypovídá i o podobnosti hospodářské struktury, v souladu s teorií OCA. Čím vyšší je vzájemná propojenost obchodem, celkově vyšší otevřenost ekonomik a podobnější vývoj inflace, tím spíše výnosy z přijetí jednotné měny převáží náklady. Vztah mezi podobností struktury exportu a variabilitou měnového kurzu byl již diskutován.

U všech modelů bylo ověřováno splnění předpokladů lineárního regresního modelu. K ověření existence autokorelace náhodných chyb byl aplikován Breuschův-Godfreyův a Durbinův-Watsonův test. Oba testy ve všech případech potvrdily platnost nulové hypotézy o nekovarianosti náhodných chyb. S užitím Whiteova a Breuschova-Paganova testu byla ověřována možná přítomnost heteroskedasticity. Testy existenci heteroskedasticity ani v jednom případě nepotvrdily. Testována byla také normalita náhodných složek (s užitím Doornikova-Hansenova testu, Jarque-Berova testu a Lillieforsova testu). Doornikův-Hansenův test v případě modelu 1 nepotvrzoval platnost nulové hypotézy o normálním rozdělení reziduí, nicméně Jarque-Berův a Lillieforsův test platnost nulové hypotézy nevykloučovaly. Testována byla také významnost modelu. F-test v případě všech modelů vedl k zamítnutí nulové hypotézy o statistické nevýznamnosti modelu.

4. Výpočet indexu OCA pro země EU 10

Index OCA je vypočítán jako predikovaná variabilita nominálního měnového kurzu zemí EU 10 vůči euru. K odhadu je užit model 5 a 6 z tabulky 1. Index je tak vypočítán jako bilaterální index s eurozónou. Odpovídá na otázku, které ze států EU 10 byly ve sledovaném období vhodnějšími a které méně vhodnými kandidáty členství v eurozóně rozšířené o země EU 10. Slovinsko a Slovensko se během zkoumaného období staly členy eurozóny. U těchto zemí index vypovídá o vhodnosti přijetí jednotné měny v období před vstupem do eurozóny. Odhadnutou výši indexu OCA zachycuje tabulka 2. Čím nižší jsou hodnoty indexu, tím vhodnějším kandidátem členství v eurozóně rozšířené o země EU 10 jsou posuzované země.

⁷ Při odhadu modelů byla proměnná $SD(\Delta y_i - \Delta y_j)$, nahrazena směrodatnou odchylkou rozdílu mezer výstupu zkoumaných zemí. Ani tato veličina se ovšem neukázala jako statisticky významná.

T a b u l k a 2

Skutečná a hypotetická variabilita nominálního měnového kurzu zemí EU 10 vůči euru a naplňování vybraných kritérií OCA s eurozónou

	<i>TRADE</i>	<i>DISSIM</i>	<i>OPENNESS</i>	<i>INFATION</i>	Skutečná variabilita	Odhadnutá variabilita	
						index OCA 1	index OCA 2
Česká republika	0.369	0.235	0.887	0.014	0.035	0.014	0.016
Slovensko	0.348	0.202	0.951	0.035	0.040	0.013	0.033
Maďarsko	0.337	0.246	0.887	0.023	0.049	0.022	0.027
Polsko	0.149	0.300	0.559	0.027	0.096	0.107	0.079
Litva	0.111	0.683	0.707	0.029	0.045	0.077	0.060
Lotyšsko	0.070	1.033	0.570	0.033	0.055	0.085	0.065
Estonsko	0.208	0.506	0.887	0.020	0.002	0.039	0.034
Rumunsko	0.156	0.480	0.570	0.122	0.138	0.094	0.141
Bulharsko	0.191	0.653	0.697	0.023	0.002	0.060	0.046
Slovinsko	0.260	0.248	0.753	0.022	0.025	0.058	0.047

Zdroj: Vlastní výpočty.

Pro srovnání je v tabulce 2 uvedena také skutečná variabilita nominálního měnového kurzu k euru. Tuto zachycuje šestý sloupec tabulky. Ve zkoumaném období vykazovalo nejnižší variabilitu měnového kurzu vůči euru Estonsko, Slovensko a Bulharsko, nejvyšší naopak Rumunsko, Polsko a Lotyšsko. Na základě skutečné variability kurzu ovšem nelze vyslovit závěry o tom, která ze zemí EU 10 je nejvhodnějším kandidátem členství v eurozóně rozšířené o země EU 10 a které země toto členství nelze doporučit. Nutno vzít v úvahu, že vzájemná variabilita kurzu je ovlivněna řadou faktorů. Jednak mírou naplňování jednotlivých kritérií OCA, uplatňovaným kurzovým režimem, realizovanou politikou vlády či institucionálními faktory.

První až čtvrtý sloupec tabulky 2 ukazují míru naplňování vybraných kritérií OCA s eurozónou. Jedná se o vysvětlující proměnné *TRADE*, *DISSIM*, *OPENNESS*, které budou použity jako vysvětlující proměnné při odhadu indexu OCA. Nejvyšší míru plnění kritérií vzájemné otevřenosti ekonomik, podobnosti struktury hospodářství a otevřenosti ekonomik vykazovala ve zkoumaném období Česká republika, Slovensko a Maďarsko. Česká republika ze zemí EU 10 vykazovala také nejvyššího plnění kritéria podobnosti míry inflace. K zemím s nejpodobnějším vývojem inflace s eurozónou dále patřilo Estonsko, Slovinsko, Maďarsko a Bulharsko. Slovensko naopak patřilo k zemím s nejhorším plněním tohoto kritéria. Česká republika a Maďarsko by tak měly patřit k nejvhodnějším kandidátům přijetí jednotné měny euro. U ostatních zemí je posuzování již problematictější.

Sedmý a osmý sloupec tabulky zachycují predikovanou variabilitu nominálního měnového kurzu odhadnutou z modelu 5 a 6 (tab. 1). Ta bývá označována jako index OCA. Vypočítány jsou dvě varianty indexu OCA. Index OCA 1 reaguje na kritiku kritéria obdobného vývoje inflace a toto není při výpočtu indexu zohledněno. Variabilita měnového kurzu je vysvětlována třemi kritérii OCA:

vzájemnou a celkovou otevřeností ekonomik a podobností struktury exportu. Následně je při výpočtu indexu zohledněno i kritérium obdobného vývoje inflace (index OCA 2).

Z tabulky 2 je vidět, že nejnižších hodnot indexu OCA 2 s eurozónou dosáhla Česká republika, Maďarsko, Slovensko a Estonsko. Tyto země se tak jeví jako nejvhodnější kandidáti členství v měnové unii. Nejméně vhodnými kandidáty přijetí jednotné měny byly potom ve sledovaném období Polsko a Rumunsko. K obdobným závěrům dospějeme také v případě, že užijeme index OCA 1, který reaguje na kritiku kritéria obdobného vývoje inflace. Také v tomto případě dosáhly nejnižších hodnot indexu (index OCA 1) Česká republika, Maďarsko, Slovensko a Estonsko. I když hodnota dosahovaná Estonskem je již výrazněji vyšší než hodnoty zemí V4 bez Polska. Důvodem je zejména vysoká obchodní propojenost s eurozónou a jejich celková vysoká otevřenost. K obdobným závěrům dospívá také Horváth (2005). Nejméně vhodným kandidátem přijetí jednotné měny zůstávají Polsko a Rumunsko.⁸

Závěr

Cílem článku bylo zjistit, které z nových členských států Evropské unie jsou – z hlediska teorie OCA – vhodným kandidátem přijetí jednotné měny euro. K posouzení vhodnosti přijetí jednotné měny byl užit index OCA, který je vypočítán jako predikovaná variabilita nominálního měnového kurzu potenciálních členů měnové unie. Na rozdíl od autorů indexu Bayoumiho a Eichengreena (1997) či Horvátha (2005) byl model pro výpočet indexu OCA odhadnut na vzorku 11 zemí (zemí EU 10 a eurozóně, která byla brána jako jedna země) s užitím časové řady 1999 – 2009. Pracováno bylo také s širší paletou kritérií OCA.

Variabilita nominálního měnového kurzu zemí EU 10 a zemí EU 10 a eurozóny byla nakonec vysvětlena pomocí čtyř kritérií OCA: vzájemné otevřenosti ekonomik, podobnosti struktury exportu, celkové otevřenosti a podobnosti míry inflace. Nejnižší odhadnuté variability nominálního měnového kurzu s eurozónou dosáhly ve sledovaném období země V4 s výjimkou Polska a Estonsko. U těchto zemí lze očekávat, že výnosy spojené s přijetím jednotné měny euro převáží náklady s tímto krokem spojené. Dle operacionalizované teorie OCA se tak Slovensko a Estonsko v době před svým vstupem do eurozóny jeví jako vhodní kandidáti členství. Na Českou republiku a Maďarsko lze pak pohlížet jako na nejvhodnější kandidáty přijetí jednotné měny euro ze zbylých zemí EU 10.

⁸ Index OCA byl také odhadnut s užitím modelů 3 a 4, které pracují s více kritérii OCA. Odhadnuté hodnoty indexu OCA s eurozónou se ovšem výrazně nelišily. Také v tomto případě dosahovaly nejnižších hodnot indexů zemí V4 bez Polska.

Literatura

- BACHANOVÁ, V. (2008): Index optimální měnové oblasti pro Českou republiku. *Ekonomická revue*, 11, č. 3, s. 42 – 57.
- BAYOUMI, T. – EICHENGREEN, B. (1997): Ever Closer to Heaven? An Optimum Currency Area Index for European Countries. *European Economic Review*, 41, č. 3 – 5, s. 761 – 770.
- BAYOUMI, T. – EICHENGREEN, B. (1998): Exchange Rate Volatility and Intervention: Implications of the Theory of Optimum Currency Areas. *Journal of International Economics*, 45, č. 2, s. 191 – 209.
- CINCIBUCH, M. – VÁVRA, D. (2001): Towards the European Monetary Union: A Need for Exchange Rate Flexibility? *Eastern European Economics*, 39, č. 6, s. 23 – 63.
- HEDIJA, V. (2011): Index OCA – aplikace na země EU 10. *Ekonomická revue*, 14, č. 2, s. 85 – 93.
- HORVÁTH, R. (2005): Exchange Rate Variability, Pressures and Optimum Currency Area Criteria: Some Empirical Evidence from the 1990s. *Applied Economics Letters*, 12, č. 15, s. 919 – 922.
- HORVÁTH, R. (2007): Ready for Euro? Evidence on EU New Member States. *Applied Economics Letters*, 14, č. 14, s. 1083 – 1086.
- HORVÁTH, R. – KOMÁREK, L. (2002): Teorie optimálních měnových zón: rámce k diskuzím o monetární integraci. *Finance a úvěr*, 52, č. 7 – 8, s. 386 – 407.
- HORVÁTH, R. – KUČEROVÁ, Z. (2005): Real Exchange Rates and Optimum Currency Areas: Evidence from Developed Economies. *Finance a úvěr*, 55, č. 5 – 6, s. 253 – 266.
- KENEN, P. (1969): The Theory of Optimum Currency Areas: An Eclectic View. In: MUNDEL, R. and SWOBODA, A. (eds): *Monetary Problems in the International Economy*. Chicago: University of Chicago Press, s. 41 – 60. ISBN 0-226-55066-4.
- KENNETH, S. R. – HUSAIN, A. M. et al. (2003): Evolution and Performance of Exchange Rate Regimes. [IMF Working Paper, No. 243.] Washington, DC: International Monetary Fund.
- KRUGMAN, P. R. (1993): Lessons of Massachusetts for EMU. In: TORRES, F. S. and GIAVAZZI, F. (eds): *Adjustment and Growth in the European Monetary Union*. Cambridge: Cambridge University Press, s. 241 – 266. ISBN 052144019X.
- LANDESMANN, M. (2000): Structural Change in the Transition Economies, 1989 – 1999. In: *Economic Survey of Europe*, No. 2 – 3. Geneva: UNECE.
- MCKINNON, R. I. (1963): Optimum Currency Areas. *American Economic Review*, 53, č. 4, s. 717 – 725.
- MELTZER, A. H. (1986): Size, Persistence, and Interrelation of Nominal and Real Shocks. *Journal of Monetary Economics*, 17, č. 1, s. 161 – 194.
- MONGELLI, F. P. (2002): “New” Views on the Optimum Currency Area Theory: What is EMU Telling Us? [ECB Working Paper, No. 138.] Frankfurt on the Main: European Central Bank.
- MUNDELL, R. A. (1961): A Theory of Optimum Currency Areas. *American Economic Review*, 51, č. 4, s. 657 – 665.
- VAUBEL, R. (1976): Real Exchange-rate Changes in the European Community: The Empirical Evidence and its Implications for European Currency Unification. *Review of World Economics*, 112, č. 3, s. 429 – 470.