

PROPOJENOST HOSPODÁŘSKÝCH CYKLŮ ČLENSKÝCH STÁTŮ EUROZÓNY V PROCESU EVROPSKÉ INTEGRACE

S. Kapounek, L. Lacina

Došlo: 30. června 2007

Abstract

KAPOUNEK, S., LACINA, L.: *Business cycle synchronization among member countries of Eurozone during the process of European integration*. Acta univ. agric. et silvic. Mendel. Brun., 2007, LV, No. 6, pp. 75–90

The paper deals with the correlation of the business cycles between the Eurozone member states in the period 1957–2003. The analysed period is divided into the four parts (1959–1972, 1973–1985, 1986–1994, 1995–2003), which correspond to integration waves and relate approximately to the European integration process. The empirical analysis is based on the time series correlation. The authors discuss the impact of the EC enlargements on the business cycles correlation as well as on qualitative changes in the interaction between the states.

european integration, Eurozone, optimum currency area, economic growth, time series correlation, spurious correlation, stationarity of the time series

Římské smlouvy (1957) zakládající EHS si vytkly jako prvotní úkol v oblasti ekonomické integrace odstranění vzájemných překážek obchodu a ustanovení společné obchodní politiky s cílem vytvořit do roku 1968 celní unie mezi členskými zeměmi. Období 70. let v důsledku ropných krizí znamenalo zpomalení procesu ekonomické integrace. V roce 1986 padlo rozhodnutí o vytvoření jednotného vnitřního trhu (JVT) s volným pohybem zboží, služeb, osob a kapitálu. Formálně byl JVT ustaven v roce 1992, což je také rok, ve kterém bylo rozhodnuto o vytvoření hospodářské a měnové unie a zavedení společné měny od roku 1999 v bezhotovostní a od roku 2002 v hotovostní podobě.

Cílem článku je analyzovat vzájemnou propojenost hospodářských cyklů z pohledu pravděpodobného

výskytu asymetrických šoků v eurozóně¹. Hospodářským cyklem je autory tohoto příspěvku myšleno periodické kolísání reálného HDP, které je možné systematicky modelovat dlouhodobou trendovou křivkou obsahujícím cyklickou složku. Prostřednictvím této analýzy je testována hypotéza endogenity procesu integrace. Předpokládá se, že země, které se účastní procesu ekonomické integrace déle, by měly vykazovat mnohem nižší frekvenci výskytu asymetrických šoků. Odstranění bariér pro pohyb zboží, služeb, kapitálu, osob a částečná eliminace devizového rizika zvyšuje vzájemnou těsnost, korelaci krátkodobých šoků, výkyvů v hospodářském cyklu. Krátkodobými šoky je pro účely tohoto příspěvku myšlena fluktuace s kratší periodicitou, než vykazuje hospodářský cyk-

1 Eurozóna je pojem používaný pro utvářející se hospodářskou a měnovou unii (HMU) uvnitř Evropské unie. Vznikající HMU je typickým příkladem tzv. „vícerychlostní“ integrace. Ze současných 27 členských států EU pouze 13 používá společnou měnu EURO. Dvě země (UK a Dánsko) mají trvalou výjimku z neúčasti v HMU, Švédsko a 10 nových členských států přislíbilo činit všechny kroky pro přijetí společné měny, ale okamžik vstupu do Eurozóny není v žádném oficiálním dokumentu striktně vymezen. Jedná se tedy o dlouhodobý projekt.

lus. Tyto šoky mají původ v náhlých posunech křivky agregátní poptávky a nabídky.

Aby bylo možné posoudit a vzájemně porovnat propojenost hospodářských cyklů mezi jednotlivými členskými státy eurozóny v procesu evropské integrace, je empirická analýza korelace časových řad rozdělena na čtyři dílčí části, dle jednotlivých vln rozšiřování² ES/EU (1959–1972, 1973–1985, 1986–1994, 1995–2003), čímž se autoři snaží alespoň přibližně kopírovat proces prohlubování ekonomické integrace mezi jednotlivými členskými státy. Analýza již nezahrnuje poslední rozšíření EU z 15 na 25 členských zemí, které se uskutečnilo k 1. 5. 2004. Nové členské státy nebyly zahrnuty do analýzy s ohledem na krátkou časovou řadu relevantních dat.

První část příspěvku je věnována teoretickému vymezení vazby mezi dynamikou procesu evropské ekonomické/politické integrace, resp. délky členství a sladěností hospodářských cyklů vycházející z teorie optimálních měnových oblastí a endogenity procesu ekonomické integrace. Následuje charakteristika metodiky použité statistické analýzy a identifikace použitých empirických dat. Výsledky jsou prezentovány v podobě grafů se slovním komentářem jednotlivých období i změn mezi nimi. Důraz je kladen především na identifikaci a vysvětlení postavení jednotlivých zemí vstupujících do analýzy s ohledem na vývoj krátkodobých šoků v jejich hospodářském cyklu k německé ekonomice. V části diskuse jsou porovnány výsledky tohoto příspěvku se studiemi zaměřenými zejména na synchronizaci hospodářských cyklů.

Při analýze připravenosti zemí na vstup do hospodářské a měnové unie je nejčastěji používanou metodou srovnání nákladů a přínosů spojených s tímto rozhodnutím. To, co je podstatné při zkoumání nákladů spojených se vstupem do měnové unie, vychází z tra-

diční teorie optimálních měnových oblastí odvozené prof. Mundellem v 60. letech 20. stol. Celá teorie, která od svého vzniku prošla několika revizemi s ohledem na měnící se předpoklady chápání reálné ekonomiky v rámci ekonomické teorie, se zabývá pouze jednou klíčovou otázkou a tou je pravděpodobnost výskytu asymetrického šoku. Paul de Grauwe (2005) uvádí několik předpokladů, které by měly být splněny, aby země usilující o vytvoření měnové unie tvořily tzv. optimální měnovou oblast (Optimum Currency Area – OCA). Tedy aby pravděpodobnost vzniku asymetrického šoku byla co nejmenší³. Při analýze jednotlivých předpokladů pak uvádí, že pravděpodobnost vzniku asymetrického šoku, a tedy i velikosti nákladů spojených se vzdáním se autonomie v oblasti monetární a měnové politiky, je přímo úměrná rostoucí integraci národních trhů prostřednictvím mezinárodní obchodní výměny.

Při analýze pravděpodobnosti vzniku asymetrického šoku vychází teorie OCA ze dvou dimenzí – tzv. míry divergence⁴ a míry integrace⁵. Při identifikaci zemí, které vzájemně tvoří optimální měnovou oblast, tedy můžeme postupovat dvěma cestami – snižováním míry divergence⁶ nebo zvyšováním míry obchodní propojenosti⁷. Obě cesty by však ve svém důsledku měly vést ke stejnému výsledku, kterým je vysoká sladěnost hospodářských cyklů členských států účastnících se nebo připravujících se na členství v měnové unii. Příspěvek se dále již nezabývá možnostmi dosažení snížení míry divergence a zvýšení míry integrace. Obě cesty jsou uvažovány jako endogenní, kde vývoj obou veličin je úzce spjat s probíhajícím procesem ekonomické a politické integrace Evropy⁸. V příspěvku je proces evropské integrace chápán jako dynamický jev působící svým charakterem na postupnou synchronizaci hospodářských cyklů zemí (ekonomik) do něho zapojených.

2 Zakládající země ES – Německo, Francie, Itálie, Be-Ne-Lux (1957), první vlna rozšíření – UK, Irsko, Dánsko (1973), druhá a třetí vlna rozšíření – Řecko, Španělsko, Portugalsko (1981, 1986), čtvrtá vlna rozšíření – Rakousko, Švédsko, Finsko (1995).

3 Snížení pravděpodobnosti vzniku asymetrických šoků předpokládá dostatečnou mobilitu pracovní síly, flexibilitu mezd, ochotu ke koordinaci monetární a fiskální politiky mezi jednotlivými členskými státy optimální měnové oblasti a podobnou strukturu tvorby HDP podle odvětví.

4 Míra divergence může nabývat hodnot 0 až –2. Při hodnotě nula je pravděpodobnost asymetrického šoku minimální. Tedy ekonomiky budou reagovat na stejnou ekonomickou událost velmi podobně. V takovém případě hovoříme o tzv. symetrickém šoku. Teorie OCA dále uvádí, že nenulová míra divergence a tedy i pravděpodobnost vzniku asymetrického šoku může být vyrovnávána rostoucí propojeností národních ekonomik (tedy mírou integrace).

5 Míra integrace je měřena ukazatelem podílu vzájemného obchodu na HDP vyjádřeného v procentech, tedy ukazatelem běžně označovaným jako míra otevřenosti národní ekonomiky.

6 Ke snížení míry divergence může přispět např. pokračující proces politické integrace, harmonizace daní apod.

7 Především vnitroodvětvové (intraindustry).

8 Někdy také hovoříme o procesu negativní a pozitivní integrace. Negativní integrace je chápána jako odstraňování existujících překážek vzájemného obchodu, pohybu osob, toků služeb a kapitálu uvnitř nově se vytvářejícího integračního uskupení. O pozitivní integraci hovoříme tehdy, když dochází k vytváření nových společných institucí, pravidel – legislativy a nástrojů (např. společný – centralizovaný rozpočet, nadnárodní instituce, společná obchodní politika apod.) (König, Lacina, Přenosil; 2006).

Rozmahel (2006) uvádí, že v „hypotéza endogenity kritérii optimality měnové oblasti je založena na existenci vzájemné vazby mezi prohlubující se ekonomickou integrací zúčastněných zemí v procesu měnové unifikace a naplňováním charakteristik optimální měnové oblasti. Přijetí jednotné měny představuje eliminaci významné bariéry v intenzitě vzájemného obchodu, čímž dochází k prohloubení ekonomických vazeb zúčastněných ekonomik a následně i sladění jejich hospodářských cyklů a šoků. Teze endogenního charakteru kritérii optimální měnové oblasti včetně synchronnosti hospodářských cyklů vede k závěru, že země vstupující do společné měnové oblasti naplní uvedená kritéria ex post – tedy po přijetí společné měny“.

Formulace hypotézy příspěvku tedy s ohledem na výše uvedené teoreticko-empirická východiska vychází z předpokladu, že délka členství v Evropských společenstvích/Evropské unii, která je od svého počátku budována jako ekonomické integrační uskupení usilující především o odstranění překážek vzájemného obchodu, volného pohybu kapitálu, služeb a osob, ovlivňuje míru propojenosti národních ekonomik a tím i míru sladění hospodářských cyklů. Jinými slovy, délka členství v Evropské unii by se měla odrazit ve vyšší vzájemné těsnosti hospodářských cyklů zemí, které se tohoto procesu účastní od jeho počátku nebo k němu v čase přistupují⁹. Autoři tak rozšiřují předpoklad endogenity nejen na vstup do měnové unie, ale na celý proces ekonomické integrace. Předpokládají, že struktura ekonomik se nemění pouze v souvislosti se vstupem do měnové unie, ale obecně platí pro jakoukoliv fázi ekonomické integrace v rámci které dochází k růstu vzájemného obchodu mezi zeměmi tohoto procesu se účastnicími. Jestliže v případě měnové unie má podle Kučerové (2005) vliv na vyšší sladění hospodářských cyklů zavedení společné měny a snížení transakčních nákladů, stejně tak můžeme předpokládat vliv odstranění kvantitativních překážek obchodu nebo zavedení volného pohybu zboží, služeb, osob a kapitálu. V případě jakéhokoliv posunu v ekonomické integraci se tedy očekávané přínosy dostaví ne před, ale až po určitém čase od politického rozhodnutí, tedy ex post. K prohlubování tohoto trendu by pak podle Frankela a Rose (1998) mělo docházet při každém posunu mezi stadii ekonomické integrace a také v důsledku

procesu rozšiřování, tedy počtu zemí zapojených do vzájemné obchodní výměny.

Problematika asymetrických šoků v hospodářském cyklu je úzce spjata a mnohými autory také analyzována v podobě sladění hospodářských cyklů a zprostředkovaně testu endogenity procesu ekonomické integrace. Např. Darvas a Szapáry (2004) definovali pět různých pohledů na synchronizaci hospodářských cyklů: korelaci mezi cykly, zpoždění, volatilitu cyklu, stálost v čase a reakci na šoky. Canova (1999) se zabývá identifikací trendu a cyklické složky v hospodářském cyklu pomocí Kalmanova filtru, Hodrick-Prescott filtru a band-pass filtru. Sami autoři Hodrick a Prescott (1980) doporučují použití filtru pro identifikaci dlouhodobého trendu v hospodářském cyklu. Od korelační analýzy krátkodobých výkyvů v hospodářském cyklu v podobě reziduální složky ale všichni uvedení autoři abstrahují. Analýza reziduální složky je přitom základním pilířem pro identifikaci závislostí mezi časovými řadami. Popis zvoleného přístupu (metodiky) k analýze sladění hospodářských cyklů členských států Evropských společenství/Evropské unie použitý autory tohoto příspěvku je uveden v následující podkapitole.

MATERIÁL A METODY

Cílem empirické analýzy je identifikace vzájemného vlivu, závislosti hospodářských cyklů jednotlivých členských zemí Evropských společenství (od roku 1992 Evropské unie). Korelační analýza časových řad odmítá nebo potvrzuje těsnost vztahu mezi odchylkami, šoky v hospodářských cyklech. Výsledky nelze přímo ztotožnit s kauzálními vztahy. Pokud odstraníme z časových řad dlouhodobý trend, tedy je stacionarizujeme, zůstanou v nich rezidua, krátkodobé výkyvy, šoky. Identifikujeme-li tyto šoky ve dvou časových řadách současně, můžeme říci, že tyto časové řady jsou vzájemně závislé. Identifikovanou závislost pak pro účely tohoto článku autoři považují za propojenost či provázanost hospodářských cyklů.

Autoři se domnívají, že vzájemná provázanost hospodářských cyklů a pravděpodobnost vzniku asymetrických šoků s tímto přístupem úzce souvisí. Analýza reziduální složky je důležitým přínosem k problematice sladění hospodářských cyklů i vlastní teorii optimálních měnových oblastí¹⁰.

9 Při formulaci hypotézy byly brány v úvahu i alternativní pohledy analyzující průběh integračního procesu a jeho dopad na vzájemnou obchodní propojenost a následně sladění hospodářského cyklu (resp. pravděpodobnost vzniku asymetrického šoku). Např. Krugman (1993) na příkladu USA ukazuje na možnost obchodní specializace s využitím komparativní výhody směrem do meziodvětvového obchodu (tzv. inter-industry trade), jehož výsledkem může být koncentrace určitého typu výroby v určitém státě (regionu). V důsledku této rostoucí specializace (koncentrace) může pak docházet k růstu pravděpodobnosti vzniku asymetrického šoku). I v takovém případě ovšem při určité míře propojenosti nastane situace, kdy přínosy ze zavedení společné měny a měnové politiky převáží nad náklady s tímto krokem spojenými (např. Grauwe, 2005).

10 Negativní důsledky působení asymetrických šoků v optimální měnové oblasti nejsou redukovány, pokud jsou šoky symetrické při časovém zpoždění. Proto bylo od analýzy vzájemného časového zpoždění časových řad abstrahováno.

Základní podmínkou pro analýzu je identifikovat krátkodobé výkyvy v časové řadě, které mají nesystematický charakter a nejsou tak součástí vlastního hospodářského cyklu. Stacionární časová řada tuto podmínku splňuje. Slabá stacionarita časových řad je definována jako stacionární stochastický proces s konstantní střední hodnotou, rozptylem a kovariační strukturou nezávislou na čase¹¹:

$$\begin{aligned} E(Y_t) &= \mu, \\ \text{var}(Y_t) &= E(Y_t - \mu)^2 = \sigma^2, \\ \gamma_k &= E[(Y_t - \mu)(Y_{t+k} - \mu)] \end{aligned}$$

Nestacionarita je úzce spjata s existencí trendu v časových řadách a vzniku zdánlivých závislostí mezi nimi (Gujarati, 1995 nebo Hindls, 2000)¹². V podmínkách analýzy asymetrických šoků v HDP v letech 1957–2003 se jedná zejména o vliv vlastního hospodářského cyklu. Asymetrický šok zkreslený dlouhodobou expanzí či recesí symetrického charakteru tak uměle zvyšuje vzájemnou korelaci časových řad. Asymetrické krátkodobé výkyvy v hospodářském cyklu se tak mohou jevit jako symetrické.

Časové řady jsou testovány rozšířeným Dickey-Fullerovým testem (Bierens, 1999), založeným na testování hypotézy o existenci jednotkových kořenů¹³ (ρ):

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + u_t,$$

kde u_t reprezentuje gaussovský bílý šum. Rozšířený Dickey-Fuller test je použit v následujících třech formách kde $\delta = (\rho - 1)$:

$$\begin{aligned} \Delta Y_t &= \delta Y_{t-1} + u_t, \\ \Delta Y_t &= \beta_1 + \delta Y_{t-1} + u_t, \\ \Delta Y_t &= \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + u_t. \end{aligned}$$

Stacionarizace časových řad a identifikace dlouhodobé systematické složky je provedena pomocí pro-

cesů ARIMA(p,d,q), kde θ reprezentuje volný parametr (Arlt a Arltová, 1997):

$$Y_t = \theta + \alpha_1 Y_{t-1} + \beta_0 u_t + \beta_1 u_{t-1}.$$

Identifikace modelu ARIMA má pevně standardizovaný postup, jehož přínosem je redukce subjektivity a zvýšení robustnosti výsledků¹⁴.

Vlastní korelační analýza využívá Pearsonova korelačního koeficientu (r), měřícího intenzitu, sílu lineární závislosti mezi dvěma proměnnými \hat{u}_1 a \hat{u}_2 :

$$r = \frac{SS_{\hat{u}_1 \hat{u}_2}}{\sqrt{SS_{\hat{u}_1 \hat{u}_1} SS_{\hat{u}_2 \hat{u}_2}}},$$

kde $SS_{\hat{u}_1 \hat{u}_1}$ a $SS_{\hat{u}_2 \hat{u}_2}$ jsou součty průměrných čtvercových odchylek kolem aritmetického průměru (rozptyly) a $SS_{\hat{u}_1 \hat{u}_2}$ je kovariancí obou znaků (McClave, 1988).

Očištění dat od zdánlivých závislostí

Zdrojovými daty¹⁵ vstupujícími do analýzy je roční výše HDP v národních měnách jednotlivých států Evropských společenství¹⁶. Relativní meziroční přírůstek HDP je vypočten ze souhrnného hodnotového indexu:

$$I_Q = \frac{Q_k}{Q_j} = \frac{\sum q_k p_k}{\sum q_j p_j}.$$

Přepočtem zdrojových dat je odstraněna především sezónnost. Dlouhodobý trend v ekonomickém růstu nejvýrazněji související s existencí klamných závislostí byl identifikován a následně odstraněn pro celé časové řady. Důvodem byl počet pozorování. Ze stejného důvodu byl také aplikován test stacionarity časových řad, který přímo souvisí s existencí zdánlivých závislostí.

Výsledky Dickey-Fuller testu stacionarity původních a očištěných časových řad včetně identifikovaného modelu ARIMA jsou uvedeny v Tab. I¹⁸.

11 Stacionární časová řada je v tomto článku chápána jako „slabá“, kovariančně stacionární časová řada (Arlt, 1999).

12 „U dvou korelovaných časových řad y_t a x_t totiž okolnost, že oba procesy (těmito řadami zachycené) probíhají ve stejném reálném čase a případně se dokonce oba vyvíjejí stejným směrem, nás často může vést k tomu, že nalezneme mezi y_t a x_t vysokou korelaci, ačkoliv tyto dva jevy spolu logicky vůbec nemohou souviset“ (Hindls, 2000).

13 Zamítnutím H_0 zamítáme s 90% pravděpodobností možnost existence jednotkového kořene a přijímáme hypotézu o stacionaritě časové řady.

14 Box-Jenkinsova metodologie umožňuje modelování časových řad pomocí smíšeného autoregresního procesu řádu p, procesu klouzavých průměrů řádu q a diferencí řádu d (Arlt a Arltová, 2003).

15 Zdroj dat: IMF, Gross Domestic Product Sa /Nat'l Currency/flows /seas. adjusted [10.5.2005]. Dostupný z www.imf.org/

16 Státy vstupujícími do analýzy jsou: Nizozemí (NLD), Itálie (ITA), Německo (GER), Francie (FRA), Lucembursko (LUX), Belgie (BEL), Dánsko (DEN), Irsko (IRL), Velká Británie ((UK), Řecko (GRE), Španělsko (SPA), Portugalsko (POR), Rakousko (AUS), Švédsko (SWE) a Finsko (FIN).

17 V rámci účelového, pragmatického přístupu k indexní teorii předpokládáme funkční přístup, který je založen na ekonomických teoriích a považuje změny veličin v indexu za statisticky závislé, tedy že změna ceny vyvolá změnu poptávky (Minařík, 1998).

18 Parametry ADF testu byly zvoleny na základě Akaike, Hannan-Quinn a Schwarzových informačních kritérií (Bierens, 2004).

I: Rozšířený Dickey-Fuller test stacionarity reziduí

	zdrojová data						model ARIMA (p,d,q)	očistěná data					
	ADF1		ADF2		ADF3			ADF1		ADF2		ADF3	
	t	p-value	t	p-value	t	p-value		t	p-value	t	p-value	t	p-value
Netherlands	-1,451	0,130	-1,536	0,510	-3,454	0,040	1,2,0	-3,755	0,000	-3,738	0,000	-3,666	0,020
Italy	-2,121	0,030	-0,514	0,890	-1,542	0,810	1,0,0	-3,084	0,000	-3,168	0,020	-3,258	0,070
Germany	-1,383	0,150	-1,835	0,360	-3,217	0,080	1,0,0	-2,679	0,010	-3,372	0,010	-3,593	0,030
France	-1,017	0,270	-0,719	0,840	-1,858	0,670	2,0,0	-3,172	0,000	-3,132	0,030	-3,305	0,070
Luxembourg	-0,762	0,380	-2,555	0,110	-2,388	0,380	0,2,2	-2,856	0,000	-3,038	0,030	-3,130	0,100
Belgium	-0,690	0,410	-1,865	0,350	-2,969	0,140	1,1,0	-3,397	0,000	-3,365	0,010	-3,499	0,040
Denmark	-0,768	0,380	-0,442	0,900	-2,519	0,320	1,2,0	-3,382	0,000	-3,375	0,010	-3,354	0,060
Ireland	-0,725	0,400	-2,331	0,160	-2,163	0,500	0,1,1	-3,231	0,000	-3,160	0,030	-3,359	0,060
UK	-0,687	0,410	-1,721	0,420	-1,913	0,650	1,2,0	-3,400	0,000	-3,351	0,010	-3,300	0,070
Greece	-0,299	0,580	-1,507	0,520	-1,274	0,890	2,1,0	-3,007	0,000	-2,959	0,040	-4,087	0,010
Spain	-0,660	0,430	-1,830	0,370	-2,954	0,150	1,0,1	-3,154	0,000	-3,200	0,020	-3,427	0,050
Portugal	-0,646	0,430	-1,172	0,680	-1,015	0,940	1,0,1	-3,356	0,000	-3,333	0,010	-3,884	0,010
Austria	-1,023	0,270	-0,663	0,850	-1,982	0,610	1,0,0	-2,687	0,010	-2,967	0,040	-3,210	0,080
Sweden	-0,657	0,430	-0,818	0,810	-1,732	0,730	2,2,0	-3,974	0,000	-3,934	0,000	-3,931	0,010
Finland	-1,041	0,260	-1,337	0,610	-2,041	0,580	1,0,0	-3,274	0,000	-3,516	0,010	-3,723	0,020
USA	-0,552	0,470	-1,257	0,650	-1,691	0,750	0,1,1	-3,027	0,000	-2,987	0,040	-3,709	0,020

* p-value je definována jako nejnižší možná hladina významnosti pro zamítnutí hypotézy H_0

** zdroj: vlastní výpočet, software Easy Regression International

Hodnoty rozšířeného Dickey-Fullerova testu reziduí zamítají na 10% hladině významnosti hypotézu o existenci jednotkového kořene ve prospěch alternativní hypotézy o stacionaritě časových řad.

VÝSLEDKY

Korelační koeficienty obsažené v tabelárním přehledu (Tab. II, III a IV) jsou vypočteny pro časové řady reziduí po jednotlivých etapách rozšiřování ES/EU.

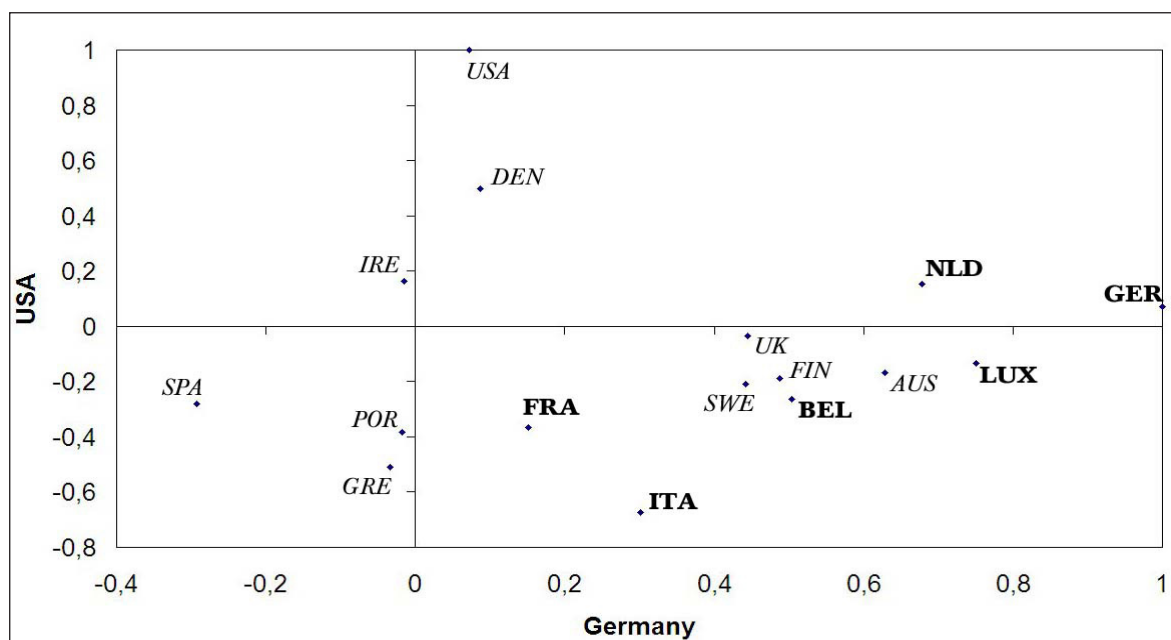
Pro účely analýzy provázanosti hospodářských cyklů eurozóny byly vypočteny korelační koeficienty ve vztahu k Německu¹⁹, které má v Evropské unii rozhodující ekonomickou i politickou úlohu a reprezentuje tak významné hospodářské trendy probíhající v rámci ES/EU. USA v analýze reprezentují sladěnost cyklu ve vztahu ke zbytku světa – protipólu k hospodářským cyklům eurozóny (grafy 1, 2, 3 a 4).

V následující části příspěvku je u každého období (grafu zobrazujícího výsledky korelační analýzy) reprezentujícího rozšíření členské základny ES/EU komentován posun ve sladěnosti hospodářských cyklů především s ohledem na délku členství, postupující proces ekonomické/politické integrace a případné další významné události ovlivňující vývoj sladěnosti ve vnitřním (ES/EU) a vnějším prostředí (zbytku světa).

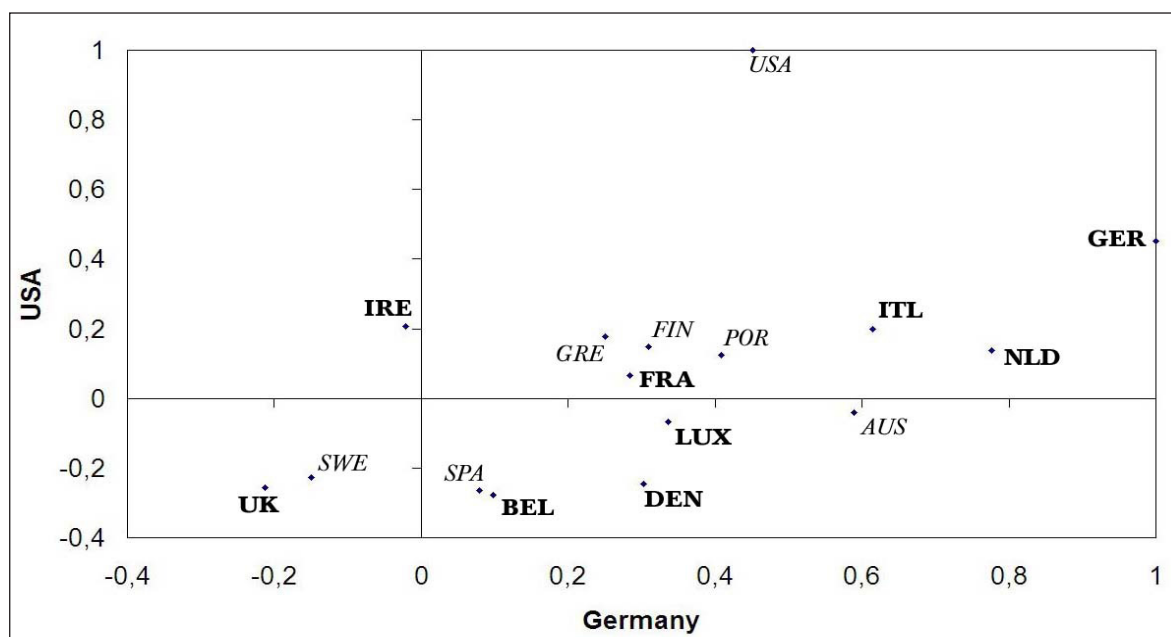
Podíváme-li se na výsledky analýzy sladěnosti hospodářských cyklů v období mezi založením EHS

a první ropnou krizí (graf 1), vidíme, že vysokou míru korelace s hospodářským cyklem Německa vykazuje zejména Nizozemí, Lucembursko a Rakousko. Druhou skupinu zemí pak tvoří Spojené království Velké Británie a Severního Irsku (dále jen UK), Finsko, Švédsko a Belgie. Pozitivní korelace, ale již nízkých hodnot byla identifikována i u Itálie, Francie a Dánska. Vyšší záporné hodnoty, a tedy vysokou pravděpodobnost vzniku asymetrického šoku, vykazovala v tomto období pouze jedna země – Španělsko. Hodnoty u Řecka, Portugalska a Irsku se blíží nule. Co je na zjištěných hodnotách zajímavé? Asi nejzajímavější se jeví postavení UK. V jejím případě je jedním z nejsilnějších argumentů pro odklad vstupu do HMU nesladěnost hospodářského cyklu se zeměmi Eurozóny a tedy i potřeba udržovat si vlastní – autonomní monetární politiku. Výsledky korelační analýzy v tomto období ovšem tyto předpoklady nenaplní. Méně překvapivá je již poměrně velká sladěnost cyklu Nizozemí, Lucemburska a Rakouska. Jedná se o typicky malé otevřené ekonomiky s tradiční vazbou na Německo. V případě Nizozemí a Rakouska jistě hraje významnou roli i navázání měnové a monetární politiky těchto zemí na německou marku. Menší hodnota korelace u Itálie a Francie je dána především velikostí (uzavřeností těchto ekonomik) a tedy i menšího přínosu plynoucí z procesu ekonomické integrace (např. Grauwe, 2005).

19 Důvodem pro nevyužití průměrného růstu HDP v celém Společenství je nedostupnost srovnatelných dat v celé délce časové řady let 1959–2003.



1: Korelační analýza časových řad v letech 1959–1972



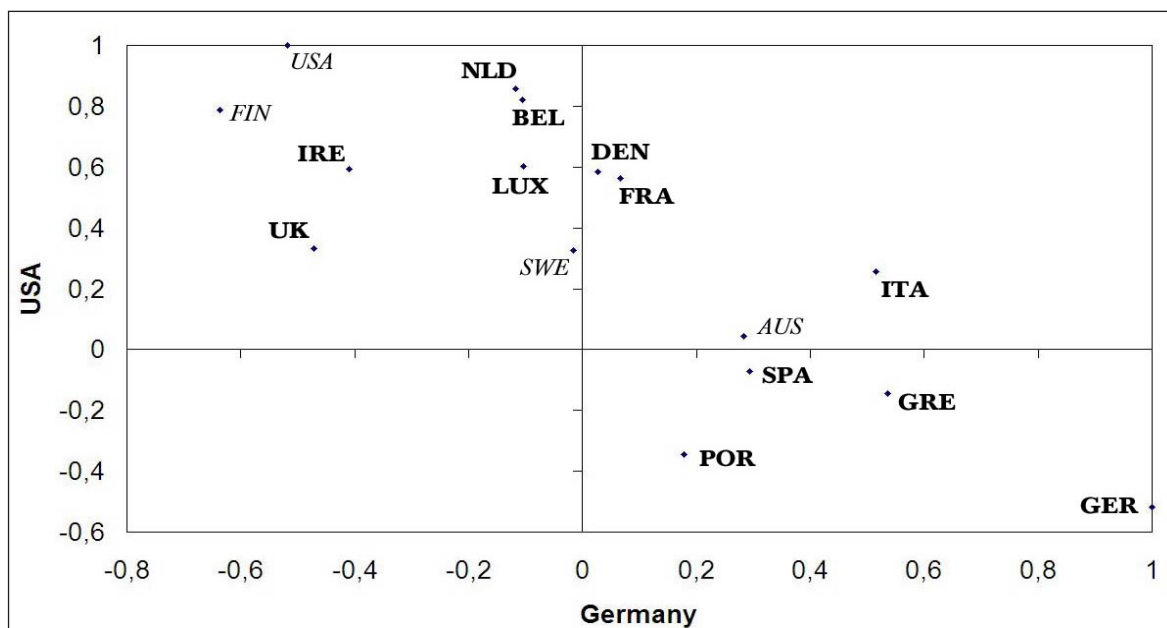
2: Korelační analýza časových řad 1973–1985

Období po první ropné krizi v roce 1973 až po rozšíření ES o UK, Irsko a Dánsko přináší poměrně zajímavé výsledky (graf 2). Došlo k posílení sladění cyklu mezi německou a americkou ekonomikou. Nejvyšší hodnoty korelace (a tedy sladění cyklů) můžeme pozorovat u dvou ekonomik s tradičními obchodními a měnovými vazbami na Německo – tj. u Nizozemí a Rakouska. Do této skupiny se v daném období přiřadila jedna ze zakládajících zemí EHS, Itálie. Druhou velkou skupinu zemí s podobnými hod-

notami korelace a tedy i sladění cyklu vzhledem k Německu tvoří šest zemí – Portugalsko, Finsko, Řecko, Lucembursko, Dánsko a Francie. Belgie, která v prvním období patřila k zemím s vysokou sladěností cyklu s Německem se v důsledku vlastních ekonomických problémů výrazně odchýlila od hodnot v prvním sledovaném období. Výrazný posun pozitivním směrem učinilo Španělsko, Portugalsko i Řecko. Vysvětlení můžeme najít v procesu sbližování těchto zemí s ES v souvislosti s jejich přípravou na plné členství

v EHS. Možná nejpřekvapivější je posun UK. Ačkoliv bychom očekávali, že dle hypotézy o endogenitě procesu integrace povede členství v ekonomickém integračním uskupení k růstu sladění hospodářských cyklů, v případě UK můžeme sledovat zcela opačný vývoj. Lze tedy vysledovat pozitivní dopad členství alespoň u některé země první vlny rozšíření? Velmi nevýrazný posun zaznamenalo z nových členských zemí pouze Dánsko. Vysvětlení může spočívat ve specifičnosti celého období, v literatuře označovaného jako období „eurosklerózy“. Ačkoliv projekt celní unie, která byla vybudována v roce 1968 slavil poměrně velký úspěch mezi zakládající šestkou, problémy spojené s prvním a druhým ropným šokem (1973, resp. 1979) vedly ke zpomalení dynamiky procesu prohlubování ekonomické integrace. Negativní dopad na integrační proces měl také rozpad Berton-woodského systému (BWS) fixních devizových kurzů, jelikož státům ES trvalou určitou dobu nalezení alternativního mechanismu v podobě vybudování tzv. Evropského měnového systému (EMS).

Obě události, ropné šoky a rozpad BWS, měly negativní dopad na ekonomiky všech členských států. Po období poválečného rychlého ekonomického růstu a poměrně nízké nezaměstnanosti bylo zhoršení ekonomických podmínek vyhodnoceno jako příležitost k návratu k protekcionistickým opatřením z meziválečného období. Národní autority reagovaly na ekonomickou krizi neochotou dále otevírat své trhy mezinárodní konkurenci a naopak hledaly možnosti ochrany svých domácích trhů – výrobců (např. technické normy, státní podporou, zvýhodňováním domácích výrobců při nastavování pravidel pro veřejné zakázky apod.). Období osmnácti let od roku 1968 do rozhodnutí o budování jednotného vnitřního trhu v roce 1986 tak bylo charakteristické pozastavením procesu prohlubování ekonomické integrace na úrovni celní unie²⁰. Výše uvedené argumenty nám tedy mohou dát vysvětlení, proč nedošlo v tomto období k výraznějšímu posunu ve sladění hospodářských cyklů oproti období předcházejícímu (1959–1972).



3: Korelační analýza časových řad 1986–1994

Období let 1986–1994 je charakteristické dynamizací evropského integračního procesu (graf 3). V roce 1986 bylo rozhodnuto o vytvoření jednotného vnitřního trhu charakterizovaného volným pohybem

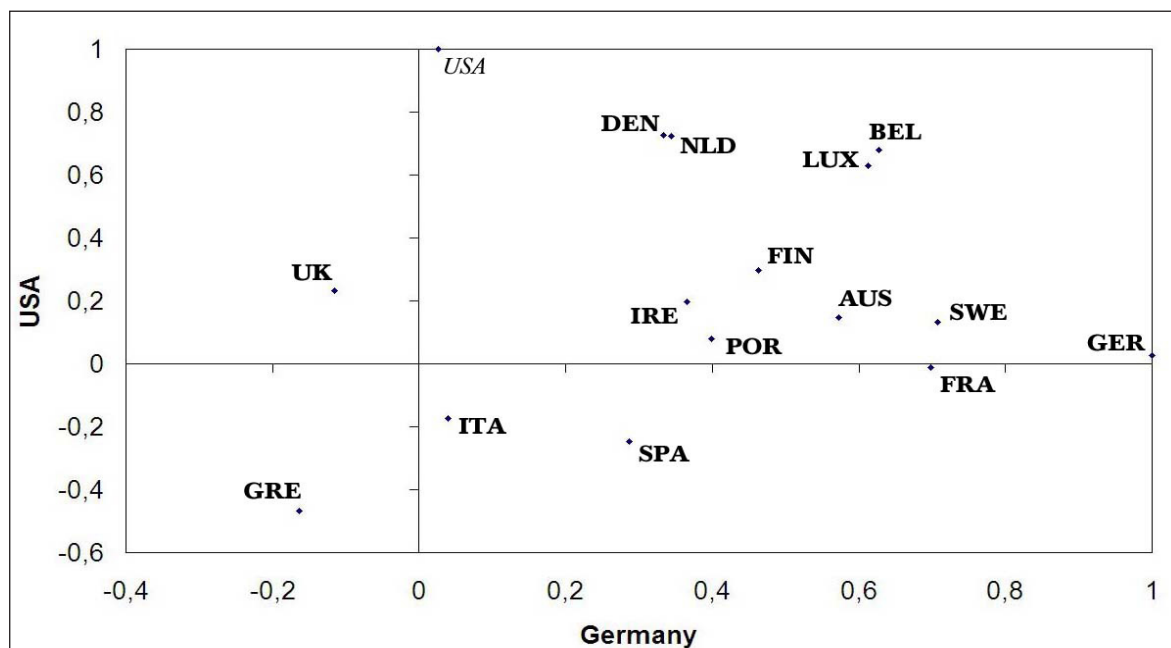
zboží, osob, služeb, kapitálu a v roce 1992 pak padlo rozhodnutí o zahájení první etapy budování hospodářské a měnové unie. Tyto trendy by měly implikovat růst vzájemné obchodní výměny²¹ a současně tedy

20 Více k charakteristice období „eurosklerózy“ např. König, P.: Historie a motivy evropské integrace. In: König, P., Laci-
na, L., Přenosil, J.: Učebnice evropské integrace, s. 48–9

21 Budování jednotného vnitřního trhu bylo spojeno s odstraněním zbývajících překážek pro volný pohyb zboží mezi
členskými státy ES ve formě kontrol zboží na hranicích, částečnou harmonizací daně z přidané hodnoty a spotřebních
daní a také zahájením procesu eliminace nekvantitativních omezení obchodu (např. ve formě rozdílné národní normo-
tvorby). Ve prospěch propojenosti ekonomik by ovšem mělo působit i dodatečné odstranění překážek pro pohyb osob,
služeb a kapitálu.

i růst sladěnosti hospodářských cyklů. Protisměrně však působilo několik událostí, kterými byla krize Evropského měnového systému a problémy související se sjednocením Německa. Výsledek pak můžeme vidět v grafu 4. Oproti předcházejícímu období došlo k výraznému posunu ve sladěnosti cyklu mezi Německem a USA. Velmi překvapivé je také zhoršení ukazatelů sladěnosti u tří zakládajících členských

států – zemí BE-NE-LUXu, které v předcházejících obdobích vykazovaly poměrně vysoké míry korelace s Německem. Méně překvapivé je pak snížení sladěnosti cyklu u Finska, které v důsledku ztráty tradičních východních trhů procházelo na počátku devadesátých let poměrně silnou ekonomickou recesí a restrukturalizací.



4: Korelační analýza časových řad 1995–2003

Období poslední etapy budování hospodářské a měnové unie a následného zavedení společné měny ve 12 členských zemích je charakteristické snahou zemí o splnění Maastrichtských kritérií, využívajících již plně potenciálu vnitřního trhu a měnové stability.

DISKUSE

Korelační koeficienty pro vyjádření vztahu mezi hospodářským cyklem USA a Německa používá pro období 1961–1979 Artis (2003). Naopak Altavilla (2004) používá k popisu dynamiky provázanosti hospodářských cyklů „indexu shody hospodářského cyklu“²² a dále v časové řadě identifikuje složku cyklickou a růstovou. Výsledky neprezentuje pouze vzájemnou korelací, ale také regresní analýzou. Byoumi a Eichengreen (1993) identifikovali s využitím strukturálních VAR modelů pro období 1960–1988 mezi státy EU dvě skupiny zemí. Jádru, do kterého spadají především Německo, Francie, Belgie, Nizozemí a Dánsko. Zbylé země s výrazně nižšími hodnotami

korelace pak označili jako periférii. Fidrmuc a Korhonen (2004) shrnují 27 různých použití statistických filtrů různých autorů v letech 1998–2004 při analýze časových řad, zejména hospodářských cyklů, poptávkových a nabídkových šoků. Z analýz vyvozují vysokou míru závislosti hospodářských cyklů v eurozóně a poukazují na nižší míru provázanosti hospodářských cyklů menších zemí. Jak uvádí Kučerová (2005): „autoři zjistili, že nejvyšší korelace šoků dosahují dvě největší ekonomiky Eurozóny, tedy Německo a Francie, v těsném závěsu za nimi jsou Belgie, Nizozemí, Rakousko, Itálie a Portugalsko. Postupující integrace nejprve ve formě jednotného trhu a poté ve formě příprav na měnovou unii, tak podle autorů zjevně přispěla k tomu, že dříve periferní země se začínají přibližovat k zemím tvořícím jádro Eurozóny.“ Kučerová (2005) zmiňuje v této kategorii empirických studií i Weimanna (2002), který aplikoval strukturální VAR model na vzorek jedenácti zemí Eurozóny (s výjimkou Irska) za období 1990–2001. Výsledky pro

22 Concordance index for the growth cycle.

země Eurozóny za období 1990–1995 opět naznačují existenci jádra, u kterých je korelace šoků relativně vysoká a do kterého náleží Německo, Belgie, Francie, Nizozemí a Rakousko. Zbylé země pak náleží v tomto ohledu k periférii (Lucembursko, Itálie, Finsko a Portugalsko). V období 1996–2001 identifikoval Weimann zlepšení hodnot korelace u Španělska, Itálie, Řecka a částečně také u Finska a Portugalska. Jedinou výjimkou je naopak divergence Rakouska, kterou však autor blíže nevysvětluje.

Autoři si uvědomují, že zjednodušení v podobě použití lineární korelační analýzy nedovoluje bližší zkoumání kauzálních vztahů mezi časovými řadami. Na druhou stranu se identifikace systematické složky za pomoci autoregresního modelu jeví jako plně dostačující. Standardizovaný průběh identifikace parametrů modelu je velkým přínosem. Mezi nedostatky provedené empirické analýzy patří ztráta informací způsobená diferencováním. Vlastní analýza provázanosti hospodářských cyklů zahrnující korelaci reziduí se může jevit jako nedostačující. Krátkodobé šoky dostatečně nevystihnou složitou problematiku vzniku symetrických a asymetrických šoků v hospodářské a měnové unii. Jejich průběh může být značně ovlivněn vlastní fází hospodářského cyklu. Je proto nutné spojit analýzu hospodářského cyklu s jeho krátkodobými výkyvy, šoky. Pokračování v tomto aktuálním tématu proto autoři zvažují na poli kointegrační analýzy, která dovoluje propojit dlouhodobou trendovou a cyklickou složku s krátkodobými výkyvy od dlouhodobého rovnovážného stavu.

Autoři si uvědomují, že předpoklad závislosti mezi délkou členství v integračním uskupení a sladěností hospodářských cyklů je zjednodušený. Nové členské státy, připojující se k již existujícímu uskupení okamžikem vstupu začínají využívat všech výhod dosažených během dlouhodobého procesu integrace. Dle některých autorů ovšem dochází k plnému využití potenciálu členství až v delším horizontu 10–15 let (např. De Grauwe, P., Mongelli, F. P. 2005)²³. Skutečností také je, že i nečlenské země mají obvykle s ES nastaveny velmi výhodné podmínky pro vzájemný obchod (např. členské země Evropské zóny volného obchodu, Evropského hospodářského prostoru nebo země připravující se na členství – kandidátské země). Jak jsme již uvedli, významný vliv na snížení pravděpodobnosti vzniku asymetrického šoku mají i jiné faktory než jen objem vzájemné obchodní výměny. V předchozím textu jsme hovořili o tzv. negativní

a pozitivní integraci. V případě nečlenských zemí se projevuje vzájemná spolupráce pouze odstraňováním překážek obchodu (tzn. negativní integrací). Mezi členskými státy ES však dochází i k pozitivní integraci, v rámci nichž jsou vytvářeny potřebné předpoklady definované teorií OCA (např. sbližování struktury tvorby HDP, harmonizace právních a daňových soustav, integrace finančních trhů, koordinace monetární a fiskální politiky apod.). Tématem jsou však také otázky vybudování a zvýšení absorpční kapacity tzv. automatických vyrovnávacích mechanismů schopných reagovat na již vzniklé asymetrické šoky. Mezi ně patří např. vyšší mobilita pracovní síly, vyšší flexibilita mezd, snahy o reformu sociálních systémů nebo snaha o dostatečnou centralizaci společného rozpočtu. S ohledem na výše uvedené se tedy můžeme domnívat, že délka členství v integračním uskupení s prohlubující se spoluprací není jediným faktorem působícím v čase na sladěnost hospodářských cyklů, ale jistě patří mezi faktory signifikantní.

ZÁVĚR

Hypotéza endogenity kritérií optimality měnové oblasti je založena na existenci vzájemné vazby mezi prohlubující se ekonomickou integrací zúčastněných zemí v procesu měnové unifikace (ekonomické a politické integrace) a postupným naplňováním charakteristik optimální měnové oblasti. Členství v ekonomickém integračním uskupení s prohlubující se spoluprací v čase představuje eliminaci významné bariéry v intenzitě vzájemného obchodu, čímž dochází k prohloubení ekonomických vazeb zúčastněných ekonomik a následně i sladění jejich hospodářských cyklů. Teze endogenního charakteru kritérií optimální měnové oblasti včetně synchronnosti hospodářských cyklů vede k závěru, že země vstupující do společné měnové oblasti (měnové unie) naplní uvedená kritéria ex-post – tedy po přijetí společné měny²⁴.

Z pohledu zkoumané hypotézy může být zajímavé srovnání prezentovaných výsledků analýzy s článkem Frankela a Rose (1998). Ti se pokusili o empirický důkaz platnosti hypotézy endogenity kritérií OCA prostřednictvím zkoumání korelační závislosti hospodářských cyklů na intenzitě vzájemného celkového obchodu. Autoři testovali hypotézu endogenního charakteru stupně otevřenosti ekonomik a kritéria podobnosti ekonomik, resp. pravděpodobnosti výskytu asymetrického šoku měřeného obvykle tzv. mírou divergence²⁵. S využitím dat 21 průmys-

23 Více se problematikou naplňování/nenaplňování očekávání spojených se zavedením společné měny především z pohledu ekonomického růstu zabývají např. Lacina, Kapounek (2006).

24 Výše uvedený předpoklad je v zobecněné podobě uplatněn i v hypotéze celého příspěvku. Délka členství v integračním uskupení, resp. vstup do některé z jeho vyšších stadií má v tomto pojetí endogenní charakter.

25 Více k měření míry divergence např. Paul de Grauwe (2005).

lově vyspělých zemí v období let 1959–1993 autoři prokazují závislost mezi mírou intenzity bilaterálního obchodu a intenzitou závislosti hospodářských cyklů analyzovaného vzorku zemí. Výsledky analýzy prokázaly pozitivní vztah mezi intenzitou vzájemné obchodní výměny a podobností hospodářských cyklů. Závěry studie tedy podporují hypotézu endogenity kritérií OCA, v tomto případě míry obchodní integrace a podobnosti hospodářských cyklů.

Jak uvádí Rozmahel (2006), Frankel a Rose své závěry podminili implicitním předpokladem, že většina celkového vzájemného obchodu mezi zkoumanými zeměmi je tvořena vnitroodvětvovým (tzv. intra-industry trade). Dále pak upozorňují, že v případě platnosti námi již zmiňované tzv. Krugmanovy hypotézy (1993) může dojít v důsledku prohlubující se vzájemné obchodní propojenosti naopak ke zvýšené pravděpodobnosti výskytu asymetrického šoku.

Jak dále uvádí Rozmahel (2006), někteří autoři jako P. Kenen (2001) vyzývají k nepřeceňování vzájemné závislosti mezi intenzitou bilaterální obchodní výměny a konvergencí hospodářských cyklů. Na jedné straně připouští existenci pozitivní korelace mezi oběma proměnnými, na straně druhé upozorňuje že dlouhodobá konvergence hospodářských cyklů, je ovlivněna také dalšími charakteristikami jako je sbližování strukturální a institucionální podobnosti integrujících se ekonomik.

Mezi autory, kteří potvrdili významnou pozitivní závislost mezi vývojem vnitroodvětvového obchodu v celkové obchodní výměně a konvergencí hospodářských cyklů patří i Fidrmuc (2004). Ten však současně upozorňuje na skutečnost, že zapojení strukturální proměnné podílu vnitroodvětvového obchodu do analýzy také odhalilo nevýznamnou, resp. žádnou přímou závislost podobnosti hospodářských cyklů na celkové obchodní výměně.

Tedy jinými slovy, pro růst sladění hospodářských cyklů není dostačující pouze růst vzájemné obchodní výměny, ale musí být splněny i jiné podmínky (např. složení – charakter obchodní výměny). Jak jsme již naznačili, pouze růst vnitroodvětvového

obchodu snižuje pravděpodobnost výskytu asymetrického šoku.

V rámci evropského integračního procesu se dá vyzorovat také sbližování strukturální podobnosti, i když výrazné rozdíly i s ohledem na historický vývoj a stav ekonomické rozvoje zůstávají²⁶. Dalším významně působícím faktorem se vztahem k dynamice integračního procesu může být zavedení režimu fixního devizového kurzu, jakým byl Evropský měnový systém. Rozmahel (2006) se ve své práci odvolává na studie Artise a Zhangové (1997, 1999). Autoři zkoumali možnou závislost mezi sladěností hospodářských cyklů a snižující se volatilitou devizových kurzů. Ve své studii použili data z období let 1961–1995 pro vzorek 15, resp. 19 zemí, mezi kterými jsou členské státy Evropského měnového systému (EMS). Vznik EMS ve studii reprezentuje období relativní měnové stability (období minimalizace devizového rizika z pohledu obchodních transakcí realizovaných mezi členskými zeměmi systému).

Z výsledku analýzy vyplývá, že v porovnání s obdobím před rokem 1979 došlo v období po vzniku EMS a vstupu členských zemí do mechanismu směnných kurzů ERM k větší synchronizaci hospodářských cyklů účastnických států k cyklu Německa, které z pozice nejsilnější ekonomiky Evropských společenství (ES) ve studii figuruje jako benchmark – tj. srovnávací rovina reprezentující hlavní hospodářské trendy ES. Ve vztahu k USA, který zde figuruje jako benchmark zbytku světa, došlo ve zkoumaném období naopak k poklesu sladění hospodářského cyklu. Analýza identifikovala existenci vazby mezi snižující se volatilitou měnových kurzů a konvergencí hospodářských cyklů. Jak uvádí Rozmahel (2006) „podobně jako v případě Frankela a Rose jsou i výše uvedení autoři opatrní k interpretaci svých zjištění. Artis a Zhangová připouští nezpochybnitelný nalezený vztah mezi kurzovou stabilitou a hospodářskou konvergencí, nicméně nepovažují tento vztah za kauzální. Poukazují na množství nezohledněných faktorů, které mohou k identifikované konvergenci přispívat.“

26 Např. vyšší podíl zemědělství v jižních zemích EU (Portugalsku, Španělsku, Řecku) nebo Polsku.

PŘÍLOHY

II: korelační analýza časových řad 1959–1972
Correlations 1959–1972

Number of data: 14

	Netherlands	Italy	Germany	France	Luxembourg	Belgium	Denmark	Ireland	United Kingdom	Greece	Spain	Portugal	Austria	Sweden	Finland	USA
Netherlands		0,1609 0,5827	0,6783 0,0077	0,3531 0,2156	0,6116 0,0201	0,5387 0,0469	0,2438 0,4008	0,2534 0,382	0,4352 0,1199	-0,1702 0,5608	-0,3077 0,2846	-0,0339 0,9083	0,3495 0,2206	0,4608 0,0973	0,2918 0,3113	0,1518 0,6045
Italy	0,1609 0,5827		0,3007 0,2961	0,3434 0,2293	0,3831 0,1763	0,2935 0,3085	-0,448 0,1082	-0,2037 0,4849	0,1818 0,5339	0,5662 0,0348	-0,1404 0,6322	0,4525 0,1042	0,3397 0,2348	0,3693 0,1938	0,1958 0,5023	-0,6736 0,0083
Germany	0,6783 0,0077	0,3007 0,2961		0,1515 0,6051	0,751 0,002	0,5037 0,0663	0,0863 0,7693	-0,0157 0,9376	0,4444 0,1114	-0,0338 0,9086	-0,2924 0,3103	-0,0183 0,9505	0,629 0,016	0,4419 0,1136	0,4874 0,0771	0,0723 0,806
France	0,3531 0,2156	0,3434 0,2293	0,1515 0,6051		0,5572 0,0384	0,4184 0,1365	-0,1264 0,6669	0,2538 0,3812	0,0522 0,8594	0,2231 0,4432	0,4413 0,1142	-0,2591 0,371	0,0086 0,9768	0,3558 0,2118	0,0034 0,9908	-0,365 0,1994
Luxembourg	0,6116 0,0201	0,3831 0,1763	0,751 0,002	0,5572 0,0384		0,7751 0,0011	0,1617 0,5807	0,2291 0,4307	0,2549 0,3792	0,3442 0,2282	0,1763 0,5466	0,0856 0,7711	0,6668 0,0092	0,7831 0,0009	0,526 0,0533	-0,1336 0,6488
Belgium	0,5387 0,0469	0,2935 0,3085	0,5037 0,0663	0,4184 0,1365	0,7751 0,0011		0,3573 0,2098	0,4436 0,1121	0,2258 0,4377	0,3643 0,2003	0,3941 0,1632	0,2048 0,4825	0,5149 0,0595	0,8237 0,0003	0,4706 0,0894	-0,2629 0,3639
Denmark	0,2438 0,4008	-0,448 0,1082	0,0863 0,7693	-0,1264 0,6669	0,1617 0,5807	0,3573 0,2098		0,7117 0,0043	-0,0452 0,878	-0,2584 0,3724	0,1693 0,5629	-0,0813 0,7824	-0,0559 0,8495	0,3427 0,2303	0,1688 0,5639	0,4995 0,069
Ireland	0,2534 0,382	-0,2037 0,4849	-0,0157 0,9376	0,2538 0,3812	0,2291 0,4307	0,4436 0,1121	0,7117 0,0043		0,3374 0,2381	-0,2489 0,3909	0,4308 0,1241	-0,0902 0,759	0,0471 0,8731	0,32 0,2646	0,4288 0,1261	0,1619 0,5803
United Kingdom	0,4352 0,1199	0,1818 0,5339	0,4444 0,1114	0,0522 0,8594	0,2258 0,4377	0,3643 0,2003	-0,0452 0,878	0,3374 0,2381		0,2042 0,4838	-0,0731 0,8039	-0,2 0,493	0,317 0,2695	0,1041 0,7233	0,4914 0,0744	-0,0364 0,9016
Greece	-0,1702 0,5608	0,5662 0,0348	0,0338 0,9086	-0,2924 0,3103	-0,0183 0,9505	-0,0559 0,8495	0,3427 0,2303	-0,2489 0,3909	-0,2042 0,4838		0,2326 0,4236	0,3208 0,2634	0,3502 0,2196	0,4712 0,089	-0,0553 0,851	-0,5105 0,0622
Spain	-0,3077 0,2846	0,4525 0,6322	-0,0183 0,9505	-0,2591 0,4413	0,1763 0,5466	0,3941 0,1632	0,1693 0,5629	0,4308 0,1241	-0,0731 0,8039	0,2326 0,4236		-0,129 0,6603	-0,1153 0,6947	0,1776 0,5436	0,0242 0,9345	-0,2792 0,3337
Portugal	-0,0339 0,9083	0,4525 0,6322	-0,0183 0,9505	-0,2591 0,4413	0,1763 0,5466	0,3941 0,1632	0,1693 0,5629	0,4308 0,1241	-0,0731 0,8039	0,2326 0,4236		-0,129 0,6603	-0,1153 0,6947	0,1776 0,5436	0,0242 0,9345	-0,2792 0,3337
Austria	0,3495 0,2206	0,3397 0,2348	0,629 0,016	0,0086 0,9768	0,6668 0,0092	0,5149 0,0595	-0,0559 0,8495	0,3427 0,2303	-0,2489 0,3909	0,4308 0,1241	-0,0902 0,759	-0,0553 0,851	0,3502 0,2196	0,4712 0,089	-0,0553 0,851	-0,5105 0,0622
Sweden	0,4608 0,0973	0,3693 0,1938	0,4419 0,1136	0,3558 0,2118	0,7831 0,0009	0,8237 0,0003	0,3427 0,2303	0,2534 0,1763	0,4308 0,1241	0,4712 0,089	0,1776 0,5436	0,1954 0,5031	0,5278 0,0524		0,4308 0,1241	-0,2102 0,4708
Finland	0,2918 0,3113	0,1958 0,5023	0,4874 0,0771	0,0034 0,9908	0,526 0,0533	0,4706 0,0894	0,1688 0,5639	0,4288 0,1261	0,4914 0,0744	-0,0553 0,851	0,0242 0,9345	0,3903 0,1677	0,6714 0,0086	0,5278 0,0524		-0,1884 0,5189
USA	0,1518 0,6045	-0,6736 0,0083	0,0723 0,806	-0,365 0,1994	-0,1336 0,6488	-0,2629 0,3639	0,4995 0,069	0,1619 0,5803	-0,0364 0,9016	-0,5105 0,0622	-0,2792 0,3337	-0,3849 0,1742	-0,1688 0,564	-0,2102 0,4708	-0,1884 0,5189	

* p-value je definována jako nejvyšší možná hladina významnosti pro zamítnutí hypotézy H_0

** zdroj: vlastní výpočet, software Statgraphics 3.1

III: Korelační analýza časových řad 1973–1985
Correlations 1973–1985

Number of data: 13

	Netherlands	Italy	Germany	France	Luxembourg	Belgium	Denmark	Ireland	United Kingdom	Greece	Spain	Portugal	Austria	Sweden	Finland	USA
Netherlands		0,7714 0,002	0,7771 0,0018	0,2041 0,5037	0,5653 0,0441	0,5588 0,0471	0,3261 0,2768	-0,1885 0,5374	-0,3244 0,2795	0,1844 0,5465	0,0984 0,7491	0,2381 0,4334	0,7425 0,0037	-0,0039 0,9899	0,46 0,1138	0,1381 0,6529
Italy	0,7714 0,002		0,6143 0,0255	0,4723 0,1032	0,698 0,008	0,7126 0,0063	0,0653 0,832	-0,2631 0,3852	-0,4669 0,1077	0,1618 0,5973	0,4069 0,1676	0,5893 0,034	0,7691 0,0021	0,006 0,9844	0,712 0,0063	0,198 0,5167
Germany	0,7771 0,0018	0,6143 0,0255		0,2841 0,3468	0,336 0,2617	0,0976 0,751	0,3024 0,3153	-0,0218 0,9435	-0,2131 0,4845	0,2499 0,4103	0,0789 0,7977	0,4087 0,1655	0,5897 0,0339	-0,1497 0,6254	0,3093 0,3039	0,4508 0,1221
France	0,2041 0,5037	0,4723 0,1032	0,2841 0,3468		0,407 0,1675	0,3382 0,2584	0,2918 0,3334	-0,0486 0,8747	-0,1738 0,5701	0,3118 0,2997	0,3036 0,3133	0,2349 0,4398	0,2666 0,3787	-0,0371 0,9043	0,3983 0,1777	0,0649 0,8332
Luxembourg	0,5653 0,0441	0,698 0,008	0,336 0,2617	0,407 0,1675		0,7963 0,0011	0,0334 0,9137	-0,5939 0,0324	-0,2625 0,3863	0,0503 0,8703	0,2721 0,3684	0,3707 0,2124	0,5786 0,0383	-0,0363 0,9062	0,6761 0,0112	-0,0662 0,8298
Belgium	0,5588 0,0471	0,7126 0,0063	0,0976 0,751	0,3382 0,2584	0,7963 0,0011		-0,0568 0,8537	-0,5045 0,0787	-0,1771 0,5628	0,1775 0,5618	0,4441 0,1284	0,2247 0,4605	0,5017 0,0807	0,3249 0,2788	0,6896 0,0091	-0,2767 0,3601
Denmark	0,3261 0,2768	0,0653 0,832	0,3024 0,3153	0,2918 0,3334	0,0334 0,9137	-0,0568 0,8537		0,3253 0,2781	-0,0441 0,8863	0,1809 0,5543	-0,2736 0,3657	-0,1987 0,5151	0,4546 0,1186	-0,3792 0,2012	-0,0961 0,7548	-0,2455 0,4189
Ireland	-0,1885 0,5374	-0,2631 0,3852	-0,0218 0,9435	-0,0486 0,8747	-0,5939 0,0324	-0,5045 0,0787	0,3253 0,2781		0,1538 0,6158	0,4129 0,1609	-0,1815 0,5529	-0,2323 0,445	-0,3402 0,2553	-0,2121 0,4866	-0,5616 0,0458	0,2076 0,4962
United Kingdom	-0,3244 0,2795	-0,4669 0,1077	-0,2131 0,4845	-0,1738 0,5701	-0,2625 0,3863	-0,1771 0,5628	-0,0441 0,8863	0,1538 0,6158		0,3621 0,2241	-0,1435 0,6399	-0,519 0,0692	-0,5553 0,2553	0,647 0,2269	-0,1923 0,4222	-0,2559 0,5606
Greece	0,1844 0,5465	0,1618 0,5973	0,2499 0,4103	0,3118 0,2997	0,0503 0,8703	0,1775 0,5618	0,4441 0,1284	0,2247 0,4605	0,3621 0,2241		0,2089 0,4935	-0,0923 0,7643	-0,1818 0,5523	0,2089 0,4935	0,3213 0,1514	0,1238 0,384
Spain	0,0984 0,7491	0,4069 0,1676	0,0789 0,7977	0,3036 0,3133	0,2721 0,3684	0,4441 0,1284	-0,2736 0,3657	-0,1815 0,5529	-0,1435 0,6399	0,3621 0,2241		0,741 0,0038	0,1269 0,6795	0,3213 0,2845	0,1514 0,6214	0,2637 0,384
Portugal	0,2381 0,4334	0,5893 0,034	0,4087 0,1655	0,2349 0,4398	0,3707 0,2124	0,2247 0,4605	-0,1987 0,5151	-0,2323 0,445	-0,519 0,0692	0,2089 0,4935		0,741 0,0038	0,1269 0,6795	0,3213 0,2845	0,1514 0,6214	0,2637 0,384
Austria	0,7425 0,0037	0,7691 0,0021	0,5897 0,0339	0,2666 0,3787	0,5786 0,0383	0,5017 0,0807	0,4546 0,1186	-0,3402 0,2553	-0,5553 0,2553	0,1818 0,5523	0,1269 0,6795	0,4547 0,1185		-0,3218 0,2837	0,5041 0,079	-0,0394 0,8984
Sweden	-0,0039 0,9899	0,006 0,9844	-0,1497 0,6254	-0,0371 0,9043	-0,0363 0,9062	0,3249 0,2788	-0,3792 0,2012	-0,2121 0,4866	0,647 0,1068	0,36 0,2269	0,3213 0,2845	-0,171 0,5764	-0,3218 0,2837		0,2211 0,4679	-0,2265 0,4568
Finland	0,46 0,1138	0,712 0,0063	0,3093 0,3039	0,3983 0,1777	0,6761 0,0112	0,6896 0,0091	-0,0961 0,7548	-0,5616 0,0458	-0,1923 0,529	0,2438 0,4222	0,1514 0,6214	0,2415 0,4266	0,5041 0,079	0,2211 0,4679		0,1471 0,6315
USA	0,1381 0,6529	0,198 0,5167	0,4508 0,1221	0,0649 0,8332	-0,0662 0,8298	-0,2767 0,3601	-0,2455 0,4189	0,2076 0,4962	-0,2559 0,3986	0,178 0,5606	-0,2637 0,384	0,1238 0,687	-0,0394 0,8984	-0,2265 0,4568	0,1471 0,6315	

* p-value je definována jako nejnižší možná hladina významnosti pro zamítnutí hypotézy H_0

** zdroj: vlastní výpočet, software Statgraphics 3.1

IV: Korelační analýza časových řad 1986–1994

Correlations 1986–1994

Number of data: 9

	Netherlands	Italy	Germany	France	Luxembourg	Belgium	Denmark	Ireland	United Kingdom	Greece	Spain	Portugal	Austria	Sweden	Finland	USA
Netherlands		0,5469 0,1276	-0,1174 0,7636	0,8295 0,0057	0,6698 0,0484	0,9245 0,0004	0,6244 0,0723	0,3867 0,3039	0,228 0,5551	0,0728 0,8524	0,1533 0,6938	-0,1812 0,6408	0,1786 0,6457	0,4098 0,2734	0,7081 0,0328	0,8587 0,003
Italy	0,5469 0,1276		0,5159 0,1551	0,5719 0,1076	0,1975 0,6106	0,3969 0,2902	0,4627 0,2097	0,126 0,7467	-0,0173 0,9647	0,4081 0,2755	0,4455 0,2295	0,0543 0,8896	0,7328 0,0247	0,2433 0,5282	0,1585 0,6837	0,2558 0,5065
Germany	-0,1174 0,7636	0,5159 0,1551		0,0663 0,8655	-0,104 0,7901	-0,1063 0,7854	0,0265 0,946	-0,4099 0,2732	-0,4709 0,2007	0,535 0,1377	0,2937 0,4431	0,1787 0,6455	0,2825 0,4615	-0,0155 0,9683	-0,6359 0,0657	-0,5184 0,1527
France	0,8295 0,0057	0,5719 0,1076	0,0663 0,8655		0,6948 0,0378	0,8173 0,0071	0,7433 0,0217	0,346 0,3617	-0,1287 0,7414	0,1945 0,616	0,6509 0,0576	0,3148 0,4093	0,1282 0,7423	0,2938 0,4429	0,5163 0,1547	0,5636 0,114
Luxembourg	0,6698 0,0484	0,1975 0,6106	-0,104 0,7901	0,6948 0,0378		0,7357 0,0239	0,6126 0,0795	0,7225 0,0279	-0,2269 0,5571	0,3011 0,4312	0,285 0,4573	0,27 0,4823	-0,1378 0,7237	0,5084 0,1623	0,386 0,3048	0,6009 0,087
Belgium	0,9245 0,0004	0,3969 0,2902	-0,1063 0,7854	0,8173 0,0071	0,7357 0,0239		0,6711 0,0478	0,4701 0,2017	-0,0767 0,8446	0,128 0,7428	0,2215 0,5667	-0,1799 0,6432	-0,0443 0,9099	0,2618 0,4962	0,5482 0,1265	0,8197 0,0068
Denmark	0,6244 0,0723	0,4627 0,2097	0,0265 0,946	0,7433 0,0217	0,6126 0,0795	0,6711 0,0478		0,4476 0,227	-0,2684 0,692	0,0444 0,1365	0,2876 0,1199	0,3855 0,2289	0,5449 0,6808	-0,2772 0,3153	0,4921 0,0507	0,3312 0,384
Ireland	0,3867 0,3039	0,126 0,7467	-0,4099 0,2732	0,346 0,3617	0,7225 0,0279	0,4701 0,2017	0,4476 0,227		-0,1542 0,692	0,1365 0,1086	0,1811 0,1199	0,0997 0,7986	-0,0017 0,9966	0,3969 0,2903	0,4086 0,2749	0,5941 0,0916
United Kingdom	0,228 0,5551	-0,0173 0,9647	0,4709 0,2007	0,1287 0,7414	-0,2269 0,5571	-0,0767 0,8446	-0,2684 0,692	0,4476 0,227		0,0444 0,1365	0,2876 0,1199	0,3855 0,2289	0,5449 0,6808	-0,2772 0,3153	0,4921 0,0507	0,3312 0,384
Greece	0,0728 0,8524	0,4081 0,2755	0,535 0,1377	0,1945 0,616	0,3011 0,4312	0,4312 0,5667	0,485 0,8446	0,692 0,2017	-0,5707 0,1086		0,2876 0,453	0,7455 0,0211	0,5449 0,1044	-0,2772 0,3153	0,4921 0,0507	0,3312 0,384
Spain	0,1533 0,6938	0,4455 0,2295	0,2937 0,4431	0,6509 0,0576	0,0576 0,4573	0,2215 0,5667	0,608 0,8446	0,1811 0,1199	-0,5562 0,1086	0,2876 0,453		0,7455 0,0211	0,5449 0,1044	-0,2772 0,3153	0,4921 0,0507	0,3312 0,384
Portugal	-0,1812 0,6408	0,0543 0,8896	0,1787 0,6455	0,3148 0,4093	0,27 0,4823	-0,1799 0,6432	0,2364 0,5403	0,0997 0,7986	-0,446 0,2289	0,3855 0,3055	0,7455 0,0211		0,1044 0,7893	-0,0753 0,3366	0,2202 0,9761	-0,3446 0,9093
Austria	0,1786 0,6457	0,7328 0,0247	0,2825 0,4615	0,1282 0,7423	-0,1378 0,7237	-0,0443 0,9099	-0,0152 0,969	-0,0017 0,9966	0,16 0,6808	0,5449 0,1292	0,1591 0,6827	0,1044 0,7893		-0,1312 0,7366	-0,0117 0,9761	0,0446 0,9093
Sweden	0,4098 0,2734	0,2433 0,5282	-0,0155 0,9683	0,2938 0,4429	0,5084 0,1623	0,2618 0,4962	0,2269 0,5571	0,3969 0,2903	0,3784 0,3153	-0,2772 0,3153	0,453 0,7455	0,3055 0,0211	0,1292 0,6827	0,4702 0,8313	0,1785 0,9023	0,7114 0,8545
Finland	0,7081 0,0328	0,1585 0,6837	-0,6359 0,0657	0,5163 0,1547	0,386 0,3048	0,5482 0,1265	0,3226 0,3972	0,4086 0,2749	0,665 0,0507	-0,4921 0,1785	-0,048 0,9023	-0,2202 0,5691	-0,0117 0,9761	0,5325 0,14	0,326 0,392	0,7862 0,012
USA	0,8587 0,003	0,2558 0,5065	-0,5184 0,1527	0,5636 0,114	0,6009 0,087	0,8197 0,0068	0,5848 0,0981	0,5941 0,0916	0,3312 0,384	-0,1441 0,7114	-0,0717 0,8545	-0,3446 0,3637	0,0446 0,9093	0,326 0,392	0,7862 0,012	

* p-value je definována jako nejvyšší možná hladina významnosti pro zamítnutí hypotézy H_0

** zdroj: vlastní výpočet, software Statgraphics 3.1

V: Korelační analýza časových řad 1995–2003

Correlations 1995–2003

Number of data: 9

	Netherlands	Italy	Germany	France	Luxembourg	Belgium	Denmark	Ireland	United Kingdom	Greece	Spain	Portugal	Austria	Sweden	Finland	USA
Netherlands		-0,0527 0,8929	0,3447 0,3636	0,2128 0,5826	0,8019 0,0093	0,7979 0,01	0,7211 0,0284	0,2861 0,4555	0,233 0,5464	-0,3127 0,4126	-0,0765 0,8449	-0,0083 0,9832	0,0985 0,801	0,1934 0,6181	0,5343 0,1384	0,7226 0,0279
Italy	-0,0527 0,8929		0,04 0,9186	0,5507 0,1244	0,2191 0,5712	0,0066 0,9866	-0,1033 0,7913	0,1865 0,6309	-0,3056 0,4238	0,1204 0,7576	0,7548 0,0187	-0,2042 0,5982	0,6794 0,0441	0,1967 0,612	0,4967 0,1738	-0,1737 0,6549
Germany	0,3447 0,3636	0,04 0,9186		0,6981 0,0365	0,6125 0,0795	0,6279 0,0702	0,3332 0,3809	0,365 0,3341	-0,1153 0,7677	-0,163 0,6753	0,287 0,454	0,3993 0,287	0,5719 0,1076	0,7072 0,0331	0,4635 0,2089	0,0262 0,9466
France	0,2128 0,5826	0,5507 0,1244	0,6981 0,0365		0,6454 0,0605	0,3503 0,3554	-0,0491 0,9003	0,6715 0,0477	-0,4422 0,2333	-0,4386 0,2376	0,5144 0,1566	0,3555 0,3478	0,7152 0,0303	0,3982 0,2885	0,5875 0,0962	-0,0121 0,9753
Luxembourg	0,8019 0,0093	0,2191 0,5712	0,6125 0,0795	0,6454 0,0605		0,7691 0,0154	0,6358 0,0657	0,5024 0,1681	-0,0361 0,9266	-0,5562 0,1199	0,1412 0,7172	0,3371 0,3751	0,5108 0,16	0,3797 0,3134	0,5753 0,105	0,6302 0,0689
Belgium	0,7979 0,01	0,0066 0,9866	0,6279 0,0702	0,3503 0,3554	0,7691 0,0154		0,8266 0,006	0,346 0,3617	0,1777 0,6473	0,1123 0,7737	0,2 0,6059	0,0827 0,8324	0,4846 0,1861	0,6816 0,0432	0,7035 0,0345	0,6794 0,0441
Denmark	0,7211 0,0284	-0,1033 0,7913	0,3332 0,3809	-0,0491 0,9003	0,6358 0,0657	0,8266 0,006		-0,0715 0,8549	0,4639 0,2084	-0,0598 0,8785	-0,6037 0,0852	-0,0185 0,0492	0,2841 0,572	0,4745 0,5139	0,3997 0,6524	0,7267 0,0266
Ireland	0,2861 0,4555	0,1865 0,6309	0,365 0,3341	0,6715 0,0477	0,5024 0,1681	0,346 0,3617	-0,0715 0,8549		-0,6212 0,741	-0,5445 0,1296	0,4166 0,2646	0,5581 0,1184	0,2508 0,5152	0,2879 0,4525	0,4119 0,2706	0,1982 0,6093
United Kingdom	0,233 0,5464	-0,3056 0,4238	-0,1153 0,7677	-0,4422 0,2333	-0,0361 0,9266	0,1777 0,6473	0,4639 0,2084	-0,6212 0,741		0,3953 0,2924	-0,6037 0,0852	-0,6681 0,0492	-0,2186 0,572	-0,2515 0,5139	0,175 0,6524	0,2319 0,5482
Greece	-0,3127 0,4126	0,1204 0,7576	-0,163 0,6753	-0,4386 0,2376	-0,5562 0,1199	-0,1123 0,7737	0,0269 0,9451	-0,5445 0,1296	0,3953 0,2924		0,2387 0,5363	-0,6385 0,0642	-0,0523 0,8938	0,1759 0,6508	0,1014 0,7952	-0,4684 0,2035
Spain	-0,0765 0,8449	0,7548 0,0187	0,287 0,454	0,5144 0,1566	0,1412 0,7172	0,2 0,6059	-0,0598 0,8785	0,4166 0,2646	-0,6037 0,0852	0,2387 0,5363		0,1217 0,7551	0,6561 0,055	0,6471 0,0596	0,4361 0,2406	-0,2473 0,5212
Portugal	-0,0083 0,9832	-0,2042 0,5982	0,3993 0,287	0,3555 0,3478	0,3371 0,3751	0,0827 0,8324	-0,0185 0,9623	0,5581 0,1184	-0,6681 0,0492	-0,6385 0,0642	0,1217 0,7551		0,1028 0,7924	0,3134 0,4115	-0,3223 0,3977	0,0785 0,8409
Austria	0,0985 0,801	0,6794 0,0441	0,5719 0,1076	0,7152 0,0303	0,5108 0,16	0,4846 0,1861	0,2841 0,4587	0,2508 0,5152	-0,2186 0,572	0,6561 0,055	0,6471 0,0596	0,1028 0,7924		0,6954 0,0375	0,6025 0,0859	0,1467 0,7064
Sweden	0,1934 0,6181	0,1967 0,612	0,7072 0,0331	0,3982 0,2885	0,3797 0,3134	0,6816 0,0432	0,4745 0,1969	0,2879 0,4525	-0,2515 0,5139	0,1759 0,6508	0,6471 0,0596	0,3134 0,4115	0,6954 0,0375		0,4365 0,2401	0,131 0,7369
Finland	0,5343 0,1384	0,4967 0,1738	0,4635 0,2089	0,5875 0,0962	0,5753 0,105	0,7035 0,0345	0,3997 0,2865	0,4119 0,2706	0,175 0,6524	0,1014 0,7952	0,4361 0,2406	-0,3223 0,3977	0,6025 0,0859	0,4365 0,2401		0,2962 0,439
USA	0,7226 0,0279	-0,1737 0,6549	0,0262 0,9466	-0,0121 0,9753	0,6302 0,0689	0,6794 0,0441	0,7267 0,0266	0,1982 0,6093	0,2319 0,5482	-0,4684 0,2035	-0,2473 0,5212	0,0785 0,8409	0,1467 0,7064	0,131 0,7369	0,2962 0,439	

* p-value je definována jako nejnižší možná hladina významnosti pro zamítnutí hypotézy H_0

** zdroj: vlastní výpočet, software Statgraphics 3.1

SOUHRN

Formulace hypotézy příspěvku vychází z předpokladu, že délka členství v Evropských společenstvích/Evropské unii, která je od svého počátku budována jako ekonomické integrační uskupení usilující především o odstranění překážek vzájemného obchodu, volného pohybu kapitálu, služeb a osob, ovlivňuje míru propojenosti národních ekonomik a tím i míru sladění hospodářských cyklů. Jinými slovy, délka členství v Evropské unii by se měla odrazit ve vyšší vzájemné těsnosti hospodářských cyklů zemí, které se tohoto procesu účastní od jeho počátku nebo k němu v čase přistupují. Autoři tak rozšiřují předpoklad endogenity nejen na vstup do měnové unie, ale na celý proces ekonomické integrace. Členství v ekonomickém integračním uskupení s prohlubující se spoluprací v čase představuje eliminaci významné bariéry v intenzitě vzájemného obchodu, čímž dochází k prohloubení ekonomických vazeb zúčastněných ekonomik a následně i sladění jejich hospodářských cyklů. Pro účely analýzy provázanosti hospodářských cyklů eurozóny byly vypočteny korelační koeficienty ve vztahu k Německu, které má v Evropské unii rozhodující ekonomickou i politickou úlohu a reprezentuje tak významné hospodářské trendy probíhající v rámci ES/EU. USA v analýze reprezentují sladěnost cyklu vůči zbytku světa – protipólu k hospodářským cyklům eurozóny. Aby bylo možné posoudit a vzájemně porovnat propojenost hospodářských cyklů mezi jednotlivými členskými státy eurozóny v procesu evropské integrace, empirická analýza korelace časových řad je rozdělena na čtyři dílčí části, dle jednotlivých vln rozšiřování ES/EU (1959–1972, 1973–1985, 1986–1994, 1995–2003). Výsledky analýzy zobrazují grafy 1, 2, 3 a 4 a tabulky II–V. uvedené v příspěvku. U každého období (grafu 1–4 zobrazujícího výsledky korelační analýzy) reprezentujícího rozšíření členské základny ES/EU je komentován posun ve sladěnosti hospodářských cyklů především s ohledem na délku členství, postupující proces ekonomické/politické integrace a případné další významné události ovlivňující vývoj sladěnosti ve vnitřním (ES/EU) a vnějším prostředí (zbytku světa). S ohledem na uvedené výsledky lze konstatovat, že délka členství v integračním uskupení s prohlubující se spoluprací není jediným faktorem působícím v čase na sladěnost hospodářských cyklů, ale jistě patří mezi faktory signifikantní.

evropská integrace, eurozóna, optimalita měnových oblastí, ekonomický růst, korelace časových řad, zdánlivá závislost, stacionarita časových řad

Výsledky uvedené v příspěvku jsou součástí řešení výzkumného záměru PEF MZLU v Brně č. MSM 6215648904 tématického směru „Makroekonomická a mikroekonomická výkonnost české ekonomiky a hospodářsko-politická opatření vlády ČR v podmínkách integrovaného trhu“.

LITERATURA

- ALTAVILLA, C.: Do EMU Members Share the Same Business Cycle? *Journal of Common Market Studies*, vol. 42, no. 5, 2004, pp. 869–96.
- ARLT, J. a ARLTOVÁ, M.: Příklady z analýzy ekonomických časových řad. Praha: VŠE v Praze, 1997, s. 91–129. ISBN 80-7079-056-3.
- ARTIS, M.: Analysis of European and UK business cycles and shocks. Study of HM Treasury Public Enquiry Unit [online]. London, 2003 [cit. 1. 6. 2005]. Dostupný z WWW: <http://www.hm-treasury.gov.uk>.
- ARTIS, M., ZHANG, W.: International Business Cycles and the ERM: Is there a European Business Cycle? *International Journal of Finance and Economics*, 1997, No. 2, p. 1–16.
- ARTIS, M., ZHANG, W.: Further Evidence on International Business Cycles and the ERM: Is there a European Business Cycle? *Oxford Economic Papers*, 1999, vol. 51, No. 1, p. 120–132.
- BIERENS, J. H.: Information Criteria and Model Selection. Lecture notes, Graduate econometrics [online], cAugust 27, 2004 [cit. 6. 7. 2005]. Pennsylvania State University. Dostupný z WWW: <http://econ.la.psu.edu/~hbierens/INFORMATIONCRIT.PDF>.
- BIERENS, J. H.: Unit roots. Chapter 29 in: Badi Baltagi (Ed.), *A Companion in Theoretical Econometrics*. Oxford: Blackwell Publishers, 1999, ISBN: 140510676X.
- CANOVA, F.: Does detrending matter for the determination of the reference cycle and the selection of turning points? *The Economic Journal*, vol. 109, No. 452, January 1999, pp. 126–150.
- DARVAS, Z., SZAPÁRY, G.: Business Cycle Synchronization in the Enlarged EU. Presented at ECB-IMF workshop on „Global financial integration, stability and business cycles: exploring the links“ in Frankfurt, October 2004.
- FIDRMUC, J., KORHONEN, L.: A meta-analysis of business cycle correlation between the euro area and

- CEECs: What do we know – and who cares? Discussion Papers, No. 20. Bank of Finland, BOFIT – Institute for Economics and Transition. Helsinki, December 2004. ISBN: 951-686-982-3.
- FRANKEL, J. A., ROSE, A. K.: The Endogeneity of the Optimum Currency Area Criteria. *The Economic Journal*, 1998, vol. 108, No. 449, p. 1009–1025.
- DE GRAUWE P.: *Economics of Monetary Union*. Sixth Edition. Oxford: OUP. 2005. ISBN: 0-19-927700-1.
- DE GRAUWE, P. a MONGELLI, F. P.: Endogenities of Optimum Cuurrency Areas: What Brings Countries Sharing a Single Currency Closer Together? Frankfurt am Main: European Central Bank. Working Paper Series, No. 468, April 2005, pp. 38, ISSN: 1725–2806.
- GUJARATI, D.: *Basic Econometrics*. Third Edition. New York, McGraw-Hill International Editions, 1995, pp. 709–733. ISBN: 0-07-113964-8.
- HINDLS, R., HRONOVÁ, S. a NOVÁK, I.: *Metody statistické analýzy pro ekonomy*. Praha: Management Press, 2000, s. 163–166. ISBN: 80-7261-013-9.
- HODRICK, R.J. a PRESCOTT, E. C.: Postwar U.S. business cycles: An Empirical Investigation. *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 29, February 1997, pp 1–16.
- KAPOUNEK, S., LACINA, L.: Sladěnost hospodářského cyklu České republiky ve vztahu k Eurozóně. In *Firma v konkurenčním prostředí. Sekce 1: Makroekonomická výkonnost a konkurenceschopnost české ekonomiky jako součásti ekonomiky EU*. MZLU: Brno. 2005. s. 48–56. ISBN: 80-7302-093-9.
- KENEN, P.: Currency Areas, Policy Domains, and the Institucialization of Fixed Exchange Rates. Centre for Economic Performance, Aug 2001.
- KÖNIG, P., LACINA, L., PŘENOSIL, J.: *Učebnice evropské integrace*. Brno: Barrister&Pricipal, 2006, 414 s. ISBN: 80-7364-022-8.
- KRUGMAN, P.: Increasing Returns and Economic Geography. *Journal of Political Economy*, 1991, vol. 99, pp. 483–499.
- KUČEROVÁ, Z.: Teorie optimální měnové oblasti a možnosti její aplikace na země střední a východní Evropy. Praha: Studie národohospodářského ústavu Josefa Hlávky 3/2005, s. 141, ISBN: 80-86729-18-4.
- LACINA, L., KAPOUNEK, S.: Budoucí vývoj eurozóny. Příspěvek prezentovaný na IV. Výroční konferenci ČSE. Praha: VŠE, 25. listopadu 2006.
- LACINA, L. a kol.: *Měnová integrace: náklady a přínosy členství v měnové unii*. Praha: C.H. Beck, 2007. s. 538. ISBN: 978-80-7179-313-2.
- MC CLAVE, J. T.: *Statistics for Business and Economics*. Fourth Edition. San Francisco, Dellen Publishing Company, 1988, pp. 488–555. ISBN: 0-02-379020-2.
- MINAŘÍK, B.: *Statistika III. pro ekonomy a manažery*. Brno, MZLU v Brně, 1998, s. 41. ISBN: 80-7157-189-X.
- ROZMAHEL, P.: Asymetrické šoky. In Lacina, L. (ed.) *Měnová integrace: náklady a přínosy členství v Eurozóně*. Praha: C.H.Beck, 2007, s. 538. ISBN 978-80-7179-560-5.
- ROZMAHEL, P.: Metodologické aspekty posuzování připravenosti kandidátských zemí pro vstup do eurozóny z pohledu teorie optimálních měnových oblastí. Brno: MZLU. 2006 (disertační práce).
- WEIMANN, M.: OCA Theory and EMU Eastern Enlargement – An empirical application. Dresden: Dresden University of Technology, *Dresdner Beiträge zur Volkswirtschaftslehre*, nr. 7, 2002, 32 pp.

Adresa

Ing. Svatopluk Kapounek, Ph.D., Ing. Lubor Lacina, Ph.D., Ústav financí, Mendelova zemědělská a lesnická univerzita v Brně, Zemědělská 1, 613 00 Brno, Česká republika, email: skapounek@mendelu.cz, lacina@mendelu.cz