

Je li Srednja Europa optimalno valutno područje?

Alen Belullo
Velimir Šonje
Igeta Vrbanc

Izdaje:

Hrvatska narodna banka
Direkcija za odnose s javnošću i izdavačku djelatnost
Trg burze 3, 10000 Zagreb
Telefon centrale: 4564-555
Telefon: 4922-070, 4922-077
Telefaks: 4873-623

Web adresa:

<http://www.hnb.hr>

Glavni urednik:

dr. Boris Vujčić

Uredništvo:

dr. Ante Babić
mr. Igor Jemrić
dr. Evan Kraft

Urednica:

mr. sc. Romana Sinković

Grafički urednik:

Slavko Križnjak

Lektura:

Dragica Platužić

Suradnica:

Ines Merkl

Tisak:

Poslovna knjiga d.o.o., Zagreb

Molimo korisnike ove publikacije da prilikom korištenja podataka obvezno navedu izvor.

Tiskano u 360 primjeraka

ISSN 1332-1900

JE LI SREDNJA EUROPA OPTIMALNO VALUTNO PODRUČJE?

Sažetak

U ovom radu autori testiraju teoriju optimalnoga valutnog područja na uzorku srednjoeuropskih zemalja. Zemlje za koje je provedena empirijska analiza jesu Bugarska, Češka, Hrvatska, Mađarska, Poljska, Rumunjska, Slovačka, Slovenija, Austrija i Njemačka. U prvoj empirijskoj analizi pokušalo se utvrditi je li optimalno da promatrane zemlje tvore monetarnu uniju s Njemačkom ili Europskom unijom. Povezanost ekonomskih ciklusa tranzicijskih zemalja s Njemačkom te prosjekom Europske unije ispitivana je u devedesetim godinama. Tom se prilikom pokazala jaka linearna veza ekonomskog ciklusa tranzicijskih zemalja s njemačkim i agregiranim europskim šokovima. Drugim riječima, ekonomski ciklusi tranzicijskih zemalja vrlo su slični onima u Njemačkoj i Europskoj uniji. Tehnika analize preuzeta je iz rada Boone i Maurel (1999). U istom je dijelu rada ispitivana sličnost odgovora gospodarstava tranzicijskih zemalja na njemački i europski šok. Pokazalo se da one slično reagiraju u roku od tri i jedne godine te da u kratkom roku sličnije reagiraju na njemački šok. Drugom empirijskom analizom ocjenjivana je varijabilnost realnoga bilateralnog tečaja između promatranih zemalja pomoću asimetrije gospodarskih ciklusa, razlike u strukturi izvoza zemalja, intenziteta trgovanja između zemalja i ekonomske veličine zemlje. Dobiveni su rezultati regresije koji podupiru empirijske implikacije teorije optimalnoga valutnog područja. Izračunavanjem indeksa optimalnoga valutnog područja u odnosu na Njemačku vidjelo se u kojoj se fazi konvergencije nalaze promatrane zemlje. Za tu je svrhu preuzeta tehnika izračunavanja indeksa optimalnoga valutnog područja koju su razvili Bayoumi i Eichengreen (1997).

JEL: F15; F33; P2

Ključne riječi: optimalno valutno područje; tranzicijske zemlje; poslovni ciklus; varijabilnost tečaja

Sadržaj

1. Uvod	1
2. Uporabljivost teorije optimalnih valutnih područja za donošenje političkih odluka	2
3. Koordinacija gospodarskih ciklusa u Srednjoj Europi	6
Empirijski rezultati	8
4. Testiranje robusnosti rezultata alternativnom metodom (Bayoumi i Eichengreen)	13
5. Zaključak	17
Literatura	19
Prilog 1. Stope nezaposlenosti u postotnim bodovima	21
Prilog 2. Ciklička komponenta nezaposlenosti izračunata pomoću Hodrick-Prescottova filtra.	23
Prilog 3. Identifikacija ARMA modela i prikaz njemačkog i europskog šoka	25
Prilog 4. Odgovori na jedinični njemački i europski šok u njihovim ekonomskim ciklusima	26
Prilog 5. Koeficijenti korelacije između vektora koeficijenata iz jednadžbe (2) za njemački i europski šok.	28
Prilog 6. Vrijednosti varijabli koje ulaze u regresiju (4)	29
Prilog 7. Testiranje heteroskedastičnosti, multikolinearnosti, normalnost distribucije i specifikacije modela iz jednadžbe (3) i (4)	30
Prilog 8. Vrijednosti procijenjenih nezavisnih varijabli.	31

JE LI SREDNJA EUROPA OPTIMALNO VALUTNO PODRUČJE?

1. Uvod

Nakon što su prva istraživanja, Boone i Maurel (1998, 1999) te Šonje i Vrbanc (2000), pokazala da između nekih naprednih tranzicijskih zemalja i EU postoji veći stupanj sinkronizacije poslovnih ciklusa nego unutar same eurozone, postavila su se tri važna pitanja. Prvo, s obzirom na to da se prema tradicionalnoj teoriji optimalnih valutnih područja (Mundell, 1961; McKinnon, 1963; Kenen, 1969) sinkronizacija poslovnih ciklusa smatra uvjetom za korištenje iste valute, postavilo se pitanje o tome koliko taj dio makroekonomske teorije može pomoći pri donošenju političkih odluka o priključivanju monetarnoj uniji. Drugo, postavilo se pitanje o tome za koje je zemlje u Srednjoj i Istočnoj Europi zadovoljen tradicionalni uvjet optimalnoga valutnog područja – usklađenost poslovnih ciklusa? Treće, postavilo se pitanje o tome u kojoj je mjeri rezultat koji je dobiven izravnim mjerenjem kofluktuacija gospodarske aktivnosti (procijenjene pomoću nezaposlenosti) robustan, odnosno, koliko je (i je li) taj rezultat osjetljiv na način mjerenja kriterija optimalnosti valutnog područja?

U drugom se odjeljku raspravlja o tome koliko je teorija optimalnih valutnih područja važna za donošenje političke odluke o ulasku u monetarnu uniju. Tu se objašnjava da je teorija optimalnih valutnih područja koristan okvir za promišljanje i za donošenje političke odluke o ulasku u monetarnu uniju jer na rezultat te teorije utječu varijable koje igraju ključnu ulogu u procesu političkog odlučivanja. Jedina iznimka, tj. varijabla koja je veoma važna u stvarnom svijetu, a u teoriji nije cjelovito obrađena, jest valutna supstitucija. Slučaj kad strana valuta igra važnu ulogu u domaćem monetarnom sustavu može jako utjecati na odluku o odricanju od nacionalne valute, dok tradicionalna teorija valutnoj supstituciji ne pridaje veliku važnost. Štoviše, pokazuje se da tradicionalna teorija pretpostavlja da nema valutne supstitucije.

U trećem odjeljku analizira se povezanost ekonomskih ciklusa Bugarske, Hrvatske, Češke, Mađarske, Poljske, Rumunjske, Slovačke, Slovenije i Austrije sa šokovima u njemačkom ekonomskom ciklusu i agregiranom ekonomskom ciklusu Europske unije. Pokazuje se veoma uska koreliranost šokova gospodarske aktivnosti, čime se rezultati prijašnjih istraživanja potvrđuju na dosad najvećem uzorku tranzicijskih zemalja. I dok se analiza u trećem odjeljku izvodi na mjesečnim vremenskim serijama stope nezaposlenosti, koje su detrendirane pomoću metode Hodrick-Prescottova filtra (1980), u četvrtom se odjeljku ispituje i dokazuje robusnost rezultata dobivenih u trećem odjeljku. To se čini primjenom alternativne metode prema kojoj se varijabilnost

tečaja koristi kao kriterij optimalnosti valutnoga područja (Bayoumi i Eichengreen, 1997).

2. Uporabljivost teorije optimalnih valutnih područja za donošenje političkih odluka

Danas se općenito smatra da teorija optimalnih valutnih područja nije puno napredovala nakon šezdesetih godina (Bayoumi i Eichengreen, 1997). Tri su najvažnija rada (Mundell, 1961; McKinnon, 1963; Kenen, 1969) u kojima je teorija tada nastala.

Teoriju optimalnih valutnih područja McCallum (1999:3) je sažeo u sljedećoj poziciji: *“Proširenje područja u kojem prevladava jedna valuta povećava (mikroekonomsku) efikasnost, no smanjuje mogućnost monetarne politike da odgovara na šokove (ili uvjete) koji različito utječu na različite regije u području.”* Ta je tvrdnja iskaz izvorne Mundellove (1961) ideje koja je povezana s dvama skupovima pretpostavki. Prvi se skup pretpostavki odnosi na valutni aranžman: na području na kojem prevladava jedna valuta, utjecaj drugih valuta toliko je slab da se može zanemariti (drugim riječima, nema valutne supstitucije). Drugi se skup pretpostavki odnosi na mogućnost protucikličkog djelovanja monetarne politike, što najčešće uključuje pretpostavke o rigidnim nadnicama i/ili cijenama. Dakle, pojam područja u Mundellovu smislu odnosi se na područje na kojemu dominira jedna valuta i na kojemu je monetarnom politikom moguće djelovati na output i zaposlenost, barem u kratkom roku.¹

Zanimljivo je da unatoč očitom povezivanju dvaju skupova pretpostavki u jednoj intelektualno produktivnoj ideji, ekonomisti dugo nisu iscrpili sve spoznajne mogućnosti što ih takvo povezivanje pruža. Dva su skupa pretpostavki nastavili promatrati potpuno odvojeno. Kad bi utvrdili da u nekoj državi postoji znatna (formalna ili neformalna) uloga stranoga novca (valutna supstitucija), to najčešće nije budilo sumnju u mogućnost protucikličkoga djelovanja monetarne politike. S druge strane, očitu neučinkovitost monetarne politike u nekim zemljama i područjima (npr. južna Amerika – Hausmann i ostali, 1999) ekonomisti nisu odmah povezivali s mogućnošću da uzroci njezine neučinkovitosti leže upravo u valutnoj supstituciji. Ako se pogledaju makroekonomski udžbenici i smjerovi razvitka makroekonomske teorije i empirijskih istraživanja, lako će se uočiti opća dominacija pitanja učinkovitosti monetarne politike u kontekstu rigidnosti nadnica i cijena (kejnezijanski utjecaj), dok se pitanja valutne supstitucije javljaju tek sporadično.

Uzroke takvoga razvoja ekonomske misli treba tražiti u prvom, Mundellovu (1961), radu kojim je počeo razvitak teorije optimalnih valutnih područja. Naime, kasnija su tumačenja zanemarivala činjenicu da Mundellov teorijski pojam područja nije isto što i stvarni politički pojam države. Ako se ta dva pojma pogrešno izjednače, a to se najčešće čini, dolazi se do zaključka da svaka država, štoviše, svaka mikropolitika jedinica mora imati vlastitu valutu: *“Ako se ciljevi unutarnje stabilnosti moraju strogo provoditi, slijedi da će oni biti utoliko uspješnije postignuti ukoliko je na svijetu veći*

1 Mundellova je definicija zapravo još restriktivnija (Kenen, 1969) i odnosi se na područje na kojem se proizvodi homogen proizvod. O tome se raspravlja dalje u tekstu.

broj odvojenih valutnih područja.” (Kenen, 1969:44). Takav stav nije upitan samo zbog toga što je upitan pojam valutnoga područja u svjetlu postojanja valutne supstitucije, već i zbog toga što bi mnoštvo fluktuirajućih valuta moglo negativno utjecati na output i zaposlenost preko negativnog utjecaja na međunarodnu trgovinu i investicije.

Važnost povezivanja pretpostavki o tome da u optimalnom valutnom području nema valutne supstitucije i da je moguć protuciklički karakter monetarne politike, očita je kada se promatra nešto šira definicija teorije optimalnih valutnih područja. Obstfeld i Rogoff (1996, 632 – 634, prema: McCallum, 1999) nabrajaju četiri koristi od jedinstvene valute:

1. smanjenje (ili uklanjanje) transakcijskih troškova konverzije;
2. smanjenje računovodstvenih troškova i povećanje predvidivosti relativnih cijena za tvrtke koje posluju u državama jedinstvenoga valutnog područja;
3. izolacija od monetarnih udara i spekulativnih balona koji bi inače mogli dovesti do kratkotrajnih i nepotrebnih fluktuacija realnoga tečaja;
4. smanjenje političkog pritiska radi protekcionizma zbog velikih promjena realnoga tečaja.

Četirima koristima McCallum (1999) dodaje i petu:

5. brzo integriranje u međunarodna tržišta kapitala.

Koristi treba odvagovati prema “troškovima” koji se javljaju nakon uvođenja jedinstvene valute, odnosno nakon odricanja od vlastite valute, a to su:

1. odricanje od mogućnosti korištenja monetarne politike kao odgovora na specifične makroekonomske šokove;
2. odricanje od mogućnosti korištenja povećanja inflacije (ili deprecijacije tečaja) radi smanjenja realnoga tereta javnog duga;
3. sučeljavanje s političkim i strateškim problemima koji se javljaju oko podjele seignoragea među članicama monetarne unije;
4. mogući spekulativni napadi na valutu u fazi tranzicije od vlastite prema zajedničkoj valuti.

U ovom se radu dodaje još jedan mogući trošak koji se često pojavljuje u novijoj literaturi (Halpern i Wyplosz, 1997):

5. razmjerno visoka inflacija u područjima gdje proizvodnost rada raste razmjerno brže zbog velikih vanjskih ulaganja, pa cijene lokalnih dobara mogu isto tako brže rasti.

Međutim, u maloj i otvorenoj ekonomiji s valutnom supstitucijom i uskom vezom između nominalnog tečaja i cijena, koristi od jedinstvene valute pod rednim brojevima 3 i 4 u velikoj mjeri nestaju, jer velike varijacije realnoga tečaja nisu dugoročno održive. Nestaju i “troškovi” pod rednim brojem 2, jer je sav dug indeksiran pa se vjerovnike ne može “oporezivati” deprecijacijom tečaja. Prošle su se godine (1999.) pojavili radovi koji pitanje optimalnoga valutnog područja, odnosno pitanje treba li država imati vlastitu valutu, obrađuju u kontekstu već raširene valutne supstitucije. Eichengreen i Hausmann (1999), te nešto raniji rad Hausmanna i suradnika (1999), objašnjavaju da valutna supstitucija onemogućava razvoj tržišta dugoročnoga državnog duga (denominiranog u domaćoj valuti). Fluktuacija tečaja u takvim uvjetima ne samo da nije povezana s boljom apsorpcijom egzogenih makroekonomskih šokova (protuciklička

makroekonomska politika), već može imati prorecesijsko djelovanje. Taj je argument u literaturi dalje razvio Calvo (2000).

Troškovi pod rednim brojem 3 “normalni” su troškovi nastanka monetarne unije koji bi se trebali dijeliti među članicama pa je veoma teško zamisliti situaciju u kojoj bi ti troškovi bili važni za sudbinu potencijalne monetarne unije, odnosno odlučivanje o članstvu pojedine zemlje u njoj. Troškovi pod rednim brojem 4 nisu dokazani i zasnivaju se na iskustvu nekih europskih zemalja 1992./1993.

Tako se koristi i troškovi od stupanja u sustav s jedinstvenom valutom u uvjetima male otvorene ekonomije s valutnom supstitucijom i uskom vezom između tečaja i cijena, svode na koristi: od smanjenja transakcijskih troškova konverzije, od smanjenja računovodstvenih troškova, od smanjenja varijabilnosti (povećanja predvidivosti) relativnih cijena² i od lakšeg integriranja u svjetska tržišta kapitala. Te se izvjesne koristi važu prema preostalim troškovima – prema trošku više inflacije u područjima koja imaju snažan priljev kapitala i prema neizvjesnom trošku mogućega napada na valutu u uvjetima pristupa monetarnoj uniji.

Za razliku od Mundellova (1961) rada, koji u središtu pozornosti ima varijacije outputa, u središtu pozornosti drugoga ključnog rada o teoriji optimalnih valutnih područja (McKinnon, 1963) nalazi se problem inflacije. McKinnonu dugujemo tvrdnju koja kaže da se malim i otvorenim gospodarskim sustavima više isplati prihvatiti valutu širega valutnog područja nego rabiti vlastitu valutu.

Prema McKinnonu mogućnost pomirenja unutarnje i vanjske makroekonomske ravnoteže i s time povezana ocjena veličine optimalnoga valutnog područja zavise od otvorenosti gospodarstva. Drugim riječima, optimalno je valutno područje ono koje može istodobno postići punu zaposlenost, nisku inflaciju i eksternu ravnotežu. Trajna je nesposobnost postizanja tih triju ciljeva u nekoj državi naznaka da država nije optimalno valutno područje. Naime, u malim i otvorenim gospodarskim sustavima postoji uska veza između nominalnoga tečaja i cijena utrživih dobara. Cijene neutrživih dobara mogu se kretati neovisno o tečaju, tako da se realni efektivni tečaj mijenja u vezi s promjenama internoga realnog tečaja (omjer cijena utrživih i neutrživih dobara na domaćem tržištu). Što je više utrživih dobara, to je tečaj slabiji instrument gospodarske politike. U tom slučaju pokreti kapitala preko granica područja igraju puno važniju ulogu od same monetarne politike.

Taj je zaključak tek u drugoj polovici devedesetih ponovo zaokupio pozornost ekonomista. Trideset je godina u međuvremenu otišlo u nepovrat, sve dok skupina ekonomista mlađe i srednje generacije, predvođena južnoameričkom skupinom, nije počela artikulirati nov pogled na optimalna valutna područja. Prije no što prikazemo glavne poruke te literature koja se još uvijek nalazi u fazi formiranja, kratko ćemo prikazati konture jednog jedinog “novijeg” teorijskog dosega koji se dogodio nakon McKinnonova rada – onog Petera Kenena iz 1969.

Kenen je bio prvi koji je upozorio na činjenicu da optimalno valutno područje nije regija u zemljopisnom odnosno političkom smislu, već je to artificijelna “regija” – input-output model u kojem su po pretpostavci faktori mobilni. Mundellova regija je,

2 Što bi trebalo dovesti do boljeg iskorištavanja mogućnosti za trgovinu i povećanja viška proizvođača i potrošača.

prema Kenenu, homogeni skup proizvođača koji koriste istu tehnologiju, sučeljavaju se s istom funkcijom potražnje i dijele iste ekonomske uvjete. Ako se preferencije zbog nekog egzogenog šoka pomaknu od proizvoda jedne regije k proizvodima druge regije, u prvoj će se regiji pojaviti deficit, a u drugoj suficit. Ako faktori proizvodnje, a među njima je i radna snaga, nisu mobilni, u prvoj regiji valuta mora oslabiti. Prema pretpostavci slabija će valuta "vratiti" potražnju prema proizvodima prve regije. Pretpostavka homogene tehnologije osigurava da su proizvodi regija savršeni supstituti, a pretpostavka rigidnih novčanih nadnica osigurava da se prilagodba može vršiti nominalnim tečajem. Na posljepku, ako je radna snaga mobilna, regije su po definiciji optimalno valutno područje.

Ublaži li se strogost pretpostavke o homogenim tehnologijama u regijama, a upravo su heterogene tehnologije česte u stvarnom svijetu, otvara se mogućnost postojanja dviju regija s dvjema različitim proizvodnim tehnologijama koje se očituju u različitim radnim intenzivnostima proizvodnih procesa. U tom slučaju, upozorava Kenen, niti sloboda u monetarnoj politici i politici tečaja ne može uravnotežiti potražnju za radom u dvjema regijama. Međutim, postoje drugi mehanizmi mogućeg uravnoteženja, koje Mundellov model uopće ne razmatra. Ako se u regiju s boljom tehnologijom sliju investicije, tamo će se s rastom potražnje otvoriti deficit zbog povećanja potražnje za izvoznim dobrom prve regije.

Kenen je ispravno uočio da mnoge pogrešne preporuke o načinu vođenja monetarne politike u malim i otvorenim zemljama proizlaze iz zbrke koja nastaje kad se Mundellova regija shvati kao stvarni politički ili zemljopisni pojam. Jedini je logičan izvod Mundellova modela da optimalno valutno područje postoji gdje god ima mobilnosti rada.

Kako u nas postoji jaka makroekonomska struja koja Mundellov model tumači upravo na način koji ne razlikuje teorijski i stvarni pojam regije (Baletić i Zdunić, 1999), potrebno je upozoriti da dosljedno tumačenje Mundellova modela upućuje na to da se preporuka za slobodnu monetarnu politiku i politiku tečaja ne može izvesti na razini stvarne države u kojoj je mobilnost rada veoma ograničena. U takvoj državi postoji veći broj optimalnih valutnih područja u Mundellovu smislu.

Kenenov (1969) doprinos teoriji optimalnih valutnih područja proizvod je njegova, kako je sam zapisao, osjećaja da dosljedno izvođenje pouka iz Mundellova modela navodi na zaključke koji su "suprotni zdravom razumu". Prema Kenenu uvjet optimalnosti valutnoga područja je taj da se u njemu podudaraju domene fiskalne i monetarne politike kako bi se mogla postići njihova optimalna kombinacija. Takvo će valutno područje obuhvatiti proizvodno raznolike regije pa se međuregionalno ujednačavanje potražnje za radom može postići fiskalnom preraspodjelom. Fiskalna politika širega područja supstitut je autarkične monetarne politike užega područja.

Kenen je upozorio na to da je i raznolikost strukture proizvodnje po regijama važan čimbenik određivanja optimalnoga valutnog područja te je zaključio:

1. da proizvodno diverzificirano nacionalno gospodarstvo neće morati prolaziti promjene realnoga tečaja tako često i u velikim razmjerima kao monokulturna gospodarstva;
2. da pad potražnje za glavnim izvoznim proizvodom manje utječe na nezaposlenost u diverzificiranoj nego u monokulturnoj izvoznoj privredi;

3. da veza između izvozne i domaće potražnje manje dolazi do izražaja u diverzificiranom nego u monokulturnom gospodarstvu.

Otud potječe Kenenov zaključak da je za diverzificirane nacionalne ekonomije pogodniji fiksni nego fleksibilni tečaj ukoliko postoji spremnost da se fiskalnom politikom rješavaju “regionalni džepovi nezaposlenosti”.

I danas ima velikih dvojba za ekonomiste o optimalnim valutnim područjima. Literatura inspirirana južnoameričkim iskustvom (Hausmann i ostali, 1999; Eichengreen i Hausmann, 1999; Calvo, 1999; Calvo, 2000) prilično jasno upućuje na fiksni tečaj i prihvaćanje strane valute kao na optimalna rješenja. I sam Mundell (1999) danas dijeli to mišljenje. No, unatoč jasnim naznakama da valutna supstitucija, visoka vrijednost koeficijenta prijenosa promjena tečaja na promjenu cijena i nepostojanje dugoročnog domaćeg duga denominiranog u domaćoj valuti bez valutne klauzule poništavaju koristi od ekspanzivne politike i, štoviše, otvaraju prostor za procecijske učinke monetarne politike, arenom još uvijek dominiraju glasovi koji vide određenu korist od fleksibilnoga tečaja (npr. Masson, 1999). Postoji konsenzus o tome da je veća vjerojatnost da će više koristi od fleksibilnosti tečaja imati veće i zatvorenije zemlje, no za izvođenje dosljednijih zaključaka iz te pretpostavke još uvijek nedostaje znanstvene sigurnosti, a to znači empirijskih rezultata.

Na tom je tragu zanimljivo spomenuti rezultate empirijskih istraživanja o vezi između tečaja i zapošljavanja u velikim i razmjerno zatvorenim gospodarskim sustavima kod kojih se takva veza može očekivati na temelju teorije. Na tom području još uvijek ima velikih dvojba. Na primjer Davis, Haltiwanger i Schuh (1996) nisu pronašli nikakav utjecaj realnoga tečaja na zaposlenost u SAD-u, dok su Klein, Schuh i Triest (2000) pronašli taj utjecaj. Rezultati ovise o zemlji koja se istražuje, njezinoj proizvodnoj strukturi, otvorenosti, razdoblju i metodi istraživanja, pa su rezultati, najblaže rečeno, uvijek dvojbeni.

3. Koordinacija gospodarskih ciklusa u Srednjoj Europi

U ovom ćemo odjeljku analizirati povezanost ekonomskih ciklusa Bugarske, Hrvatske, Češke, Mađarske, Poljske, Rumunjske, Slovačke, Slovenije i Austrije sa šokovima u njemačkom ekonomskom ciklusu i agregiranom ekonomskom ciklusu Europske unije (EU-15) u razdoblju od siječnja 1992. do kolovoza 1999. godine. Kao pokazatelj ekonomskih aktivnosti poslužit će nam stopa nezaposlenosti jer je dostupna na mjesečnoj frekvenciji (što nije slučaj za bruto domaći proizvod) i zato što smatramo da je kvalitetniji pokazatelj od industrijske proizvodnje.

Kao metodologiju istraživanja rabi ćemo metodologiju koju su ponudili Boone i Maurel (1999). Za identifikaciju cikličkih komponenti nezaposlenosti (ciklusa) koristit ćemo se Hodrick-Prescottovim (HP) filtrom (1980) koji dopušta određenu vremensku fleksibilnost determinističke trendovske komponente. HP filter određuje trend tako što dekomponira vremensku seriju $\{x_t\}_{t=1}^T$ na dva dijela: na trendovsku komponentu $\{s_t\}_{t=1}^T$ i na stacionarnu komponentu $\{x_t - s_t\}_{t=1}^T$ putem rješenja sljedećeg problema optimizacije:

$$\min \left\{ \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (x_t - s_t)^2 + \frac{\lambda}{T} \sum_{t=2}^{T-1} [(s_{t+1} - s_t) - (s_t - s_{t-1})]^2 \right\}$$

Rješenje ovog problema optimizacije sastoji se od odabira takve trendovske serije $\{s_t\}_{t=1}^T$ koja minimizira gornju sumu kvadrata. U tom problemu minimizacije $\lambda > 0$ predstavlja “trošak” uključivanja fluktuacija u trend $\{s_t\}_{t=1}^T$. Veći parametar λ jače izgladuje trendovsku komponentu. Ako je npr. $\lambda = 0$, navedeni problem optimizacije imat će optimalno rješenje za $x_t = s_t$, dok će za $\lambda \rightarrow \infty$ trend biti linearan. Za vremenske serije na mjesečnoj frekvenciji preporuča se $\lambda = 14400$ čega smo se u ovom radu pridržavali. Prednost Hodrick-Precottova filtra je u tome da pomoću njega možemo izvesti slične trendove iz skupa različitih varijabli, tako da se preporuča HP filtriranje svih serija koje ulaze u određenu analizu da bi se uklonile niskofrekventne komponente. Razliku između izvorne serije i trenda dobivenog pomoću HP filtra uzet ćemo kao cikličku komponentu serije ili kao ekonomski ciklus. Tako dobivenu cikličku komponentu desezonirat ćemo pomoću Holt-Winterove dvoparametarske metode koju je predložio E. S. Gardner (1985:1 – 28). Desezoniranje cikličke komponente pokazalo se superiornom metodom u otklanjanju sezonskih komponenti nad desezoniranjem izvornih podataka. Naime, svi izvorni podaci, kao što je vidljivo iz priloga 1., imaju naglašene trendovske komponente. Holt-Winterova metoda desezoniranja identificira samo linearne ili eksponencijalne trendove. Stoga, zbog loše identifikacije trenda, desezoniranje nije efikasno kao kod identifikacije trenda HP filtrom. U prilogu 2. prikazane su desezonirane cikličke komponente izračunate pomoću HP filtra.

U ovom ćemo radu istražiti kako ove desezonirane cikličke komponente, koje predstavljaju ekonomski ciklus analiziranih zemalja, reagiraju na šok u njemačkoj nezaposlenosti i na zajednički šok u nezaposlenosti u EU-15 i postoji li sličnost između tih reagiranja. Stopu nezaposlenosti u EU-15 dobili smo tako što smo agregirali broj nezaposlenih u EU-15 i podijelili ih s agregiranom radnom snagom.

Za identifikaciju njemačkog i europskog šoka koristit ćemo se ARIMA(p,d,q) modelom. Na temelju analize autokorelacije i parcijalne autokorelacije desezonirane cikličke komponente nezaposlenosti u Njemačkoj i EU-15, prikazane u prilogu 3. s intervalima na razini od 95% pouzdanosti, zaključili smo da ARIMA(1,0,0) ili AR(1) najbolje identificira navedene procese. Na temelju:

$$(cikl)_{i,t} = \alpha_i (cikl)_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad \text{za } i = \text{Njemačka, EU-15} \quad (1)$$

gdje varijable $(cikl)_{i,t}$ označavaju desezoniranu cikličku komponentu nezaposlenosti u Njemačkoj i EU-15, identificirali smo u $\varepsilon_{i,t}$ rezidualne tog procesa ili njemačke šokove i šokove EU-15 koji uzrokuju cikličko kretanje nezaposlenosti u tim zemljama. U prilogu 3. prikazani su njemački šokovi i šokovi EU-15. Iz slika u prilogu 3. vidimo da je najveći pozitivan šok u nezaposlenosti za Njemačku bio u svibnju 1994. godine (1,45%), a u EU-15 u travnju iste godine (0,70%). U svibnju 1995. godine Njemačka je bila suočena s negativnim šokom od -1,0% koji se međutim nije odrazio na EU-15. U siječnju 1997. godine Njemačka i EU-15 suočeni su s pozitivnim šokom u nezaposlenosti: za Njemačku je iznosio 0,60%, a za EU-15 0,30%.

Nakon identifikacije njemačkog šoka i šoka EU-15 analizirat ćemo koliki se dio fluktuacija nezaposlenosti (desezonirana ciklička komponenta nezaposlenosti) analiziranih zemalja može objasniti njemačkim i europskim šokom. To ćemo učiniti pomoću regresije:

$$(cicl)_{k,t} = \sum_{j=0}^p \beta_{k,j} \varepsilon_{i,t-j} + u_{k,t} \quad (2)$$

za $i =$ Njemačka, EU-15, $k =$ Bugarska, Hrvatska, Češka, Mađarska, Poljska, Rumunjska, Slovačka, Slovenija, Austrija. Budući da smo Durbin-Watsonovim testom otkrili znatnu autokorelaciju prvog reda reziduala $u_{k,t}$ za sve analizirane zemlje, koristili smo se Cochrane-Orcuttovom metodom maksimalne vjerodostojnosti (*maximum likelihood*) za ocjenu parametara $\beta_{k,j}$. Korigirani koeficijent determinacije regresija prikazanih jednadžbom (2) prikazuje nam udio varijance ekonomskog ciklusa analiziranih zemalja koju možemo objasniti njemačkim ili europskim šokom. Tijekom cijele analize paralelno ćemo koristiti $p = 36, 24, 12$ kako bismo otkrili jesu li parametri robusni ili otporni na promjenu lagova u modelu. Parametre $\beta_{k,j}$ dodatno ćemo izgladiti metodom eksponencijalnog izgladivanja (*exponential smoothing*) s razinom izgladivanja $\alpha = 0,3$. Tako transformirane parametre $\bar{\beta}_{k,j}$ tretirat ćemo kao funkcije odgovora analiziranih zemalja na jedinični njemački ili europski šok u njihovim ekonomskim ciklusima. To će nam omogućiti testiranje “sličnosti” reakcija ekonomskih ciklusa analiziranih zemalja na šokove u njemačkoj i europskoj nezaposlenosti putem testiranja koeficijenta korelacije za $r(\bar{\beta}_{k,j}, \bar{\beta}_{s,j})$ za $k \neq s$.

Empirijski rezultati

U prilogu 4. prikazani su odgovori s 36, 24 i 12 pomaka na jedinični njemački i europski šok u njihovim ekonomskim ciklusima ili, drugim riječima, vrijednosti parametara $\bar{\beta}_{k,j}$. Vidimo da sve zemlje, osim Češke i Slovačke, kratkoročno pozitivno reagiraju na 1%-tni šok u njemačkoj i europskoj nezaposlenosti, nakon čega slijedi pad u nezaposlenosti nakon 10 – 20 mjeseci ovisno o zemlji. Ako pogledamo grafikon za Njemačku, uočiti ćemo da jedinični šok u njemačkoj nezaposlenosti neće permanentno promijeniti stopu nezaposlenosti u Njemačkoj, već će ona nakon 3 godine konvergirati početnoj ravnoteži. To proizlazi iz stabilnosti procesa desezonirane cikličke komponente nezaposlenosti u Njemačkoj koju smo dobili HP filtrom, kao što je vidljivo iz priloga 2. Stoga su funkcije odgovora drugih zemalja na njemački šok odgovori na njemačku stopu nezaposlenosti koja se trenutačno nakon šoka poveća za 1%, ali koja nakon 36 mjeseci asimptotski konvergira početnoj ravnoteži.

Što se tiče otpornosti na promjenu pomaka, funkcije odgovora u velikom su broju zemalja slične, ili im je barem oblik sličan, za različit broj pomaka. Velike razlike nalazimo u primjeru Češke i Austrije (između 36 i 24-12 pomaka za njemačke i europske šokove) i Bugarske i Rumunjske (između 36 pomaka i 24-12 pomaka za europske šokove). Kod Poljske imamo razliku između 12 pomaka na europski šok i 24 i 36 pomaka na isti šok. Analiza razlike između odgovora na njemački i odgovora na europski šok pokazuje da nema veće razlike, osim za Češku i Slovačku.

U tablici 1. prikazani su korigirani koeficijenti determinacije iz jednadžbe (2) s 36, 24 i 12 pomaka, i za njemačke i za europske šokove. Ovi nam koeficijenti govore koliko se varijance ekonomskih ciklusa analiziranih zemalja mogu objasniti njemačkim ili europskim šokom. Kao što vidimo kod svih je zemalja moguće objasniti njemačkim i europskim šokovima velik postotak varijance njihovih ekonomskih ciklusa. Koeficijent determinacije nešto je manji kod Slovačke (12 pomaka) i Mađarske.

Tablica 1. Korigirani koeficijenti determinacije jednadžbe (2)

	Korigirani koeficijent determinacije (\bar{R}^2) za njemački šok			Korigirani koeficijent determinacije (\bar{R}^2) za europski šok		
	36 pomaka	24 pomaka	12 pomaka	36 pomaka	24 pomaka	12 pomaka
Bugarska	0,95	0,88	0,92	0,92	0,88	0,92
Hrvatska	0,95	0,84	0,73	0,87	0,75	0,71
Češka	0,81	0,81	0,84	0,82	0,80	0,84
Mađarska	0,68	0,63	0,70	0,68	0,64	0,68
Poljska	0,91	0,93	0,89	0,92	0,90	0,88
Rumunjska	0,90	0,92	0,86	0,93	0,85	0,83
Slovačka	0,50	0,74	0,81	0,58	0,75	0,81
Slovenija	0,78	0,75	0,86	0,72	0,77	0,85
Austrija	0,75	0,71	0,76	0,70	0,72	0,80
Njemačka	–	–	–	0,91	0,92	0,91

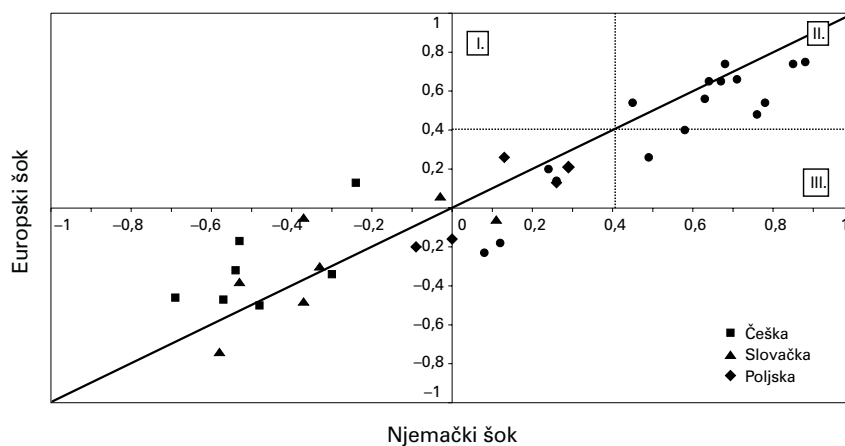
Nadalje iz tablice 1. vidimo da su korigirani koeficijenti determinacije vrlo slični, a često i isti za isti broj pomaka, za njemačke i europske šokove. Kada se promijeni broj pomaka, jedino se kod Hrvatske i Slovačke mijenjaju koeficijenti determinacije. U primjeru Hrvatske sa smanjenjem pomaka sustavno se smanjuje i koeficijent determinacije, dok se kod Slovačke sa smanjenjem pomaka koeficijent determinacije sustavno povećava.

Nakon što smo zaključili da postoji jaka linearna veza između njemačkog i europskog šoka u nezaposlenosti i ciklusa u nezaposlenosti analiziranih zemalja, analizirat ćemo jesu li ti odgovori međusobno slični ili se bitno razlikuju. Zato ćemo testirati koeficijente korelacije za $r(\bar{\beta}_{k,j}, \bar{\beta}_{s,j})$ za $k \neq s$.³

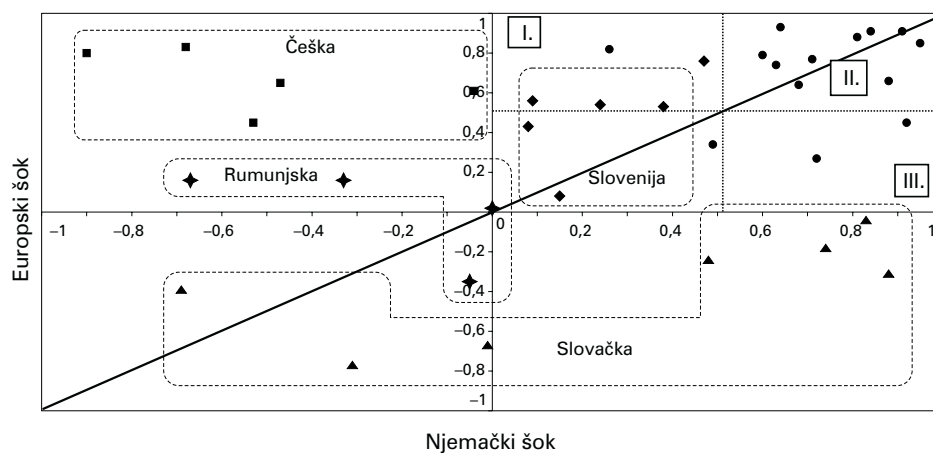
Na slici 1. prikazani su međusobni koeficijenti korelacije funkcija odgovora nezaposlenosti različitih analiziranih zemalja na njemački (apscisa) i europski (ordinata) šok u nezaposlenosti. Pravac pod 45 stupnjeva koji siječe ishodište prikazuje nam jednakost korelacije na njemački i europski šok. Polje I. na slici prikazuje prostor u kojemu je koeficijent korelacije između odgovora različitih zemalja na europski šok različit od nule na razini signifikantnosti od 1%. Analogno tome, polje III. prikazuje prostor u kojemu je koeficijent korelacije između odgovora različitih zemalja na njemački šok različit od nule na razini signifikantnosti od 1%. Na kraju polje II. prikazuje prostor u kome su korelacije različite od nule i na europske i na njemačke šokove. Iz slike 1. vidljiva je sličnost korelacija između europskog i njemačkog šoka. Naime, sve su točke distribuirane vrlo blizu pravcu pod 45 stupnjeva. Možemo stoga zaključiti da kada se promatra relativno dugo razdoblje od 3 godine, analizirane zemlje ne prave veće razlike između njemačkog i europskog šoka u svom reagiranju. Na slici 1. vidimo da se velik broj korelacija nalazi u polju II., dok se većina negativnih ili slabih korelacija odno-

3 U tabelarnom se obliku ovi koeficijenti mogu naći u prilogu 5.

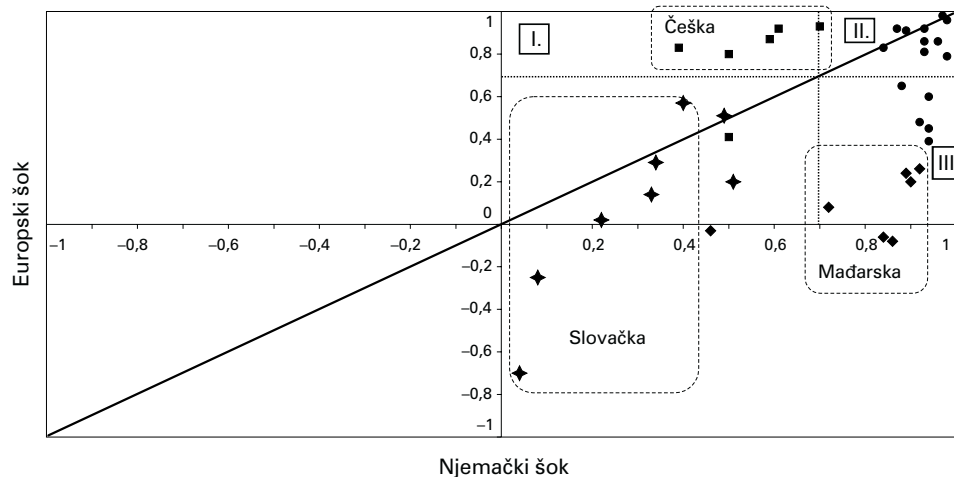
Slika 1. Koeficijenti korelacije za 36 pomaka



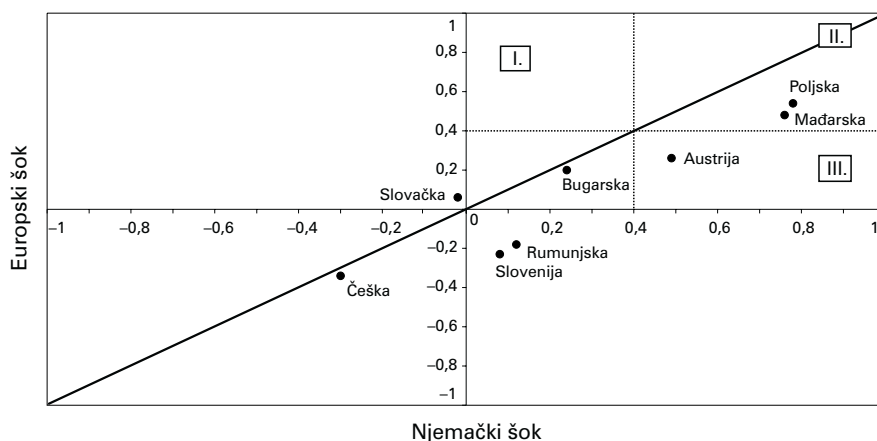
Slika 2. Koeficijenti korelacije za 24 pomaka



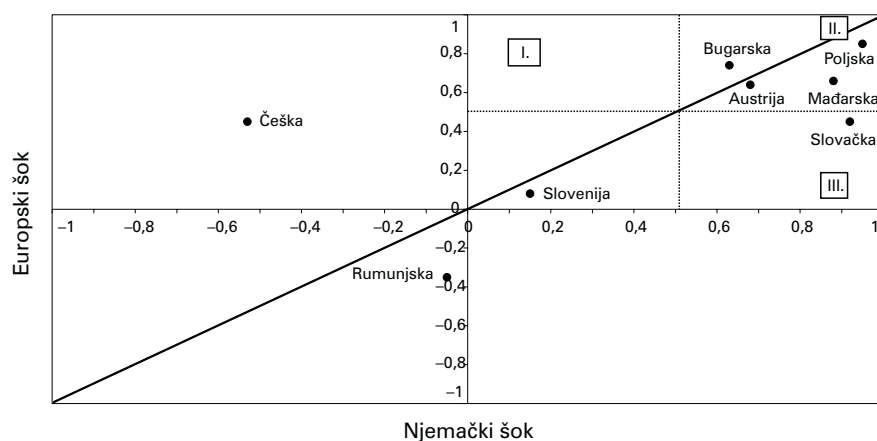
Slika 3. Koeficijenti korelacije za 12 pomaka



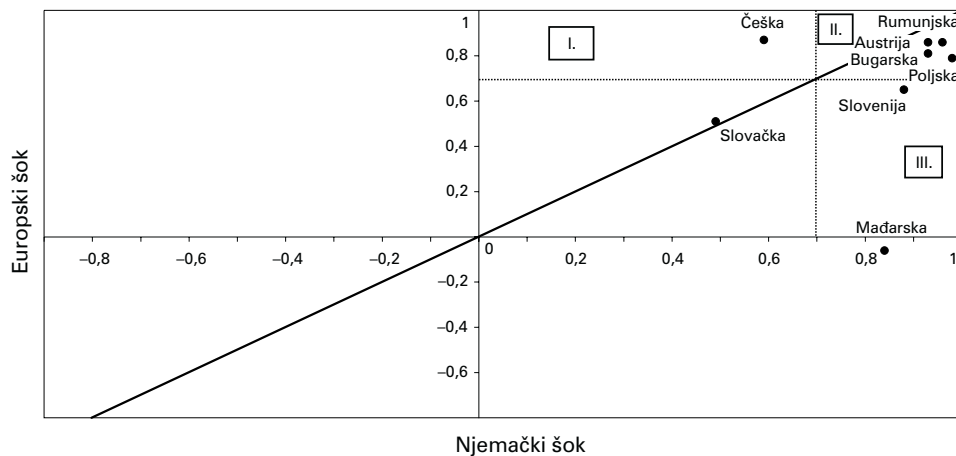
Slika 4. Koeficijenti korelacije za Hrvatsku za 36 pomaka



Slika 5. Koeficijenti korelacije za Hrvatsku za 24 pomaka



Slika 6. Koeficijenti korelacije za Hrvatsku za 12 pomaka



si na korelacije analiziranih zemalja s Češkom, Slovačkom i Poljskom. Možemo zaključiti da ostale zemlje reagiraju istovjetno i na europski i na njemački šok.

Na slici 2. prikazani su koeficijenti korelacije za 24 pomaka. Vidimo da su se tu izdvojile 4 zemlje: Češka, Slovačka, Rumunjska i Slovenija. Češka reagira slično drugim zemljama što se tiče europskog šoka, ali reagira obratno od drugih zemalja kada se radi o njemačkom šoku. Za Slovačku, Sloveniju i Rumunjsku koeficijenti korelacije njihovih odgovora na europski i njemački šok uglavnom su mali, što pokazuje da te zemlje ne reagiraju slično drugim zemljama na njemački i europski šok u modelu s 24 pomaka. Treba naglasiti da, što se tiče drugih zemalja, možemo na razini značajnosti od 1% tvrditi da između njihovih reagiranja na europski i njemački šok postoji značajna linearna veza.

Na slici 3. prikazani su isti koeficijenti korelacije, ali sada u modelu s 12 pomaka. Disperzija se smanjila i sve se točke približavaju gornjem desnom kutu, u kojemu se nalaze visoki koeficijenti korelacije. Jedino koeficijenti korelacije koji uključuju Slovačku nisu značajni ni za europski, ni za njemački šok. Koeficijenti korelacije koji uključuju Češku visoki su za europske, ali su niski za njemačke šokove. To bi značilo da Češka reagira slično ostalim zemljama na europske šokove, no reagira različito na njemačke šokove. Obratan je slučaj za Mađarsku koja slično ostalim zemljama reagira na njemačke šokove, ali različito na europske šokove. Za ostale zemlje možemo reći da postoje velike sličnosti u reagiranju na europske i na njemačke šokove u modelu s 12 pomaka.

Zanimljivo je primijetiti da su za ostale zemlje, iako postoje znatne sličnosti u reagiranju na europske i njemačke šokove, sličnije reakcije na njemačke šokove, jer se velika većina točkica nalazi ispod pravca od 45 stupnjeva. To pokazuje da u kratkome roku zemlje jasno prepoznaju njemački šok u ekonomskom ciklusu i na njega slično reagiraju, dok europski šok u ekonomskom ciklusu slabije prepoznaju i zato malo drugačije reagiraju na njega. U dužem roku (36 pomaka, slika 1.), međutim, to više nije tako, već zemlje na sličan način reagiraju na europski i njemački šok. Znači da su u dugom roku njemački i europski šok u potpunosti prepoznati od analiziranih zemalja, koje na njih odgovaraju simetrično.

Sada želimo pobliže vidjeti situaciju s Hrvatskom. Na slikama 4., 5. i 6. prikazani su koeficijenti korelacije između hrvatske reakcije na njemačke i europske šokove i reakcija ostalih analiziranih zemalja na iste šokove. Iz slike 4. vidimo da Hrvatska reagira na njemački i europski šok na razini značajnosti od 1% za 36 pomaka s Poljskom i Mađarskom. Austrija slično reagira što se tiče njemačkog šoka, ali manje značajno što se tiče europskog šoka. Slabu korelaciju s Češkom i Slovačkom možemo pripisati tim zemljama, ali slabu korelaciju s Rumunjskom, Slovenijom i Bugarskom moramo pripisati hrvatskoj reakciji na europske i njemačke šokove za horizont od 3 godine. Budući da iz slike 1. znamo da je Poljska također jedna od zemalja koja se ponaša specifično za 36 pomaka, usto smo našli jaku korelacijsku vezu između Poljske i Hrvatske, možemo zaključiti da Hrvatska za 36 pomaka ne reagira slično ostalim zemljama, već da dugo-oročno reagira "specifično", tj. različito od zemalja koje međusobno reagiraju slično.

Stvari se bitno mijenjaju kada se skрати horizont reakcije na 24 i 12 pomaka ili, gledano kroz funkciju odgovora na šokove, na 24 i 12 mjeseci. Na slici 5. vidi se da Hrvatska različito reagira na njemački i europski šok samo s Češkom, Slovenijom i Rumunj-

skom, dok s ostalim zemljama slično reagira na europske i njemačke šokove. Međutim, Češka, Rumunjska i Slovenija među onim su zemljama koje “specifično” reagiraju u modelu s 24 pomaka. Stoga možemo reći da je u modelu s 24 pomaka hrvatska reakcija na europske i njemačke šokove “normalna” i da Hrvatska ima reakcije vrlo slične onima Poljske, Mađarske, Austrije, Bugarske i Slovačke.

Isto vrijedi i za 16 pomaka, kada nemamo značajan koeficijent korelacije jedino sa Slovačkom, koja je na tom pomaku, kao što smo vidjeli iz slike 3., specifična. Malo je jača korelacijska veza za njemačke šokove u odnosu na europske, što pokazuje da Hrvatska, kao i većina ostalih analiziranih zemalja, u kratkome roku bolje prepoznaje šokove u njemačkom gospodarskom ciklusu nego u europskom gospodarskom ciklusu.

4. Testiranje robusnosti rezultata alternativnom metodom (Bayoumi i Eichengreen)

Tamin Bayoumi i Barry Eichengreen (1997) razvili su metodologiju za izračunavanje indeksa optimalnoga valutnog područja (OCA indeks) temeljenu na odrednicama tečajne varijabilnosti. Oni su u svoju analizu uključili 21 zemlju, tj. glavne europske zemlje, SAD, Kanadu, Japan, Australiju i Novi Zeland, i došli su do zaključka da postoje jaki empirijski dokazi koji podupiru teoriju optimalnoga valutnog područja. U svom radu prikazali su rezultate svoga istraživanja s nominalnim tečajem, ali su naglasili da su rezultati istraživanja s realnim tečajem vrlo slični onima u kojima su koristili nominalni tečaj (Bayoumi i Eichengreen, 1997:764).

Koristeći se metodologijom Bayoumija i Eichengreena, vidjet ćemo podupiru li empirijski rezultati teoriju optimalnoga valutnog područja za srednjoeuropske zemlje i izračunat ćemo indekse optimalnoga valutnog područja. U analizu ćemo uključiti 10 zemalja: Bugarsku, Hrvatsku, Češku, Mađarsku, Poljsku, Rumunjsku, Slovačku, Sloveniju, Austriju i Njemačku. Koristit ćemo se godišnjim pokazateljima u razdoblju od 1992. do 1998. godine. Za razliku od Bayoumija i Eichengreena smatramo opravdanim upotrebu realnih bilateralnih tečajeva jer su analizirane zemlje u analiziranom razdoblju bile suočene s vrlo različitim inflacijskim stopama. Korištenje nominalnih tečajeva u takvoj bi situaciji značilo apriornu visoku stopu varijabilnosti bilateralnog tečaja između zemlje koja je u analiziranom razdoblju imala malu inflaciju i zemlje koja je u istom razdoblju imala veliku inflaciju. To nije bio slučaj kod Bayoumija i Eichengreena, koji su analizirali razvijene zemlje koje imaju slične stope inflacije, pa su zaključili da se dolazi do istih rezultata neovisno o vrsti primijenjenog tečaja.

Sukladno teoriji optimalnoga valutnog područja Bayoumi i Eichengreen smatraju da na stabilnost tečaja između dviju zemalja najviše utječu: (a) simetrija utjecaja egzogenih šokova na kretanje bruto domaćih proizvoda, intenzitet trgovinskih veza i korisnost novca u transakcijama. Asimetriju šokova procjenjuju na dva načina. Prvi je način preko standardne devijacije promjene logaritama bruto domaćeg proizvoda dviju zemalja: za zemlje sa sličnim poslovnim ciklusima taj će pokazatelj biti malen i obratno. Drugi je način pomoću ocjene različitosti strukture izvoza pojedinih zemalja: očekuje se veća simetrija šokova ako zemlje imaju komparativne prednosti u istom sektoru. Jačinu trgovinske veze između zemalja procjenjuju koristeći se podacima o

bilateralnoj trgovini i izračunavajući udio prosječne vrijednosti izvoza u drugu zemlju u bruto domaćem proizvodu: ako između dviju zemalja postoji intenzivna trgovina, taj će pokazatelj biti velik i obratno. Bayoumi i Eichengreen trošak prihvaćanja zajedničke valute, gledano kroz izgublenu neovisnost monetarne politike, balansiraju koristima prihvaćanja zajedničke valute, koje su po njima veće kod malih zemalja koje imaju slabiji interes da rabe nacionalnu valutu u transakcijama. Stoga u analizu uključuju pokazatelj ekonomske veličine zemalja.

Regresija koju ćemo procijeniti izgleda ovako:

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

gdje je $SD(e_{ij})$ standardna devijacija promjene logaritma bilateralnoga realnog tečaja (godišnji prosjek) između zemlje i i zemlje j , $SD(\Delta y_i - \Delta y_j)$ označava standardnu devijaciju razlike u promjeni logaritma realnog bruto domaćeg proizvoda između zemlje i i zemlje j , $DISSIM_{ij}$ je zbroj apsolutnih razlika u udjelima izvoza različitih robnih grupa⁴ po Standardnoj međunarodnoj trgovinskoj klasifikaciji (SMTK) u ukupnim izvozima zemalja i i j , tj. $DISSIM_{ij} = \sum_{k=1}^{10} \left| \frac{EXPORT_{ki}}{TOT.EXPORT_i} - \frac{EXPORT_{kj}}{TOT.EXPORT_j} \right|$ gdje k označava

robnu grupu, $TRADE_{ij}$ označava sredinu udjela bilateralnog izvoza u bruto domaćem proizvodu za dvije zemlje, tj. $TRADE_{ij} = \mu \left(\frac{BIL_EXP_{ij}}{y_i}, \frac{BIL_EXP_{ji}}{y_j} \right)$ BIL_EXP_{ij} označava ukupni bilateralni izvoz zemlje i u zemlju j , a BIL_EXP_{ji} ukupni izvoz zemlje j u zemlju i . Varijabla $SIZE_{ij}$ označava sredinu logaritama dvaju bruto domaćih proizvoda izraženih u američkim dolarima ili $SIZE_{ij} = \mu(\ln GDP_i^{US}, \ln GDP_j^{US})$. U svim su slučajevima nezavisne varijable izražene kao prosjeci za analizirano razdoblje. Na taj se način gornja regresija svodi na običnu "cross-section" regresiju usporednih podataka koju možemo ocijeniti običnom metodom najmanjih kvadrata (OLS).

Na temelju rečenoga očekujemo da će varijabilnost realnoga bilateralnog tečaja između zemalja biti veća: ako bude veća asimetrija gospodarskih ciklusa, ako bude veća razlika u strukturi izvoza zemalja, ako bude manji intenzitet trgovanja između zemalja i ako bude veća ekonomska veličina zemalja. Stoga očekujemo vrijednost parametara $\beta_1, \beta_2, \beta_4 > 0$, a $\beta_3 < 0$.

Za razdoblje od 1992. do 1998. godine, za analizirane zemlje, procjena je gornje regresije:

$$SD(e_{ij}) = 0,032 + 3,310 SD(\Delta y_i - \Delta y_j) + 0,162 DISSIM_{ij} - 1,104 TRADE_{ij} - 0,009 SIZE_{ij} \quad (3)$$

$n = 45$ $\bar{R}^2 = 0,70$ S.E.E. = 0,057

Na temelju rezultata testiranja prikazanih u prilogu 7. možemo zaključiti da regresija (3) zadovoljava klasične pretpostavke (možemo odbaciti hipotezu o postojanju multikolinearnosti nezavisnih varijabli, heteroskedastičnosti i nenormalnosti distribucije reziduala) što omogućava da je smatramo najboljim linearnim nepristranim

4 Za razliku od Bayoumija i Eichengreena (koji su agregirali ukupne izvozne grupe u tri agregata) mi nismo agregirali grupe kako bismo bolje identificirali razlike u strukturi izvoza različitih zemalja.

procjeniteljem (BLUE). Nadalje, iz RESET testa možemo zaključiti da nismo zanemarili uključiti u regresiju neku važniju varijablu, kao i da se radi o funkcionalno dobro specificiranom modelu. Korigirani koeficijent determinacije od 0,70 značajno je velik za “cross-section” analizu koja uključuje različite zemlje (u takvim se slučajevima koeficijent iznad 0,50 smatra zadovoljavajućim; Bayoumi i Eichengreen imaju koeficijent determinacije u svojoj regresiji od 0,51). Nadalje vidimo iz t -vrijednosti da jedino varijabla $SIZE_{ij}$ nije značajna, dok su sve ostale značajne na razini pouzdanosti od 95% i imaju očekivani teoretski predznak. Razlog neznačajnosti varijable $SIZE_{ij}$ leži u tome što su relativno velike zemlje u analiziranom razdoblju imale stabilnija gospodarstva, tako da je varijabilnost realnog tečaja između njih bila manja od varijabilnosti tečaja između manjih zemalja. Otuda i negativan predznak parametra varijable $SIZE_{ij}$ u gornjoj jednadžbi.

Ako isključimo varijablu $SIZE_{ij}$ iz gornje regresije, dobit ćemo⁵:

$$SD(e_{ij}) = \underset{(-2,19)}{-0,067} + \underset{(7,26)}{3,430} SD(\Delta y_i - \Delta y_j) + \underset{(2,85)}{0,157} DISSIM_{ij} - \underset{(-3,01)}{1,230} TRADE_{ij} \quad (4)$$

$n = 45$ $\bar{R}^2 = 0,71$ S. E. E. = 0,056

U ovoj su regresiji svi parametri nezavisnih varijabli značajno različiti od nule na razini pouzdanosti preko 99% i imaju očekivan predznak. Iz priloga 7. možemo vidjeti da se radi o najboljem nepristranom procjenitelju jer zadovoljava klasične pretpostavke. Stoga možemo zaključiti da rezultati iz regresije (4) podupiru empirijske implikacije teorije optimalnoga valutnog područja.

U skladu s metodologijom Bayoumija i Eichengreena, na temelju regresije (3) konstruirat ćemo indekse optimalnoga valutnog područja za analizirane zemlje nasuprot Njemačkoj, jer se ona smatra središnjim članom Europske unije, kojoj ostale zemlje konvergiraju. Da bismo mogli projicirati kretanje zavisne varijable, moramo konstruirati projekcije nezavisnih varijabli. Kretanje nezavisnih varijabli procijenit ćemo pomoću eksponencijalnog izgladivanja vremenskih serija dvoparametarskom metodom koju su ponudili Holt i Winters. Budući da na raspolaganju imamo iznimno malen broj opažanja, od 1992. do 1998. godine, procijenit ćemo kretanje nezavisnih varijabli za dvije godine unutar razdoblja uzorka (1996. i 1998.) i samo za jednu, 2000. godinu, za razdoblje koje nije obuhvaćeno uzorkom⁶.

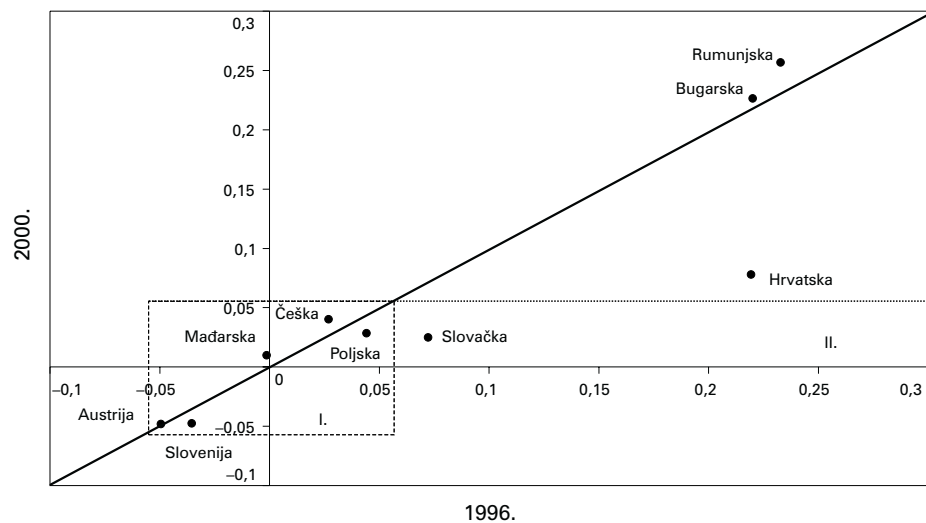
Tablica 2. OCA indeksi prema Njemačkoj

	1996.	1998.	2000.
Bugarska	0,220	0,224	0,226
Hrvatska	0,219	0,114	0,078
Češka	0,026	0,036	0,040
Mađarska	-0,001	-0,002	0,010
Poljska	0,044	0,032	0,028
Rumunjska	0,232	0,246	0,256
Slovačka	0,072	0,044	0,025
Slovenija	-0,035	-0,040	-0,047
Austrija	-0,049	-0,046	-0,048

5 Vrijednosti varijabli koje ulaze u ovu regresiju mogu se naći u prilogu 6.

6 Procijenjene vrijednosti nezavisnih varijabli za ove tri godine mogu se vidjeti u prilogu 8.

Slika 7. Kretanje OCA indeksa kroz vrijeme

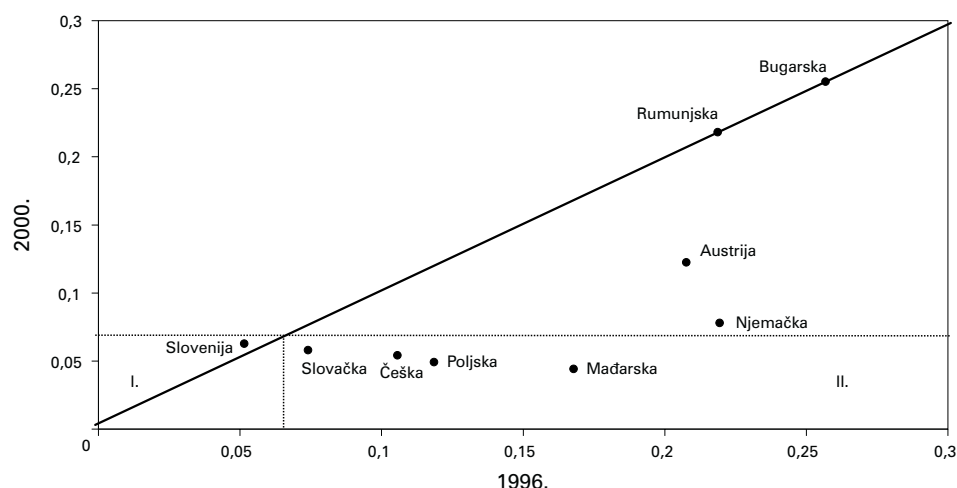


Tablica 2. pokazuje procjenu zavisne varijable $SD(e_{ij})$ na temelju regresije prikazane u jednadžbi (4) i procijenjenih nezavisnih varijabli. Na temelju ove tablice možemo steći dojam o dinamičnom kretanju OCA indeksa prema Njemačkoj za analizirane zemlje. Pomoću 1998. godine možemo vidjeti trend tog indeksa. Negativne procjene OCA indeksa za Austriju, Sloveniju i Mađarsku ne iznenađuju, jer se tu radi o OCA indeksu prema Njemačkoj, a sve analizirane zemlje (osim Slovačke) najveći dio svoga izvoza ostvaruju u Njemačkoj, tako da je i vrijednost varijable $TRADE_{ij}$ veća za bilateralne odnose s Njemačkom od prosjeka bilateralnih odnosa procijenjenih u regresiji (4). Budući da varijabla $TRADE_{ij}$ ima negativan predznak u regresiji (4), OCA indeksi prema Njemačkoj negativni su za zemlje koje imaju veliku trgovinsku razmjenu s Njemačkom.

Na slici 7. prikazani su OCA indeksi prema Njemačkoj za 1996. i 2000. godinu. Pravac pod 45 stupnjeva pokazuje nam jednakost OCA indeksa između 1996. i 2000. godine. Zemlje na gornjoj slici možemo podijeliti u 3 grupe. Prva grupa zemalja nalazi se unutar polja jedne standardne pogreške regresije (polje I.) 1996. i 2000. godine i možemo reći da su to zemlje koje su već gotovo dovršile proces konvergencije i prvi su kandidati za integraciju s Njemačkom, odnosno s Europskom unijom. Unutar ove grupe odskaču Austrija i Slovenija s većom konvergencijom od ostalih zemalja, Mađarske, Češke i Poljske, k Njemačkoj. U drugu grupu zemalja možemo uključiti Hrvatsku i

Tablica 3. OCA indeksi prema Hrvatskoj

	1996.	1998.	2000.
Bugarska	0,257	0,255	0,255
Češka	0,106	0,185	0,054
Mađarska	0,168	0,072	0,044
Poljska	0,118	0,077	0,049
Rumunjska	0,219	0,218	0,218
Slovačka	0,074	0,035	0,058
Slovenija	0,051	0,059	0,063
Austrija	0,208	0,123	0,123
Njemačka	0,219	0,114	0,078

Slika 8. Kretanje OCA indeksa prema Hrvatskoj kroz vrijeme

Slovačku, koje ubrzano konvergiraju. Tako bi Slovačka već u projekciji za 2000. godinu morala završiti proces konvergencije (polje II.), a u Hrvatskoj bi se, ako nastavi sa sličnim trendom konvergencije, to trebalo dogoditi 2002. godine. U treću grupu zemalja možemo uključiti Bugarsku i Rumunjsku koje nisu konvergirale, ali koje niti ne konvergiraju k Njemačkoj. Vidimo da se ne nalaze daleko od ishodišta i polja jedne standardne pogreške regresije (ne ulaze niti u četiri standardne pogreške), kao i to da su vrlo blizu pravcu pod 45 stupnjeva.

Zanimljivo je sada vidjeti situaciju s Hrvatskom. U tablici 3. prikazane su vrijednosti OCA indeksa analiziranih zemalja u odnosu prema Hrvatskoj za 1996., 1998. i 2000. godinu.

Na slici 8. prikazane su vrijednosti iz tablice 3. za 1996. i 2000. godinu. Budući da je Hrvatska relativno mala zemlja, uglavnom ne možemo govoriti o konvergenciji drugih zemalja prema Hrvatskoj, već o hrvatskoj konvergenciji ostalim zemljama, ili kod manjih zemalja o zajedničkoj konvergenciji jedne zemlje k drugoj. Vidimo da je Hrvatska već 1996. godine konvergirala Sloveniji, ako kao kriterij uzmemo jednu standardnu pogrešku ocjene. Drugu grupu zemalja čine zemlje s kojima je Hrvatska u procesu konvergencije, a to su: Slovačka, Češka, Poljska, Mađarska, Austrija i Njemačka. Ta konvergencija proizlazi iz hrvatskog približavanja ostalim zemljama, kao što smo vidjeli na slici 7. Već za 2000. godinu predviđa se završetak konvergencije prema tranzicijskim zemljama, dok se prema Njemačkoj i Austriji to očekuje oko 2002. Što se tiče Rumunjske i Bugarske vidimo da nisu konvergirale prema Hrvatskoj niti se očekuje u dogledno vrijeme približavanje između Hrvatske i tih zemalja.

5. Zaključak

U ovom smo se radu bavili ispitivanjem i operacionalizacijom teorije optimalnih valutnih područja na uzorku razvijenijih srednjoeuropskih tranzicijskih zemalja. Za tu smo se svrhu prvo podsjetili stajališta tradicionalne teorije optimalnih valutnih područja nastale tijekom šezdesetih godina. Ta je teorija često služila kao koristan okvir za donošenje političkih odluka o ulasku u monetarnu uniju. To stoga što na rezultat teorije utječu varijable koje igraju ključnu ulogu u procesu političkog odlučivanja.

U drugom odjeljku detaljnije je razmatrana tradicionalna teorija optimalnoga valutnog područja. Osnovne karakteristike optimalnoga valutnog područja, a ujedno i ograničenja, bile su pretpostavke da u tom području nema valutne supstitucije i da je moguć protuciklički karakter monetarne politike. Ako strana valuta igra važnu ulogu u domaćem monetarnom sustavu, to može jako utjecati na odluku o odricanju od nacionalne valute. Poslije se razvila šira definicija teorije optimalnih valutnih područja. Koristi i troškovi koji se u literaturi navode od uvođenja jedinstvene valute ne vrijede nužno u zemlji s valutnom supstitucijom. Tek novija istraživanja, iz druge polovice devedesetih, pitanje optimalnoga valutnog područja obrađuju u kontekstu valutne supstitucije.

Sinkronizacija poslovnih ciklusa smatrana je uvjetom za korištenje iste valute. Stoga je u trećem dijelu rada ispitivana povezanost ekonomskih ciklusa Bugarske, Hrvatske, Češke, Mađarske, Poljske, Rumunjske, Slovačke, Slovenije i Austrije sa šokovima u njemačkom ekonomskom ciklusu i agregiranom ciklusu EU tijekom devedesetih godina. Kao metodologija istraživanja korištena je metodologija koju su razvili Boone i Maurel (1999). Ekonomski ciklusi aproksimirani su cikličkom komponentom stope nezaposlenosti promatranih zemalja. Kod svih je zemalja velik postotak varijance njihovih ekonomskih ciklusa moguće objasniti njemačkim i europskim šokovima. U ovom empirijskom istraživanju zaključeno je da postoji jaka linearna veza između njemačkog i europskog šoka u nezaposlenosti i ciklusa u nezaposlenosti analiziranih zemalja, što znači da bi korist od pridruživanja Europskoj uniji ili Europskoj monetarnoj uniji za te zemlje bila visoka. Trošak napuštanja vlastite valute za tranzicijske zemlje odnosi se na asimetriju njihovih ekonomskih ciklusa za koju se pokazalo da je mala.

Potom je analizirana sličnost u reakciji pojedinih zemalja na šokove koji dolaze iz Njemačke, odnosno iz EU. Kao rezultat te analize dobiveni su odgovori u ekonomskim ciklusima s 36, 24 i 12 pomaka na jedinični njemački i europski šok. Što se tiče otpornosti na promjenu pomaka, funkcije odgovora u velikom su broju zemalja slične ili im je barem oblik sličan, za različit broj pomaka. Zaključeno je da kada se promatra relativno dugo razdoblje, 3 godine, analizirane zemlje ne prave veće razlike u svom reagiranju između njemačkog i europskog šoka. Koeficijenti korelacije za 24 pomaka pokazuju da ne postoji velika sličnost analiziranih zemalja u reakciji na europski i njemački šok. Većina analiziranih zemalja vrlo slično reagira i na europske i na njemačke šokove u modelu s 12 pomaka. Iako postoje znatne sličnosti u reagiranju na europske i njemačke šokove, sličnije su reakcije na njemačke šokove. To pokazuje da u kratkome roku zemlje jasno prepoznaju njemački šok u ekonomskom ciklusu i na njega slično reagiraju, dok europski šok u ekonomskom ciklusu slabije prepoznaju i zato na njega malo drukčije reagiraju.

Uspoređujući Hrvatsku s ostalim zemljama, vidjelo se da Hrvatska za 36 pomaka ne reagira slično ostalim zemljama na europski i njemački šok, već da dugoročno reagira posebno, tj. različito od zemalja koje međusobno reagiraju slično. Međutim, u modelu s 24 pomaka Hrvatska reagira "normalno" na europske i njemačke šokove i ima vrlo slične reakcije kao druge zemlje. Hrvatska, kao i većina ostalih zemalja, u kratkome roku bolje prepoznaje šokove u njemačkom gospodarskom ciklusu nego u europskom gospodarskom ciklusu.

U četvrtom odjeljku ispitivana je povezanost grupe od 10 zemalja iz prethodnog dijela primjenom metode u kojoj se varijabilnost tečaja koristi kao kriterij optimalnosti valutnoga područja (Bayoumi i Eichengreen, 1997). Empirijska analiza ponovo se odnosila na devedesete godine. Prema teoriji optimalnoga valutnog područja Bayoumi i Eichengreen smatraju da na stabilnost tečaja između dviju zemalja najviše utječu (a) simetrija utjecaja egzogenih šokova na kretanje bruto domaćih proizvoda, intenzitet trgovinskih veza i korisnost novca u transakcijama.

Regresijskom analizom ocjenjivana je varijabilnost realnoga bilateralnog tečaja između zemalja pomoću asimetrije gospodarskih ciklusa, razlike u strukturi izvoza zemalja, intenziteta trgovanja između zemalja i ekonomske veličine zemlje. Jedino varijabla koja označava veličinu zemalja nije bila značajna, dok su sve ostale bile značajne na razini pouzdanosti od 95% i imale su očekivani teoretski predznak. Isključivanjem te varijable dobiveni su rezultati regresije koji podupiru empirijske implikacije teorije optimalnoga valutnog područja. Na temelju ocijenjene regresije konstruirani su indeksi optimalnoga valutnog područja nasuprot Njemačkoj. Da bi se moglo projicirati kretanje zavisne varijable, napravljene su projekcije nezavisnih varijabli. Indeksi optimalnoga valutnog područja prema Njemačkoj za 1996. i 2000. godinu pokazuju da su zemlje koje su prvi kandidati za ulazak u integraciju s Njemačkom, već završile konvergenciju. U drugu grupu zemalja ulaze Hrvatska i Slovačka koje ubrzano konvergiraju. Ako Hrvatska nastavi sličnim tempom, proces konvergencije mogao bi završiti 2002. godine. Trećoj grupi zemalja pripadaju Bugarska i Rumunjska koje nisu konvergirale, niti konvergiraju k Njemačkoj.

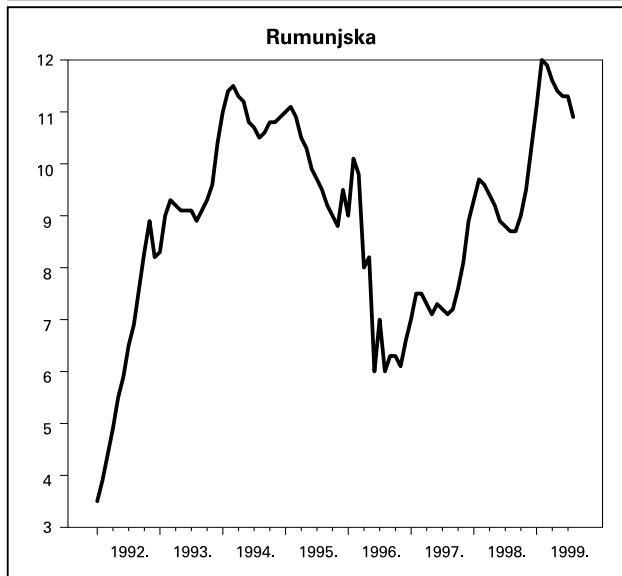
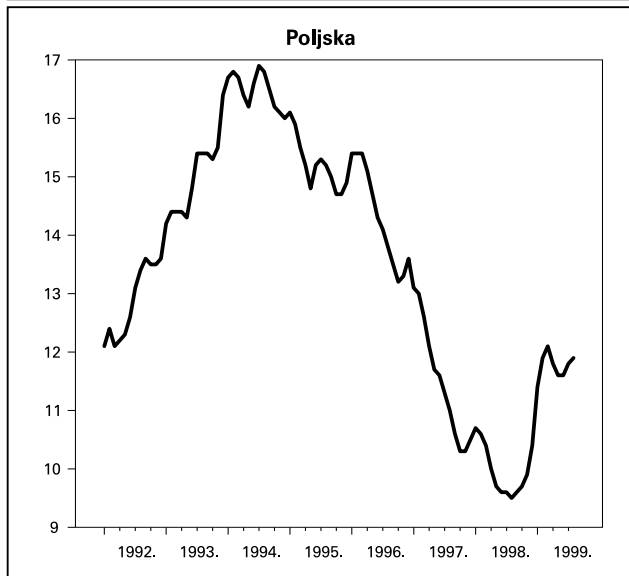
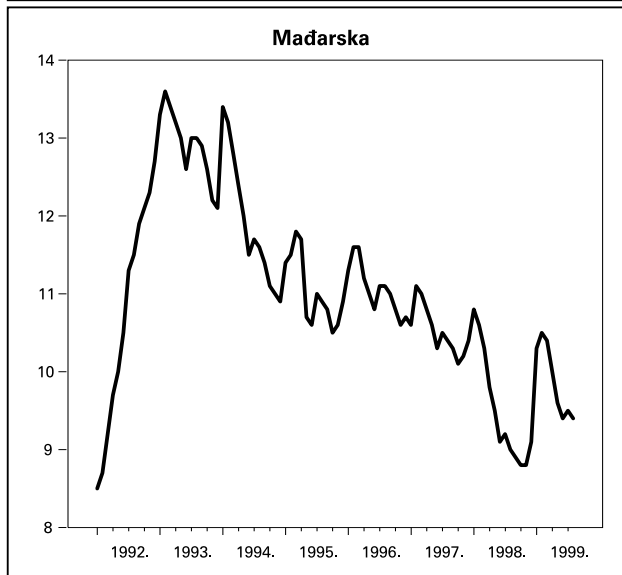
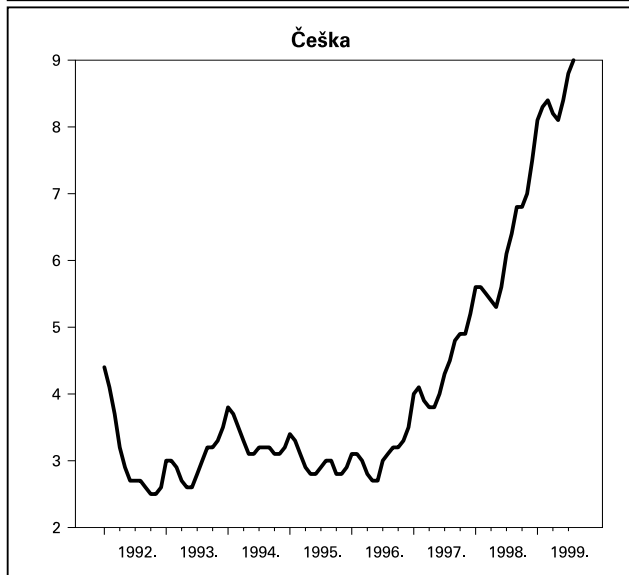
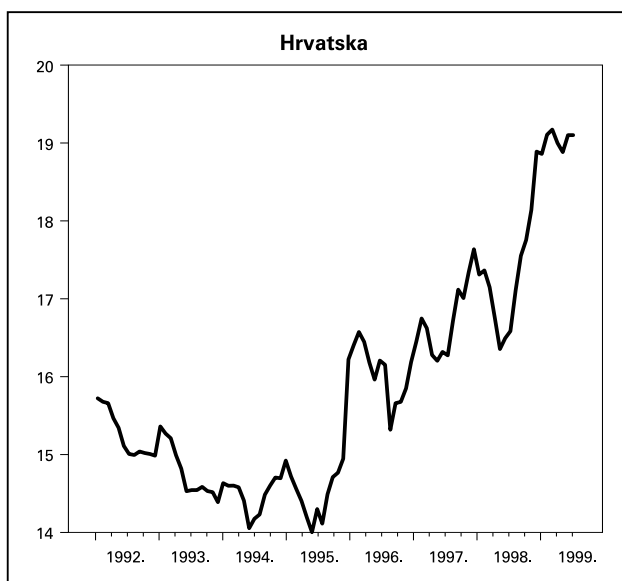
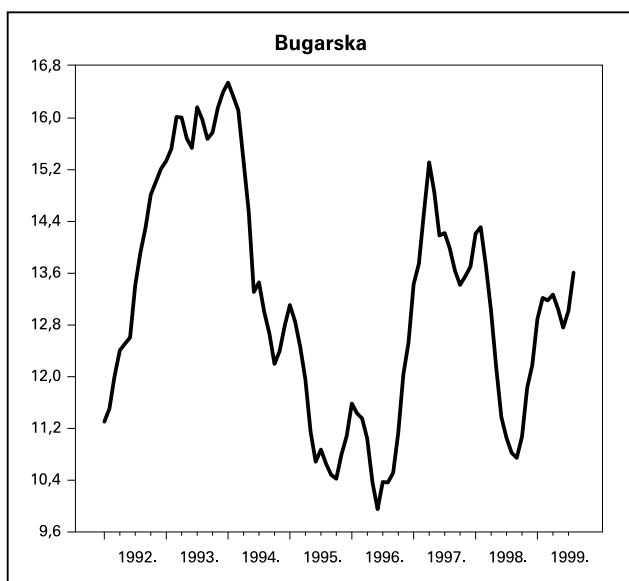
Vrijednosti indeksa optimalnoga valutnog područja u odnosu prema Hrvatskoj za 1996. i 2000. godinu pokazuju da ne možemo govoriti o konvergenciji drugih zemalja prema Hrvatskoj, već o hrvatskoj konvergenciji ostalim zemljama. Hrvatska se jedino Sloveniji posve približila već 1996. godine. Druga grupa zemalja jesu one s kojima je Hrvatska u konvergenciji. U 2000. predviđa se završetak tog procesa s tranzicijskim zemljama, a s Njemačkom i Austrijom nešto poslije, oko 2002.

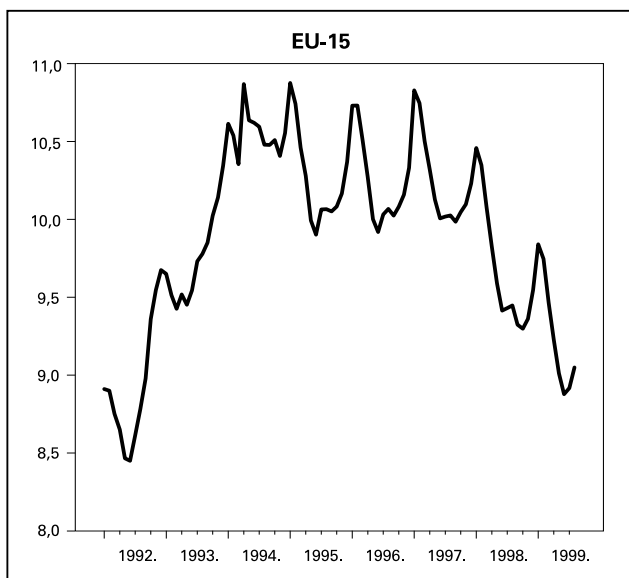
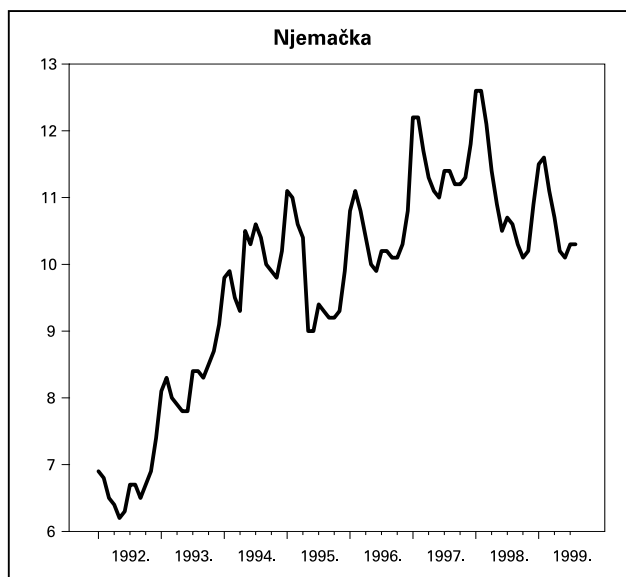
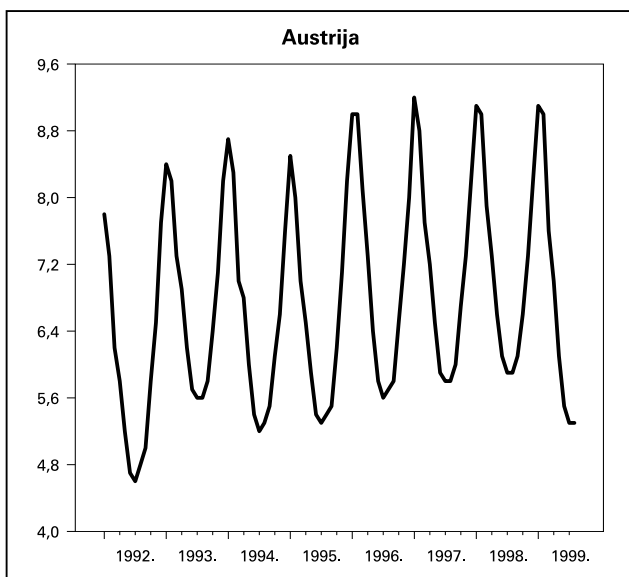
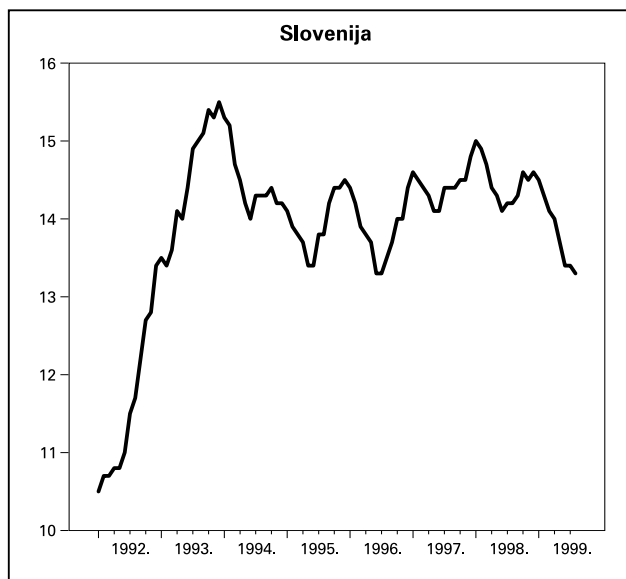
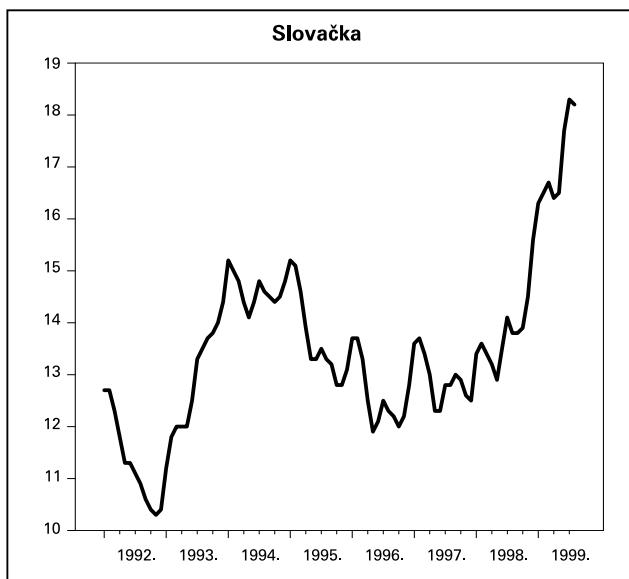
Literatura

- Baletić, Z. i Zdunić, S. (1999), *Stanje hrvatskog gospodarstva i izbor razvojne strategije*, u: Hrvatsko gospodarstvo u tranziciji, Zagreb, Ekonomski institut, str. 203-220.
- Bayoumi, T. i Eichengreen, B. (1997), *Ever closer to heaven? An optimum-currency-area index for European countries*, *European Economic Review* 41., str. 761-770.
- Blejer, M. I., Frenkel, J. A., Leiderman, L. i Razin, A. u suradnji s Cheney, D. M. (1997), *Optimum currency areas: new analytical and policy developments*, IMF Working Paper.
- Breusch, T. S. i Pagan, A. R. (1979), *A Simple Test for Heteroscedasticity and Random Coefficient Variation*, *Econometrica*, str. 1287-1294.
- Boone, L. i Maurel, M. (1998), *Economic Convergence of the CEECS with the EU*, CEPR Discussion Paper Series, br. 2018.
- Boone, L. i Maurel, M. (1999), *An Optimal Currency Area Perspective of the EU Enlargement to the CEECS*, CEPR Discussion Paper Series, br. 2119.
- Calvo, G. (1999), *Fixed versus Flexible Exchange Rates: Preliminaries of a Turn-of-Millennium Rematch*, <http://www.bsos.umd.edu/econ/ciecrp.htm>.
- Calvo, G. (2000), *Capital Market and The Exchange Rate; With Special Reference to the Dollarization Debate in Latin America*, <http://www.bsos.umd.edu/econ/ciecrp.htm>.

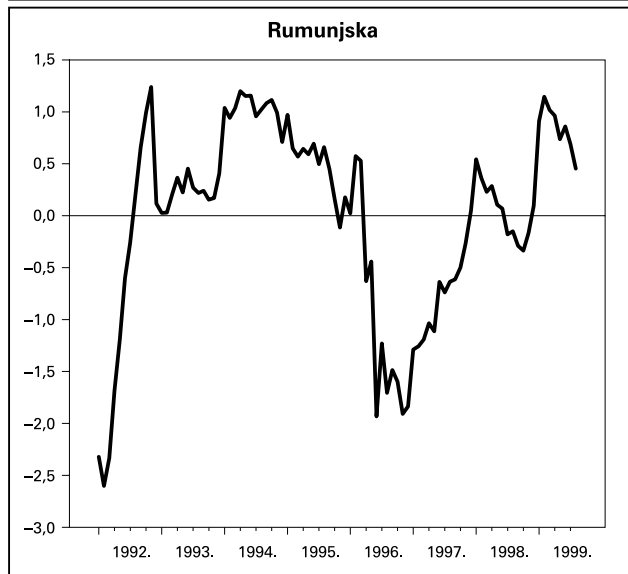
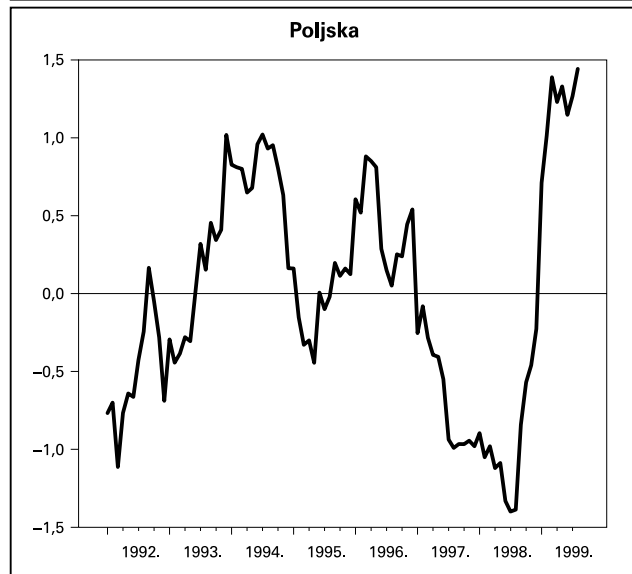
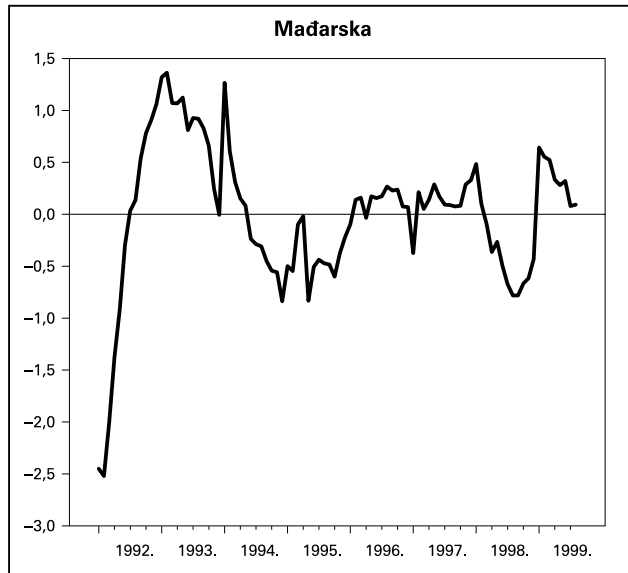
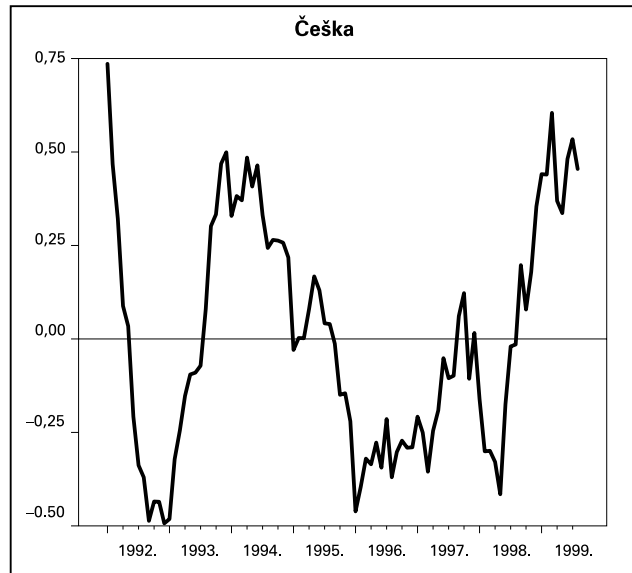
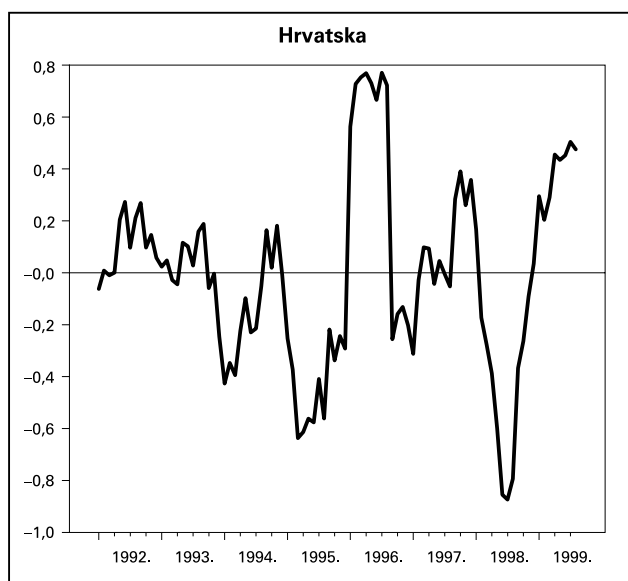
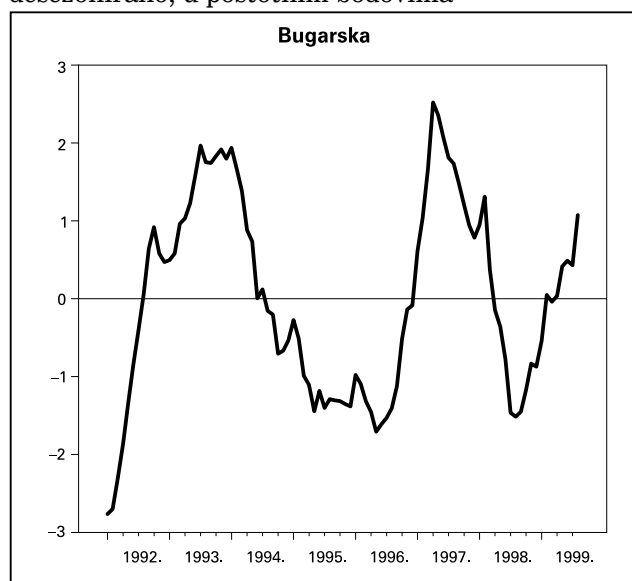
- Davis, S. J., Haltiwanger, J. i Schuh, S. (1996), *Small Business and job Creation: Dissecting the Myth and Reassessing the Facts*, Small Business Economics 8 (4), str. 297-315.
- Eichengreen, B. i Hausmann, R. (1999), *Exchange Rates and Financial Fragility*, NBER Working Paper, br. 7418.
- Gardner, E. S. (1985), *Exponential Smoothing: The State of the Art*, Journal of Forecasting 4, str. 1-28.
- Halpern, L. i Wyplosz, C. (1997), *Equilibrium Exchange Rates in Transition Economies*, IMF Staff Papers 44 (4), str. 430-461.
- Hausmann, R. i sur. (1999), *Financial Turmoil and the Choice of the Exchange Rate Regime*, InterAmerican Development Bank working paper.
- Hodrick, R. J. i Prescott, E. C. (1980), *Post-War U. S. Business Cycles: An Empirical Investigation*, Discussion Paper, Carnegie-Mellon University, br. 451.
- Kenen, P. (1969), *The theory of optimum currency areas: An eclectic view*, u: R. A. Mundell i A. K. Swoboda (ur.), Monetary problems of the international economy, University of Chicago Press, IL, str. 41-60.
- Klein, M. W., Schuh, S. i Triest, R. K. (2000), *Job creation, job destruction and the real exchange rate*, NBER Working Paper, br. 7466.
- Masson, P. A. (1999), *Monetary and Exchange Rate Policy of Transition Economies of Central and Eastern Europe After launch of EMU*, u: Blejer, M. I. i Škreb, M. (ur.), Central Banking, Monetary Policy and the Implications for Transition Economies, London: Kluwer Academic publishers, str. 429-452.
- McCallum, B. T. (1999), *Theoretical issues pertaining to monetary unions*, NBER Working Paper, br. 7393.
- McKinnon, R. I. (1963), *Optimum Currency Areas*, The American Economic Review, br. 53, str. 717-725.
- Mundell, R. A. (1961), *A Theory of Optimum Currency Areas*, The American Economic Review 51, str. 509-517.
- Mundell, R. A. (1999), *The International Impact of the Euro and its Implications for Transition Countries*, u: Blejer, M. I. i Škreb, M. (ur.), Central Banking, Monetary Policy and the Implications for Transition Economies, London: Kluwer Academic publishers, str. 403-428.
- Obstfeld, M. i Rogoff, K. (1996), *Foundations of international macroeconomics*, MIT Press, str. xxiii, 804.
- Ramsey, J. B. (1969), *Tests for Specification Errors in Classical Linear Least Squares Regression Analysis*, Journal of the Royal Statistical Society, str. 350-371.
- Šonje, V. i Vrbanc, I. (2000), *Mjerenje sličnosti gospodarskih kretanja u Srednjoj Europi: povezanost poslovnih ciklusa Njemačke, Mađarske, Češke i Hrvatske*, Istraživanja, Hrvatska narodna banka, br. I-5.

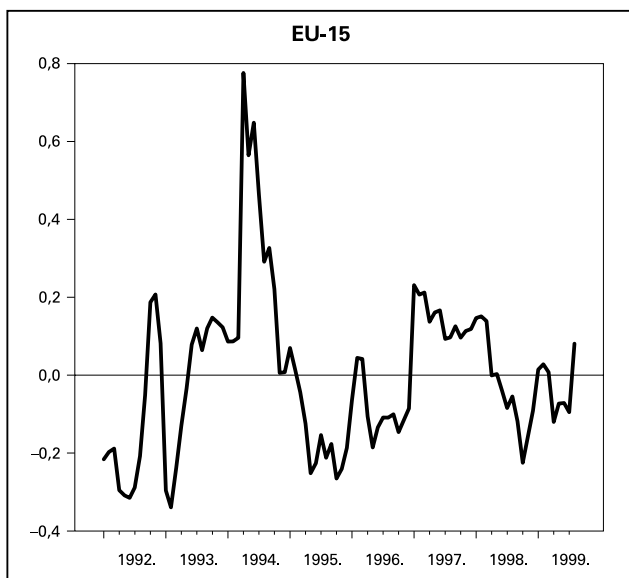
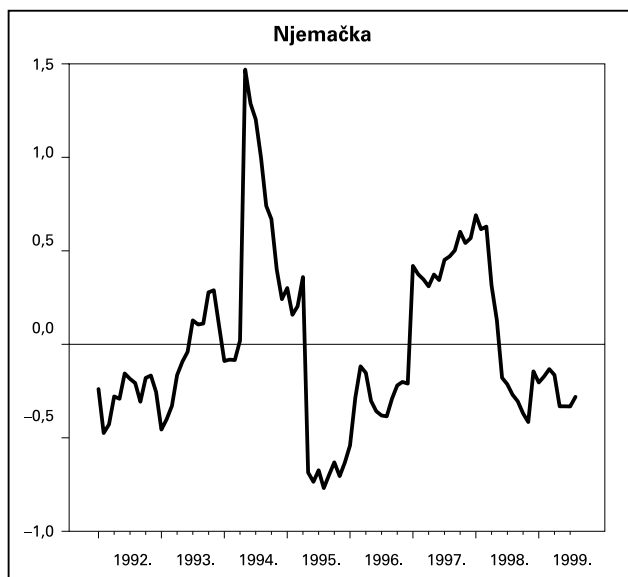
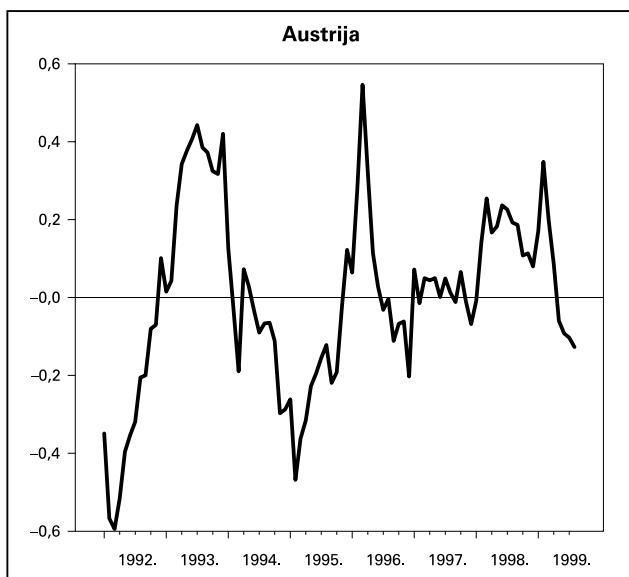
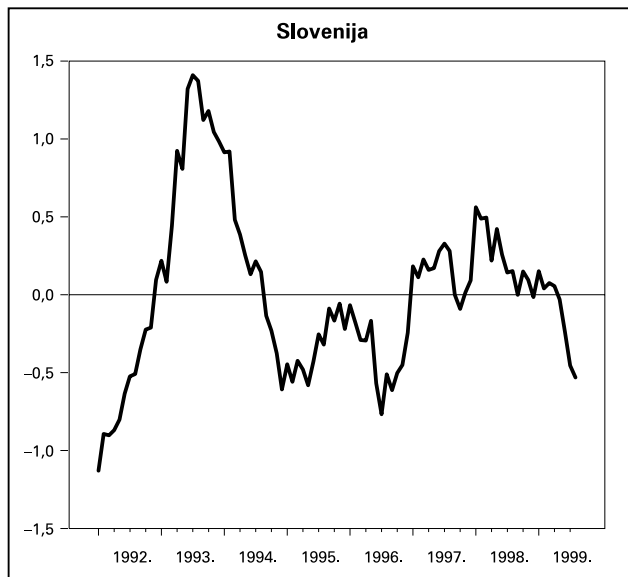
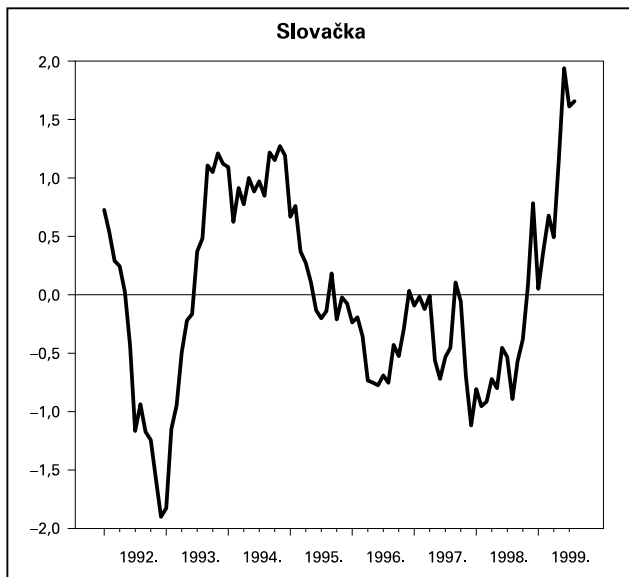
Prilog 1. Stope nezaposlenosti u postotnim bodovima



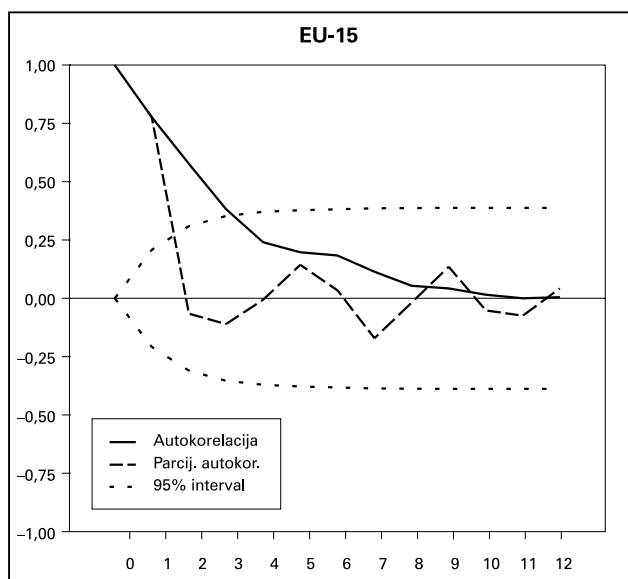
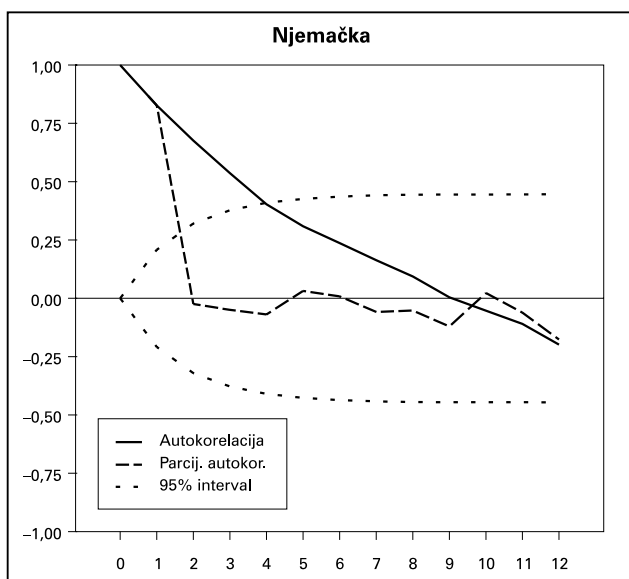


Prilog 2. Ciklička komponenta nezaposlenosti izračunata pomoću Hodrick-Prescottova filtra, desezonirano, u postotnim bodovima

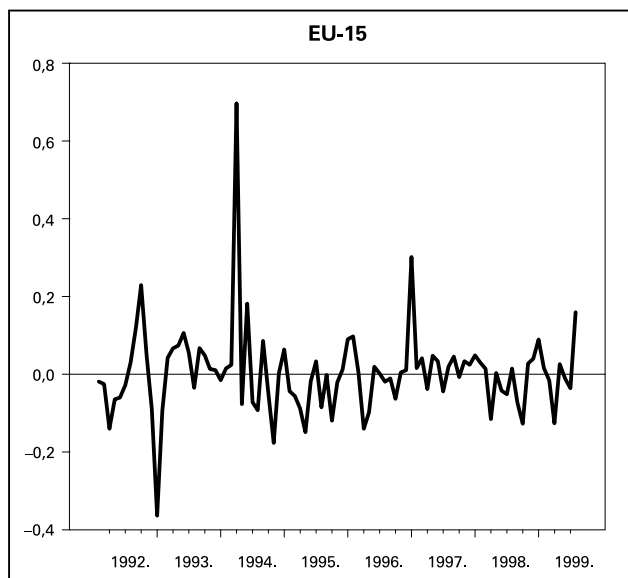
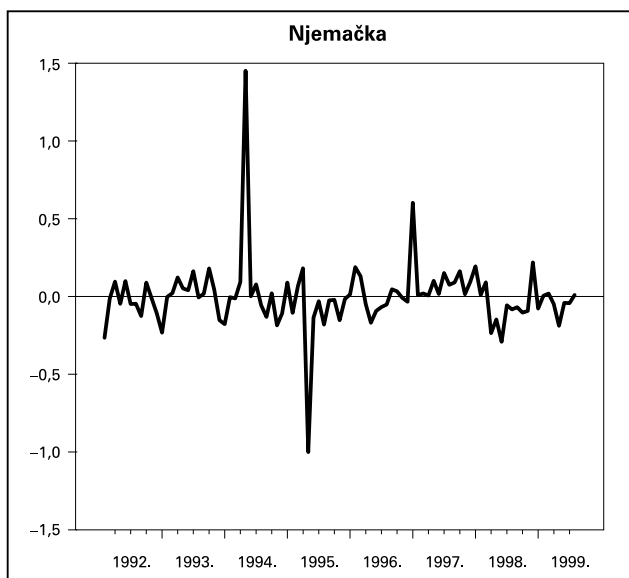




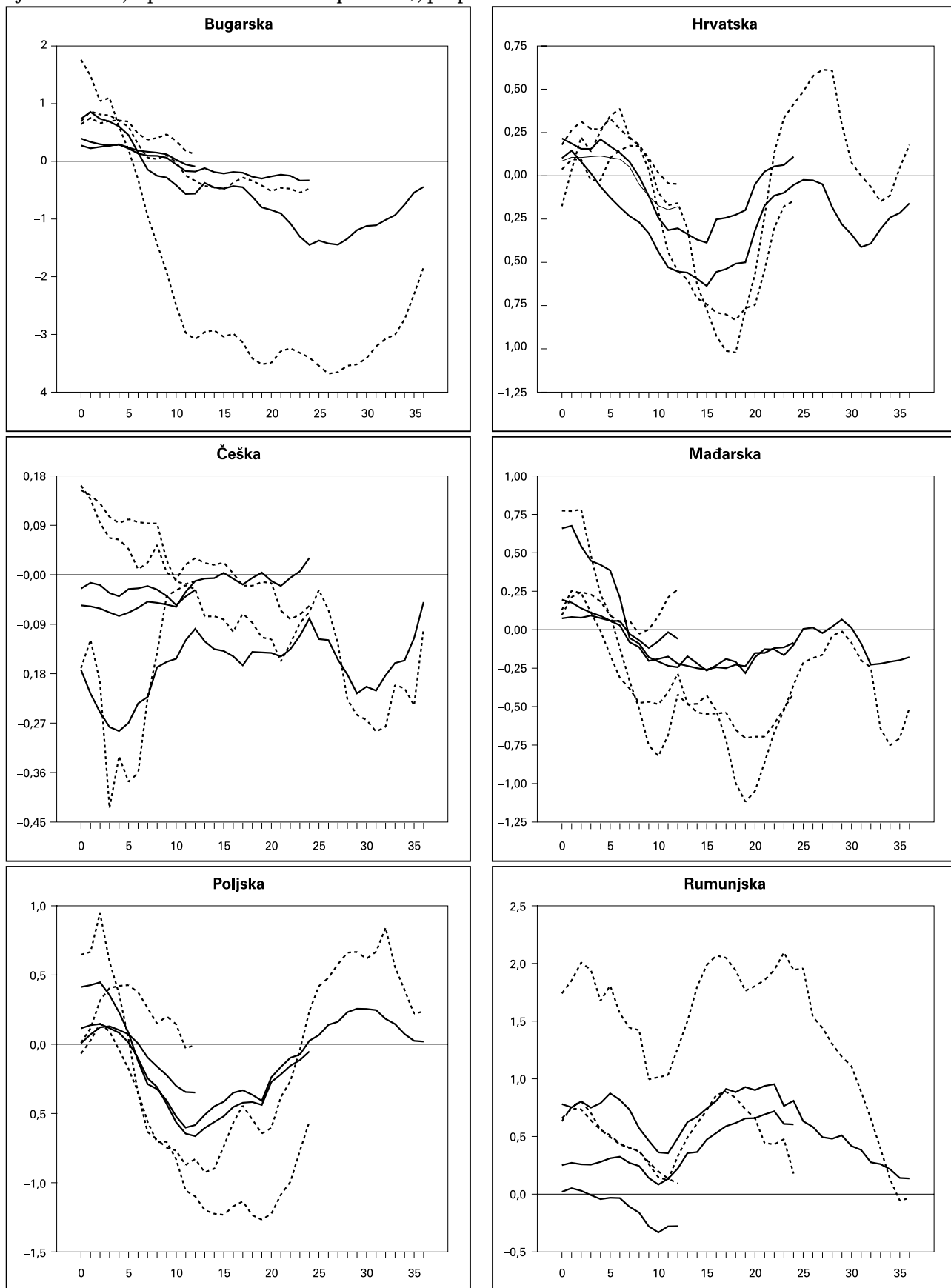
Prilog 3. Identifikacija ARMA modela i prikaz njemačkog i europskog šoka

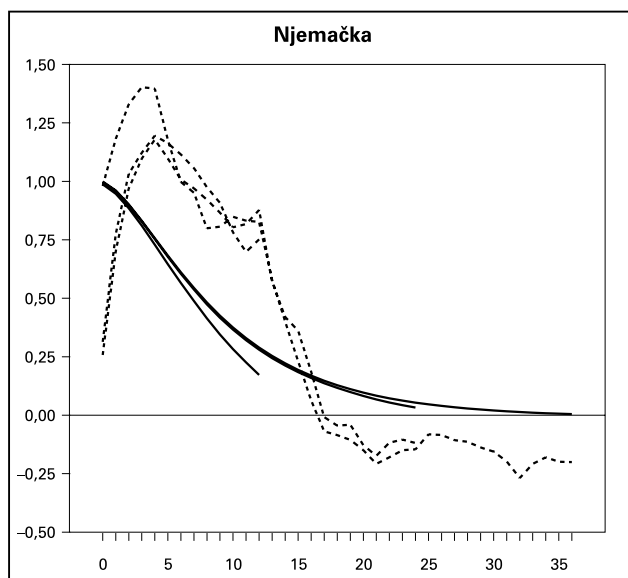
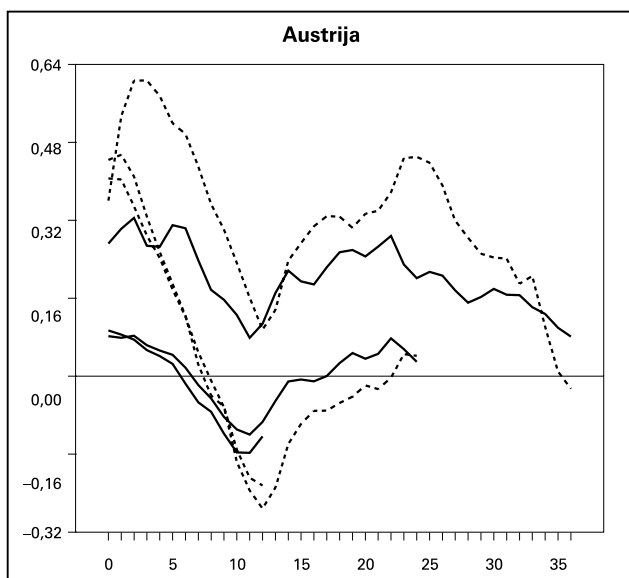
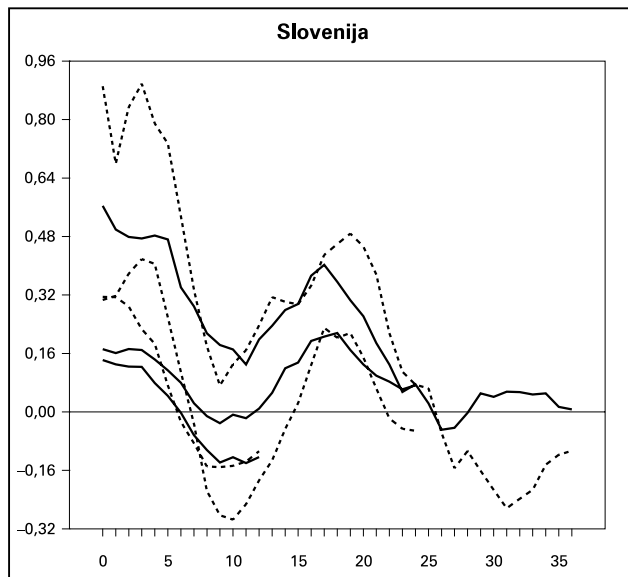
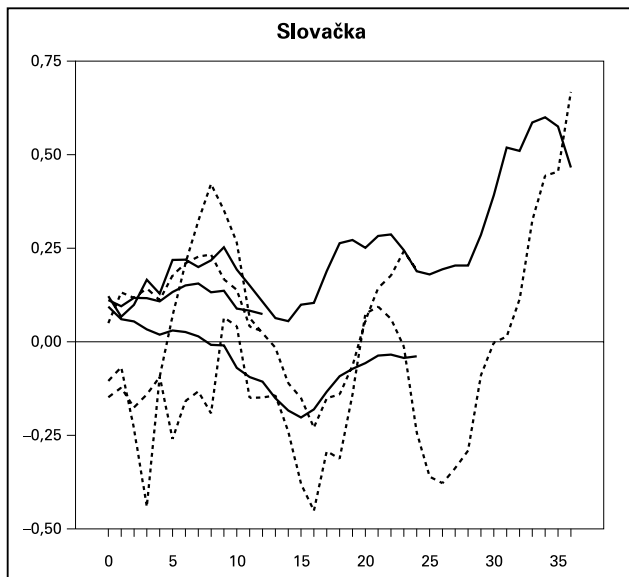


Njemački i europski šok



Prilog 4. Odgovori na jedinični njemački i europski šok u njihovim ekonomskim ciklusima (puna crta - njemački šok, isprekidana crta - europski šok), proporcionalna skala





Prilog 5. Koeficijenti korelacije između vektora koeficijenata iz jednadžbe (2) za njemački šok (iznad glavne dijagonale) i europski šok (ispod glavne dijagonale)

Tablica 1: 36 pomaka

	Bugarska	Hrvatska	Češka	Mađarska	Poljska	Rumunjska	Slovačka	Slovenija	Austrija
Bugarska	1	0,24	-0,57	0,68 ^b	0,13	0,26	-0,37	0,88 ^b	0,45 ^b
Hrvatska	0,20	1	-0,30	0,76 ^b	0,78 ^b	0,12	-0,02	0,08	0,49 ^b
Češka	-0,47	-0,34	1	-0,69	-0,48	-0,24	0,11	-0,53	-0,54
Mađarska	0,74 ^b	0,48 ^b	-0,46	1	0,71 ^b	0,29	-0,33	0,58 ^b	0,63 ^b
Poljska	0,26	0,54 ^b	-0,50	0,66 ^b	1	-0,09	0,26	0,00	0,29
Rumunjska	0,14	-0,18	0,13	0,21	-0,20	1	-0,58	0,64 ^b	0,85 ^b
Slovačka	-0,05	0,06	-0,06	-0,30	0,13	-0,74	1	-0,53	-0,37
Slovenija	0,75 ^b	-0,23	-0,17	0,40 ^a	-0,16	0,65 ^b	-0,38	1	0,67 ^b
Austrija	0,54 ^b	0,26	-0,32	0,56 ^b	0,21	0,74 ^b	-0,48	0,65 ^b	1
Njemačka	0,85 ^b	0,16	-0,24	0,56 ^b	-0,11	0,25	-0,26	0,72 ^b	0,51 ^b

^a Na razini značajnosti od 5% možemo odbaciti hipotezu da je pozitivni koeficijent korelacije nula.

^b Na razini značajnosti od 1% možemo odbaciti hipotezu da je pozitivni koeficijent korelacije nula.

Tablica 2: 24 pomaka

	Bugarska	Hrvatska	Češka	Mađarska	Poljska	Rumunjska	Slovačka	Slovenija	Austrija
Bugarska	1	0,63 ^b	-0,90	0,84 ^b	0,64 ^b	-0,67	0,74 ^b	0,09	0,26
Hrvatska	0,74 ^b	1	-0,53	0,88 ^b	0,95 ^b	-0,05	0,92 ^b	0,15	0,68 ^b
Češka	0,80 ^b	0,45 ^a	1	-0,68	-0,47	0,72 ^b	-0,69	0,08	-0,04
Mađarska	0,91 ^b	0,66 ^b	0,83 ^b	1	0,91 ^b	-0,33	0,88 ^b	0,24	0,60 ^b
Poljska	0,93 ^b	0,85 ^b	0,65 ^b	0,91 ^b	1	0,00	0,83 ^b	0,38	0,81 ^b
Rumunjska	0,16	-0,35	0,27	0,16	0,02	1	-0,31	0,47 ^a	0,49 ^a
Slovačka	-0,18	0,45 ^a	-0,39	-0,31	-0,04	-0,77	1	-0,01	0,48 ^a
Slovenija	0,56 ^b	0,08	0,43 ^a	0,54 ^b	0,53 ^b	0,76 ^b	-0,67	1	0,71 ^b
Austrija	0,82 ^b	0,64 ^b	0,61 ^b	0,79 ^b	0,88 ^b	0,34	-0,24	0,77 ^b	1
Njemačka	0,69 ^b	0,63 ^b	0,59 ^b	0,61 ^b	0,58 ^b	-0,25	0,13	-0,00	0,23

^a Na razini značajnosti od 5% možemo odbaciti hipotezu da je koeficijent korelacije nula.

^b Na razini značajnosti od 1% možemo odbaciti hipotezu da je koeficijent korelacije nula.

Tablica 3: 12 pomaka

	Bugarska	Hrvatska	Češka	Mađarska	Poljska	Rumunjska	Slovačka	Slovenija	Austrija
Bugarska	1	0,93 ^b	0,39	0,72 ^b	0,94 ^b	0,87 ^b	0,51	0,84 ^b	0,89 ^b
Hrvatska	0,86 ^b	1	0,59 ^a	0,84 ^b	0,98 ^b	0,96 ^b	0,49	0,88 ^b	0,93 ^b
Češka	0,83 ^b	0,87 ^b	1	0,46	0,50	0,70 ^a	0,34	0,50	0,61
Mađarska	0,07	-0,06	-0,03	1	0,86 ^b	0,90 ^b	0,04	0,92 ^b	0,89 ^b
Poljska	0,60 ^a	0,79 ^b	0,41	-0,08	1	0,94 ^b	0,40	0,92 ^b	0,94 ^b
Rumunjska	0,92 ^b	0,86 ^b	0,93 ^b	0,20	0,45	1	0,33	0,93 ^b	0,97 ^b
Slovačka	0,20	0,51	0,29	-0,70	0,57	0,14	1	0,08	0,22
Slovenija	0,83 ^b	0,65 ^a	0,80 ^b	0,48	0,26	0,92 ^b	-0,25	1	0,98 ^b
Austrija	0,91 ^b	0,81 ^b	0,92 ^b	0,24	0,39	0,98 ^b	0,02	0,96 ^b	1
Njemačka	0,26	0,55	0,12	-0,07	0,87 ^b	0,14	0,63 ^a	-0,07	0,04

^a Na razini značajnosti od 5% možemo odbaciti hipotezu da je koeficijent korelacije nula.

^b Na razini značajnosti od 1% možemo odbaciti hipotezu da je koeficijent korelacije nula.

Prilog 6. Vrijednosti varijabli koje ulaze u regresiju (4)

<i>i, j</i>	<i>SD(e_{ij})</i>	<i>SD(Δy_i - Δy_j)</i>	<i>DISSIM_{ij}</i>	<i>TRADE_{ij}</i>
bul-cro	0,3775	0,0886	0,5005	0,0008
bul-ces	0,1934	0,0654	0,4802	0,0015
bul-ung	0,1826	0,0543	0,5066	0,0014
bul-pol	0,2085	0,0581	0,4161	0,0013
bul-rom	0,2614	0,0705	0,4952	0,0043
bul-slov	0,1805	0,0719	0,4287	0,0010
bul-slo	0,2110	0,0541	0,6326	0,0014
bul-aus	0,2015	0,0561	0,6025	0,0031
bul-ger	0,1974	0,0579	0,7529	0,0229
cro-ces	0,2674	0,0715	0,5995	0,0024
cro-ung	0,2964	0,0587	0,3749	0,0036
cro-pol	0,2774	0,0654	0,3365	0,0015
cro-rom	0,1785	0,0759	0,3353	0,0004
cro-slov	0,2716	0,0255	0,6138	0,0022
cro-slo	0,2639	0,0532	0,5482	0,0423
cro-aus	0,2837	0,0740	0,7504	0,0063
cro-ger	0,2870	0,0746	0,7450	0,0267
ces-ung	0,0553	0,0441	0,1555	0,0066
ces-pol	0,0526	0,0260	0,2152	0,0118
ces-rom	0,2210	0,0407	0,4504	0,0011
ces-slov	0,0345	0,0499	0,2358	0,1060
ces-slo	0,0805	0,0413	0,2180	0,0056
ces-aus	0,0511	0,0334	0,1813	0,0160
ces-ger	0,0492	0,0318	0,5005	0,0056
ung-pol	0,0490	0,0209	0,4331	0,0048
ung-rom	0,2426	0,0681	0,6217	0,0055
ung-slov	0,0397	0,0356	0,4880	0,0136
ung-slo	0,0873	0,0216	0,4228	0,0057
ung-aus	0,0579	0,0215	0,4291	0,0205
ung-ger	0,0541	0,0269	0,4652	0,0473
pol-rom	0,2434	0,0579	0,2851	0,0009
pol-slov	0,0440	0,0409	0,3642	0,0116
pol-slo	0,0515	0,0273	0,3029	0,0037
pol-aus	0,0334	0,0141	0,4355	0,0033
pol-ger	0,0346	0,0172	0,7435	0,0332
rom-slov	0,2278	0,0631	0,5002	0,0016
rom-slo	0,2381	0,0525	0,4207	0,0009
rom-aus	0,2511	0,0659	0,5853	0,0025
rom-ger	0,2518	0,0667	0,8423	0,0189
slov-slo	0,0699	0,0326	0,3973	0,0038
slov-aus	0,0423	0,0495	0,3564	0,0152
slov-ger	0,0394	0,0510	0,5813	0,0479
slo-aus	0,0450	0,0343	0,2417	0,0159
slo-ger	0,0496	0,0395	0,4845	0,0691
aus-ger	0,0059	0,0094	0,3358	0,0515

Napomena: bul = Bugarska, cro = Hrvatska, ces = Češka, ung = Mađarska, pl = Poljska, rom = Rumunjska, slov = Slovačka, slo = Slovenija, aus = Austrija, ger = Njemačka

Prilog 7. Testiranje heteroskedastičnosti, multikolinearnosti, normalnost distribucije i specifikacije modela iz jednažbe (3) i (4)

Model 1		$SD(\Delta y_t - \Delta y_j)$	$DISSIM_{ij}$	$TRADE_{ij}$	$SIZE_{ij}$
VIF		1,441	1,161	1,405	1,713
Breusch-Pagan (sign.)	F(4,40) = 0,07692 (0,988)				
Jarque-Bera (sign.)	4,1577 (0,125)				
Reset (sign.)	F(3,37) = 1,28576 (0,293)				

Model 2		$SD(\Delta y_t - \Delta y_j)$	$DISSIM_{ij}$	$TRADE_{ij}$
VIF		1,181	1,119	1,059
Breusch-Pagan (sign.)	F(3,41) = 0,06083 (0,980)			
Jarque-Bera (sign.)	3,859 (0,142)			
Reset (sign.)	F(2,39) = 0,56129 (0,575)			

Variance Inflation Factor (VIF) – pomoću ovog testa testira se postojanje multikolinearnosti. Vrijednosti VIF kreću se od 1 (deterministička jednažba) do beskonačnosti. U principu ako je $VIF(\hat{\beta}_i) < 5$, odbacuje se hipoteza o postojanju multikolinearnosti nezavisnih varijabli.

Breusch-Paganovim¹ testom testira se postojanje heteroskedastičnosti.

Test Jarque-Bera na temelju trećeg i četvrtog momenta oko nule serije reziduala testira normalnost njihove distribucije.

Ramsey's Regression Specification Error Test (RESET)² je test kojim se testira nedostaje li u modelu važna varijabla i je li funkcionalna forma točna.

- 1 Breusch, T.S. i Pagan, A.R. (1979), *A Simple Test for Heteroscedasticity and Random Coefficient Variation*, *Econometrica*, str. 1287-1294.
- 2 Ramsey J.B. (1969), *Tests for Specification Errors in Classical Linear Least Squares Regression Analysis*, *Journal of the Royal Statistical Society*, str. 350-371.

Prilog 8. Vrijednosti procijenjenih nezavisnih varijabli

Zemlja	Varijabla	OCA prema Njemačkoj			OCA prema Hrvatskoj		
		1996.	1998.	2000.	1996.	1998.	2000.
Bugarska	sdv	0,057499	0,058178	0,058178	0,070276	0,06972	0,06972
	trade	0,025021	0,030704	0,036449	0,00092	0,001068	0,001217
	dissim	0,770207	0,828251	0,886301	0,535777	0,540535	0,540535
Hrvatska	sdv	0,057967	0,024762	0,012411	0,057967	0,024762	0,012411
	trade	0,021304	0,016692	0,012085	0,021304	0,016692	0,012085
	dissim	0,726024	0,74976	0,74976	0,726024	0,74976	0,74976
Češka	sdv	0,033204	0,034246	0,034246	0,023003	0,046431	0,008281
	trade	0,081213	0,07562	0,073014	0,002546	0,002865	0,003185
	dissim	0,511019	0,508185	0,508654	0,618405	0,617986	0,617986
Mađarska	sdv	0,013334	0,02404	0,034747	0,052665	0,015732	0,007709
	trade	0,056613	0,076627	0,096641	0,00361	0,003598	0,003598
	dissim	0,573062	0,490751	0,490751	0,374759	0,570503	0,570503
Poljska	sdv	0,010558	0,006718	0,005441	0,038799	0,025581	0,017589
	trade	0,032993	0,032783	0,032783	0,001544	0,001304	0,001262
	dissim	0,737907	0,748215	0,748215	0,347857	0,368493	0,368493
Rumunjska	sdv	0,055613	0,055787	0,055787	0,065506	0,065506	0,065506
	trade	0,021589	0,01985	0,019168	0,000337	0,000599	0,000759
	dissim	0,865276	0,932285	0,996408	0,39289	0,39289	0,39289
Slovačka	sdv	0,031454	0,026668	0,024122	0,01513	0,003611	0,010246
	trade	0,050325	0,051611	0,052897	0,00257	0,002423	0,002263
	dissim	0,595525	0,535532	0,475538	0,589581	0,592254	0,592254
Slovenija	sdv	0,011505	0,010965	0,009945	0,02398	0,023802	0,023802
	trade	0,067703	0,068429	0,069109	0,038054	0,03422	0,030892
	dissim	0,481911	0,468444	0,450761	0,530832	0,550241	0,550241
Austrija	sdv	0,00761	0,009592	0,009845	0,04806	0,023257	0,023257
	trade	0,05397	0,057511	0,059165	0,006392	0,006392	0,006392
	dissim	0,37075	0,37075	0,37075	0,750962	0,750962	0,750962

Upute autorima

Hrvatska narodna banka objavljuje u svojim povremenim publikacijama *Istraživanja*, *Pregledi* i *Rasprave* znanstvene i stručne radove zaposlenika Banke, gostiju istraživača i vanjskih suradnika.

Prispjeli radovi podliježu postupku recenzije i klasifikacije koji provodi Komisija za klasifikaciju i vrednovanje radova. Autori se u roku od najviše dva mjeseca od primitka njihova rada obavještavaju o odluci o prihvatanju ili odbijanju članka za objavljivanje.

Radovi se primaju i objavljuju na hrvatskom i/ili na engleskom jeziku.

Radovi predloženi za objavljivanje moraju ispunjavati sljedeće uvjete.

Tekstovi moraju biti dostavljeni na magnetnim ili optičkim medijima (3.5" diskete, ZIP, CD), a uz medij treba priložiti i ispis na papiru u tri primjerka. Format zapisa treba biti Word 6 ili 97 for Windows/Mac, a preferira se RTF format kodne strane 437 ili 852.

Na disketu je potrebno nalijepiti etiketu s nazivom korištenog tekstprocesora i datoteke, kao i imenom autora.

Na prvoj stranici rada obvezno je navesti naslov rada, ime i prezime autora, akademske titule, naziv ustanove u kojoj je autor zaposlen, suradnike te potpunu adresu na koju će se autoru slati primjerci za korekturu.

Dodatne informacije, primjerce, zahvale i priznanja, mogu se uključiti u naslovnu stranicu. Ako je ta informacija dugačka, poželjno ju je uključiti u tekst, bilo na kraju uvodnog dijela bilo u posebnom dijelu teksta koji prethodi popisu literature.

Na drugoj stranici svaki rad mora sadržavati sažetak i ključne riječi. Sažetak mora biti jasan, deskriptivan, pisan u trećem licu i ne dulji od 250 riječi (najviše 1500 znakova). Ispod sažetka treba navesti do 5 ključnih pojmova.

Tekst treba biti otipkan s proredom, na stranici formata A4. Tekst se ne smije oblikovati, dopušteno je samo podebljavanje (bold) i kurziviranje (italic) dijelova teksta. Naslove je potrebno numerirati i odvojiti dvostrukim proredom od teksta, ali bez formatiranja.

Tablice, slike i grafikoni koji su sastavni dio rada, moraju biti pregledni, te moraju sadržavati: broj, naslov, mjerne jedinice, legendu, izvor podataka te bilješke (fusnote). Bilješke koje se odnose na tablice, slike ili grafikone treba obilježiti malim slovima (a,b,c...) i ispisati ih odmah ispod. Ako se posebno dostavljaju (tablice, slike i grafikoni), potrebno je označiti mjesta u tekstu gdje dolaze. Numeracija mora biti u skladu s njihovim slijedom u tekstu te se na njih treba referirati prema numeraciji. Ako su već umetnuti u tekst iz drugih programa (Excel, Lotus,...) onda je potrebno dostaviti i te datoteke u Excel formatu (grafikoni moraju imati pripadajuće serije podataka).

Ilustracije trebaju biti u standardnom EPS ili TIFF formatu s opisima u Helvetici (Arial, Swiss) veličine 8 točaka. Skenirane ilustracije trebaju biti rezolucije 300 dpi za sivu skalu ili ilustraciju u punoj boji i 600 dpi za lineart (nacrti, dijagrami, sheme).

Formule moraju biti napisane čitljivo. Indeksi i eksponenti moraju biti jasni. Značenja simbola moraju se objasniti odmah nakon jednadžbe u kojoj se prvi put upotrebljavaju. Jednadžbe na koje se autor poziva u tekstu potrebno je obilježiti serijskim brojevima u zagradi uz desnu marginu.

Bilješke na dnu stranice (fusnote) treba označiti arapskim brojkama podignutim iznad teksta. Trebaju biti što kraće i pisane slovima manjim od slova kojim je pisan tekst.

Popis literature dolazi na kraju rada, a u njega ulaze djela navedena u tekstu. Literatura treba biti navedena abecednim redom prezimena autora, a podaci o djelu moraju sadržavati i podatke o izdavaču, mjesto i godinu izdavanja.

Uredništvo zadržava pravo da autoru vrati na ponovni pregled prihvaćeni rad i ilustracije koje ne zadovoljavaju navedene upute. Ispisi i diskete s radovima se ne vraćaju.

Pozivamo zainteresirane autore koji žele objaviti svoje radove da ih pošalju na adresu Direkcije za odnose s javnošću i izdavačku djelatnost, prema navedenim uputama.

Hrvatska narodna banka izdaje sljedeće publikacije:

Godišnje izvješće Hrvatske narodne banke

Redovita godišnja publikacija koja sadržava godišnji pregled novčanih i općih ekonomskih kretanja te pregled statistike.

Polugodišnje izvješće Hrvatske narodne banke

Redovita polugodišnja publikacija koja sadržava polugodišnji pregled novčanih i općih ekonomskih kretanja te pregled statistike.

Tromjesečno izvješće Hrvatske narodne banke (u pripremi)

Redovita tromjesečna publikacija koja sadržava tromjesečni pregled novčanih i općih ekonomskih kretanja.

Bilten o bankama (u pripremi)

Redovita publikacija koja sadržava pregled i podatke o bankama.

Bilten Hrvatske narodne banke

Redovita mjesečna publikacija koja sadržava mjesečni pregled novčanih i općih ekonomskih kretanja te pregled monetarne statistike.

Istraživanja Hrvatske narodne banke

Povremena publikacija u kojoj se objavljuju kraći znanstveni radovi zaposlenika banke, gostiju istraživača i vanjskih suradnika.

Pregledi Hrvatske narodne banke

Povremena publikacija u kojoj se objavljuju informativno-pregledni radovi zaposlenika banke, gostiju istraživača i vanjskih suradnika.

Rasprave Hrvatske narodne banke

Povremena publikacija u kojoj se objavljuju rasprave zaposlenika banke, gostiju istraživača i vanjskih suradnika.

Hrvatska narodna banka izdavač je i drugih publikacija, primjerice: zbornika radova s konferencija kojih je organizator ili suorganizator, knjiga i radova ili prijevoda knjiga i radova od posebnog interesa za HNB i drugih sličnih izdanja.