

Dohodovna konvergencija Hrvatske unutar Europske unije: empirijska analiza frakcijske integracije

LUKA ŠIKIĆ^{1,*}

¹ Hrvatsko Katoličko Sveučilište, Zagreb, Hrvatska 

SAŽETAK

Rad analizira dohodovnu konvergenciju Hrvatske u razdoblju od 2000. do 2024. godine prema četiri skupine zemalja: EU15, NMS8, NMS12 i SE4. Korištenjem metodologije vremenskih nizova i frakcijske integracije, istražuje se pripadnost Hrvatske različitim konvergencijskim klubovima unutar Europske unije. Rezultati pokazuju da Hrvatska konvergira prema dohodovnim razinama EU15 i SE4, s procijenjenim parametrima frakcijske integracije od 0,87 i 0,95. To ukazuje na spor, ali postojan konvergencijski proces. Međutim, konvergencija prema NMS8 i NMS12 nije potvrđena, s parametrima iznad 1, što sugerira trajne dohodovne razlike. Ovi nalazi impliciraju da se Hrvatska ekonomski približava starim članicama EU i zemljama južne Europe, ali ne i novim zemljama članicama.

KLJUČNE RIJEČI

dohodovna konvergencija, frakcijska integracija, klubovi konvergencije, proces europske integracije

VRSTA ČLANKA

Prethodno priopćenje

INFORMACIJE O ČLANKU

Primljeno: 7. siječnja 2025.

Prihvaćeno: 13. veljače 2025.

DOI: 10.62366/crebss.2025.1.003

JEL: C22, F15, O47, R11

1. Uvod

Dohodovna konvergencija predstavlja ključni aspekt ekonomske integracije i razvoja, posebno unutar Europske unije koja teži smanjenju ekonomskih dispariteta među svojim članicama. Za Hrvatsku, kao najnoviju članicu EU, razumijevanje dinamike dohodovne konvergencije je od posebne važnosti. Ovaj rad analizira pripadnost Hrvatske različitim konvergencijskim klubovima unutar EU kako bi se utvrdilo u kojoj mjeri Hrvatska smanjuje dohodovni jaz prema EU. U radu se stoga istražuje dohodovna konvergencija Hrvatske prema različitim skupinama europskih zemalja: stare članice EU (EU15), nove članice iz srednje i istočne Europe (NMS8 i NMS12) te zemlje južne Europe (SE4). Korištenjem metoda vremenskih nizova i frakcijske integracije, istraživanje pruža uvid u konvergencijske procese koji oblikuju ekonomski položaj Hrvatske unutar EU.

Rad doprinosi literaturi na području ekonomske konvergencije na nekoliko načina. Postojeća literatura o dohodovnoj konvergenciji (Aggarwal, 2023) ističe više nedostataka koji otežavaju sveobuhvatno razumijevanje konvergencijskih obrazaca, a osobito su izraženi u kontekstu pojedinih zemalja koje prolaze kroz integraciju unutar većih ekonomskih blokova. Većina studija uglavnom se usredotočuje na analize širokog uzorka zemalja, ne ulazeći u

*Dopisni autor

detaljne obrasce konvergencije u odnosu na različite podskupine zemalja ili regija (Cuñado i sur., 2003; Brüggemann i Trenkler, 2007; Ayala i sur., 2012). Unatoč značajnom opsegu istraživanja, metodološka ograničenja u proučavanju dohodovne konvergencije i dalje su prisutna, posebno u vidu nedovoljne primjene ekonometrijskih tehnika koje mogu adekvatno obuhvatiti složenost procesa konvergencije tijekom duljih vremenskih razdoblja (Granger i Joyeux, 1980; Granger, 1980, 1981; Hosking, 1981). Primjena metodologije vremenskih nizova uz frakcijsku integraciju pruža robusno rješenje za ova metodološka i empirijska ograničenja (Hualde i Nielsen, 2023). Tehnike frakcijske integracije omogućuju otkrivanje dugotrajnih ovisnosti i postojanih učinaka u razinama dohotka (Gil-Alana i Hualde, 2009; Cuñado i sur., 2006), pružajući precizniji prikaz dinamike konvergencije u usporedbi s tradicionalnim modelima. Korištenjem frakcijske integracije, rad rješava ograničenja prijašnjih metodologija i istovremeno pruža korisne uvide u obrasce konvergencije Hrvatske prema specifičnim skupinama EU.

U nastavku rada pruža se pregled ključnih aspekata literature o dohodovnoj konvergenciji te pregled radova koji su analizirali konvergenciju dohotka u europskim post-tranzicijskim zemljama. U trećem dijelu opisuju se koncepti dohodovne konvergencije u okviru analize vremenskih nizova te se detaljno prikazuje metodologija frakcijske integracije i korišteni procjenitelji. Četvrti dio prikazuje stilizirane činjenice o konvergencijskom procesu Republike Hrvatske prema dohodovnim razinama skupina EU15, NMS8, NMS12 i SE4, dok su u petom dijelu prikazani rezultati istraživanja. U zaključku se sumiraju glavne spoznaje analize.

2. Pregled literature o dohodovnoj konvergenciji

Rana empirijska literatura o konvergenciji prvenstveno se usmjeravala na provjeru ekonomske teorije rasta (Barro i Sala-i-Martin, 1992; Mankiw i sur., 1992) koristeći uglavnom prostornu (engl. *cross-section*) regresijsku analizu, a nešto kasnije i analizu panel podataka (Knight i sur., 1993; Islam, 1995; Caselli i sur., 1996; Lee i sur., 1998; Bond i sur., 2001). Ova su istraživanja pretežito potvrdila postojanje apsolutne ili uvjetne konvergencije u globalnim uzorcima zemalja, pri čemu su procijenjene stope konvergencije iznosile između 2% i 4%. U kasnijim istraživanjima, naglasak se sa testiranja teorije pomaknuo na primjenu različitih metoda testiranja dohodovne konvergencije. Bernard i Durlauf (1996) prvi su analizirali dohodovnu konvergenciju u okviru metodologije vremenskih nizova. Autori ističu da tehnike vremenskih nizova imaju poželjnija empirijska svojstva u odnosu na prostornu analizu. Oni uvode pojam stohastičke konvergencije, koji se odnosi na testiranje jediničnog korijena u razlikama BDP-a po stanovniku između dviju zemalja.

Bernard i Durlauf (1996) testirali su stohastičku konvergenciju primjenom testova jediničnog korijena na razlikama dohotka 15 zemalja OECD-a u odnosu na grupni prosjek. Nisu pronađeni uvjerljivi dokazi za dugoročnu konvergenciju u svim državama, no potvrdili su konvergenciju za manju skupinu europskih zemalja. Jones (2002) je, koristeći metodologiju jediničnog korijena i koncept stohastičke konvergencije, analizirao zapadnoafričke države te zaključio da ne postoje značajni dokazi za konvergenciju u cjelokupnom uzorku. Pesaran (2006) je primijenio ADF i KPSS testove stacionarnosti razlika dohotka između parova zemalja za uzorke od 56, 99 i 101 države tijekom različitih razdoblja od 1950. do 2000. godine. U oko 72% slučajeva potvrdio je konvergencijsku hipotezu, ukazujući tako na formiranje klubova konvergencije, ali ne i globalnu konvergenciju svih zemalja.

Istraživanja dohodovne konvergencije temeljena na analizi vremenskih nizova kasnije su proširena na panel podatke, uključujući testove stacionarnosti i kointegracijske analize. [Evans i Karras \(1996a\)](#) potvrdili su konvergenciju između 48 američkih saveznih država i 54 zemlje koristeći test jediničnog korijena za panel podatke. U drugom radu, [Evans i Karras \(1996b\)](#) istražili su apsolutnu konvergenciju između saveznih država SAD-a, no nisu pronašli empirijsku potvrdu za taj oblik konvergencije. [Fleissig i Strauss \(2001\)](#) primijenili su testove jediničnog korijena za analizu dugoročne konvergencije u 15 OECD zemalja i europskih zemalja u razdoblju od 1900. do 1987. te zaključili da je konvergencija potvrđena nakon Drugog svjetskog rata, ali ne i za cjelokupni period. [Kim \(2005\)](#) je, koristeći panel kointegracijski test na uzorku od 13 korejskih regija, također potvrdio konvergenciju, dok su [Carrion-i-Silvestre i sur. \(2005\)](#) pomoću panel testova jediničnog korijena zaključili da postoji konvergencija između 13 azijskih zemalja.

Relativno mali broj radova primijenio je metodologiju frakcijske integracije u analizi dohodovne konvergencije ([Kamal i Arteche, 2024](#); [Ayala i sur., 2012](#); [Cuñado i sur., 2003](#)). [Kamal i Arteche \(2024\)](#) koristili su tehnike frakcijske kointegracije za analizu konvergencije dohotka po stanovniku u razdoblju od 1955. do 2020. Njihovi rezultati isključuju mogućnost konvergencije između španjolskih regija. U primjeni frakcijske integracije, [Cuñado i sur. \(2003\)](#) ispitali su konvergenciju Australije, Japana, Kanade i Ujedinjenog Kraljevstva prema dohodovnom prosjeku SAD-a. Rezultati su potvrdili konvergenciju za Australiju i Kanadu, dok su za Ujedinjeno Kraljevstvo dokazi bili manje uvjerljivi, a konvergencija za Japan nije mogla biti potvrđena. [Ayala i sur. \(2012\)](#) primijenili su frakcijsku integraciju na uzorak od 17 zemalja Latinske Amerike u odnosu na SAD za razdoblje od 1950. do 2008. godine i nisu pronađeni dokazi stohastičke konvergencije ni za jednu promatranu zemlju. [Fleissig i Strauss \(2001\)](#) također su primijenili frakcijsku integraciju i nisu potvrdili dohodovnu konvergenciju među španjolskim regijama.

Ovi su radovi upozorili na ograničenja testova jediničnog korijena i kointegracije, uglavnom zbog njihove statističke osjetljivosti te činjenice da se kointegracijski parametar obično ograničava samo na vrijednosti 0 ili 1. Budući da je konvergencija proces dugog trajanja, frakcijska integracija naglašava potrebu za variranjem integracijskog parametra u rasponu od 0 do 1 radi obuhvaćanja procesa duge memorije.

Istraživanja o konvergenciji dohotka između zemalja srednje i istočne Europe (CEE) i zapadne Europe potvrđuju postojanu dohodovnu konvergenciju koja počinje 1990-ih, iako povremeno prekinutu periodima divergencije ([Matkowski i sur., 2016](#); [Nenovsky i Tochkov, 2013, 2014](#); [Alemu i sur., 2024](#)). Najizraženija konvergencija pretežito korespondira glavnim fazama integracije u EU početkom 2000-ih, što upućuje kako su pregovori o članstvu i političke reforme potaknuli brži rast BDP-a u zemljama CEE u usporedbi s razvijenim europskim gospodarstvima ([Matkowski i sur., 2016](#)). Međutim, vanjski šokovi, osobito globalna financijska kriza, ograničili su pozitivne trendove ([Matkowski i sur., 2016](#); [Nenovsky i Tochkov, 2013](#); [Stanišić, 2012](#)). Nekoliko studija ističe transformaciju distribucije dohotka ovih zemalja, pomičući se od unimodalne distribucije prema multimodalnoj, osobito tijekom 2000-ih ([Nenovsky i Tochkov, 2013](#)). Ta promjena naglašava rastuće međuregionalne nejednakosti unutar CEE-a i tendenciju da centralne regije nadmašuju periferne ([Holobiuc, 2021](#); [Herz i Vogel, 2003](#)). Paralelno s tim nalazima, rezultati također ukazuju na snažno sustizanje na razini pojedinih zemalja. [Alemu i sur. \(2024\)](#) identificiraju snažnu bezuvjetnu β -konvergenciju po godišnjoj stopi od 11% između CEE-11 i četiri najveće europske ekonomije od 1999. do 2019., što je prvenstveno potaknuto relativno višim rastom BDP-a u grupi CEE zemalja.

Objašnjenja ovih konvergenijskih trendova i obrazaca tipično naglašavaju ulogu akumulacije ljudskog kapitala, strukturnih reformi i usklađivanja tržišnih institucija (Nenovsky i Tochkov, 2013, 2014; Holobiuc, 2021). S druge strane, produbljivanje financijskog sektora i nestabilnost cijena, u kombinaciji s globalnom financijskom volatilnošću, imaju tendenciju prigušivanja ili čak preokretanja trendova konvergenције (Nenovsky i Tochkov, 2013, 2014; Stanišić, 2012). Kao posljedica toga, iako postoje jaki dokazi o općem smanjenju dohodovnog jaza na nacionalnoj razini, izražene regionalne nejednakosti i dalje postoje unutar zemalja CEE, što sugerira da konvergencija može biti prostorno i vremenski neujednačena (Smetkowski i Wójcik, 2012; Herz i Vogel, 2003; Holobiuc, 2021).

3. Metodologija

U metodologiji vremenskih nizova poznata su dva temeljna konvergenijska koncepta: apsolutna i uvjetna konvergencija. Dohodovna konvergencija može se definirati kao:

$$\lim_{k \rightarrow \infty} E(y_{i,t+k} - y_{j,t+k} \mid I_t) = 0 \quad (1)$$

pri čemu je dohodak u danom periodu definiran kao $y_t = \ln(Y_t)$, $y_{i,t}$ označava dohodak u zemlji i u trenutku t , $y_{j,t}$ je dohodak u zemlji j u istom razdoblju, dok I_t označava set raspoloživih informacija u danom periodu. Jednadžba (1) označava da je razlika dohotka zemlje i i j stacionaran proces sa prosjekom nula. Ovaj koncept, poznat kao deterministička konvergencija, definirali su Bernard i Durlauf (1996).

Proširenjem definicije (1):

$$\lim_{k \rightarrow \infty} E(y_{i,t+k} - y_{j,t+k} \mid I_t) = \beta \quad (2)$$

pri čemu β označava konstantu, (1) predstavlja definiciju apsolutne konvergenције, dok se (2) odnosi na uvjetnu konvergenciju. Jednadžba (2) označava da će dvije zemlje konvergirati uz postojanje konstantnog dohodovnog jaza jednakog β . Ovaj koncept stohastičke konvergenције, koji su definirali Carlino i Mills (1993), implicira da je razlika dohotka zemalja i i j trend stacionaran proces. Pošto se konvergenijski koncepti (1) i (2) odnose na logaritmirane vrijednosti, izražene kao:

$$\log \left(\frac{y_{i,t}}{y_{j,t}} \right) \quad (3)$$

Apsolutna konvergencija prema definiciji (3) izražava se kao:

$$\log \left(\frac{y_{i,t}}{y_{j,t}} \right) = \alpha + \epsilon_{i,j,t} \quad (4)$$

Uvjetna konvergencija definirana je kao:

$$\log \left(\frac{y_{i,t}}{y_{j,t}} \right) = \beta + \alpha + \epsilon_{i,j,t} \quad (5)$$

Statistička analiza dohodovne konvergenције može se provesti testom jediničnog korijena u vremenskom nizu razlike dohotka zemalja i i j , kako predlažu Carlino i Mills (1993).

Druga metoda je kointegracijska analiza, koju su predložili [Bernard i Durlauf \(1996\)](#). Da bi se ekonomski koncepti dohodovne konvergencije ekonometrijski testirali, definiramo:

$$y_{i,j,t} = \log \left(\frac{y_{i,t}}{y_{j,t}} \right) \quad (6)$$

pri čemu $y_{i,j,t}$ predstavlja razliku logaritama dohotka u zemlji i i j . Uz definicije dohodovne konvergencije (1) i (2) te uzimajući u obzir da I_t označava informacijski skup u trenutku t , jednadžba (6) se može kompaktno zapisati:

$$y_{i,j,t} = \alpha + \epsilon_{i,j,t} \quad (7)$$

Model (6) može se asimptotski izraziti kao:

$$y_{i,j,t} = \beta + \alpha + \epsilon_{i,j,t} \quad (8)$$

iz čega slijedi da svaka situacija gdje $\beta = 0$ implicira konvergenciju uz konstantnu dohodovnu razliku. Ovo postaje jasnije preuređenjem jednadžbe (8):

$$\Delta y_{i,j,t} = \epsilon_{i,j,t} \quad (9)$$

Koncept frakcijske integracije ([Hualde i Nielsen, 2023](#)) uveden je u makroekonomsku literaturu ([Gil-Alana i Hualde, 2009](#)) kako bi se modelirali i autokorelirani procesi za koje je karakteristična povezanost među međusobno udaljenim realizacijama. Ukoliko je neki vremenski niz integriran reda $z = 0$ može se reći kako je riječ o procesu kratke memorije čija autokorelacijska funkcija brzo opada, dok integracijski parametar $z = 1$ označava nestacionarnost i perzistentnost šokova u takvoj vremenskom nizu.

Od statističkog i ekonomskog interesa je analizirati da li integracijski parametar poprima neku necjelobrojni vrijednost unutar intervala $0 < z < 1$. Primjerice, ukoliko $0 < z < 0,5$ vremenski niz je stacionarna, no njena autokorelacijska funkcija će opadati sporije nego u slučaju $z = 0$. Slučaj kada parametar integracije leži u intervalu $0,5 < z < 1$ označava vremenski niz koji je nestacionaran, no reverzibilna prema prosjeku. Tada je riječ o procesu duge memorije koji nije kovarijančno stacionaran, no šokovi će ipak nestati iz niza u dugom roku.

Frakcijski integrirani proces dohodovnih razlika između zemlje i i j se može zapisati u obliku:

$$(1 - L)^z (y_{i,t} - y_{j,t}) = \epsilon_t \quad (10)$$

pri čemu je L operator pomaka i definiran je kao $L^k y_t = y_{t-k}$, ϵ_t označava standardnu pogrešku modela za koju se pretpostavlja da je opisana stohastičkim procesom bijelog šuma koji ima prosjek nula i konstantnu varijancu.

Jednadžbu (10) je sada moguće izraziti u generalnijem obliku pogodnom za empirijsko testiranje:

$$\phi(L)(1 - L)^z (y_{i,t} - y_{j,t}) = \theta(L)\epsilon_t \quad (11)$$

pri čemu je $\phi(L)$ autoregresivni polinom pomaka definiran kao $\phi(L) = 1 - \phi_1 L - \phi_2 L^2 - \dots - \phi_p L^p$, $\theta(L)$ je polinom pomičnog prosjeka operatora pomaka i opisan je kao $\theta(L) = 1 + \theta_1 L + \theta_2 L^2 + \dots + \theta_q L^q$, dok $(1 - L)^z$ predstavlja operator frakcijske diferencije u obliku:

$$(1 - L)^z = \sum_{k=0}^{\infty} \frac{\Gamma(k - z)}{\Gamma(-z)\Gamma(k + 1)} L^k \quad (12)$$

pri tome $\Gamma(\cdot)$ označava generaliziranu faktorsku gama funkciju. Invertiranje jednadžbe (11) je moguće u slučaju kada parametar z frakcijske integracije leži u intervalu $0 < z < 0.5$, te je tada moguće je zapisati:

$$y_{i,t} - y_{j,t} = \frac{\theta(L)}{\phi(L)} (1 - L)^{-z} \epsilon_t \quad (13)$$

iz čega je vidljivo da $\phi(L)$ opisuje kratkoročnu dinamiku procesa, dok su njegovi dugoročni efekti obuhvaćeni izrazom za frakcijsku integraciju $(1 - L)^{-z}$.

U slučaju kada je z invertibilnost u (13) moguća, proces (11) je stacionaran. U kontekstu ovog rada je od posebnog interesa slučaj u kojem parametar frakcijske integracije leži u intervalu $0.5 < z < 1$. Tada je riječ o nestacionarnom procesu koji ima tendenciju vraćanja prema prosjeku (engl. mean reverting).

Za proces koji ima tendenciju vraćanja prema prosječnoj vrijednosti je karakteristično da funkcija kumulativnih impulsnih šokova asimptotski teži nuli. Upravo se tu očituje dodatna fleksibilnost pristupa frakcijske kointegracije u odnosu na pristup testiranja stacionarnosti ili kointegracije.

Naime, parametar frakcijske integracije koji iznosi manje od jediničnog označava kako će šok u vremenskom nizu ϵ_t odumrijeti čak i u slučaju da je taj niz ima karakteristike nestacionarnog procesa. Mello i Guimaraes-Filho (2007) pokazuju kako je u tom slučaju koncept uvjetne dohodovne konvergencije dobro opisan frakcijski integriranim procesom (11).

Empirijska specifikacija konvergencije se u ovom radu odnosi na dohodovni diferencijal između Hrvatske i dohodovnog prosjeka četiri grupe zemalja EU15, NMS8, NMS12 te SE4. Budući da se prosjek grupe zemalja koristi kao konvergenijski benchmark, model (6) je potrebno preinačiti na način:

$$\phi(L)(1 - L)^z (\log y_{HR,t} - \log y_{avg,t}) = \theta(L) \epsilon_t \quad (14)$$

pri čemu $\log y_{avg,t}$ označava dohodovni prosjek j zemalja svake od četiri navedene grupe i definiran je kao:

$$\log y_{avg,t} = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n \log y_{j,t} \quad (15)$$

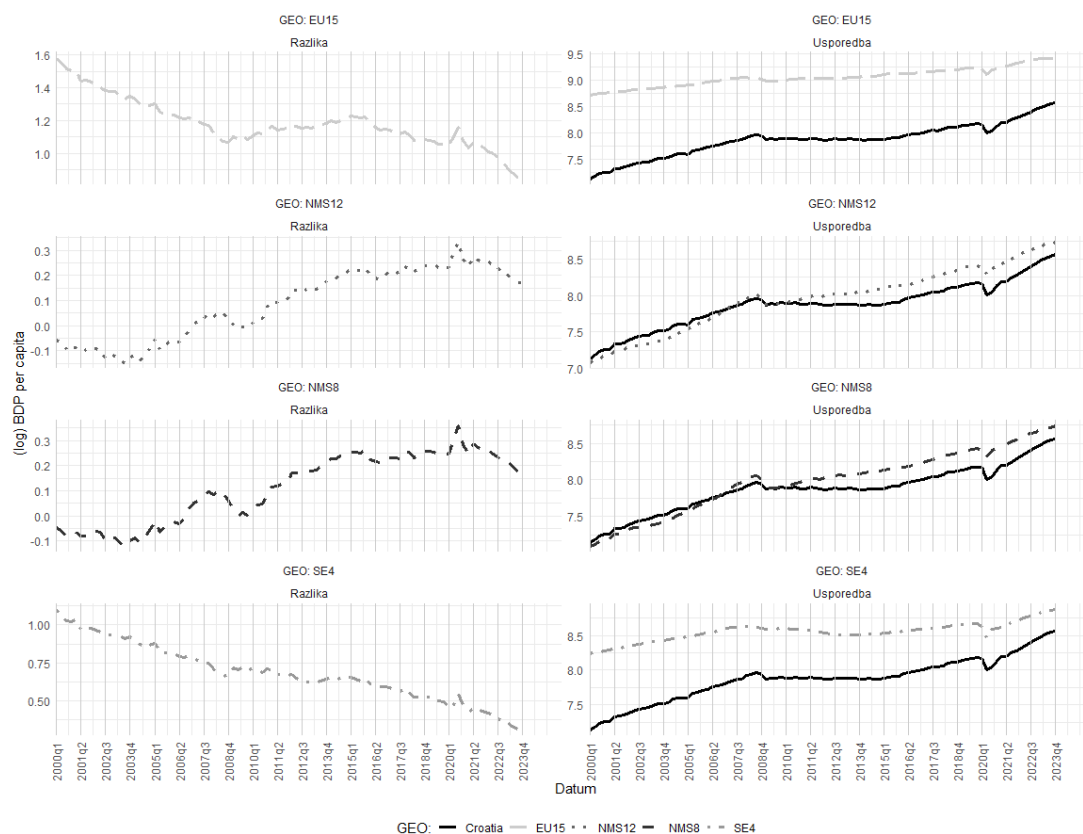
To implicira konačnu empirijsku specifikaciju dohodovnog diferencijala u obliku:

$$y_{HR,t} - y_{avg,t} = \frac{\theta(L)}{\phi(L)} (1 - L)^{-z} \epsilon_t \quad (16)$$

4. Podaci i stilizirane činjenice o konvergenijskom procesu Hrvatske

U istraživanju se koriste vremenski nizovi BDP-a Hrvatske i nekoliko skupina zemalja u razdoblju od početka 2000. do kraja 2023. godine: stare zemlje članice Europske Unije (EU15), nove zemlje članice (NMS8 i NMS12) te zemlje juga Europe (SE4). Pri tome se koriste EUROS-TATovi podatci BDP-a na kvartalnoj frekvenciji u razdoblju od 2000q1 do 2023q4. EUROSTAT

baza objavljuje podatke za kvartalni BDP bez korekcije za broj stanovnika pa je zbog toga dodatno korištena IM-ova baza World Economic Outlook iz koje su preuzeti godišnji podatci o stanovništvu u periodu od 2000. godine do 2023. godine za sve zemlje obuhvaćene analizom. Godišnji podatci za stanovništvo su metodom kubične interpolacije svedeni na kvartalne, nakon čega su korišteni u formiranju vremenskog niza BDP per capita na kvartalnoj frekvenciji.



Slika 1. Kretanje razlika u BDP-u po stanovniku između Hrvatske i odabranih skupina zemalja

Slika 1 pruža vizualni prikaz kretanja razlika u BDP-u po stanovniku između Hrvatske i analiziranih skupina zemalja. Prvi stupac prikazuje vremenski niz logaritamskih razlika BDP-a po stanovniku između Hrvatske i svake od analiziranih skupina, dok drugi stupac prikazuje dva niza, odnosno usporedno kretanje logaritamske vrijednosti BDP-a po stanovniku za Hrvatsku i svake skupine. U gornjem panelu prikazano je kretanje BDP-a po stanovniku za Hrvatsku i EU15. Do globalne ekonomske krize 2007. godine, Hrvatska je bilježila brži rast BDP-a, značajno se približavajući prosjeku EU15. Međutim, nakon izbijanja krize dolazi do korekcije hrvatskog BDP-a. Dok se EU15 postupno oporavlja i nastavlja s rastom, hrvatski dohodak stagnira ili čak opada. U novijem razdoblju, nakon krize uzrokovane pandemijom COVID-19, hrvatski BDP ponovno ubrzava rast, pokazujući obnovljeni trend približavanja prosjeku EU15. Središnja dva panela Slike 1 prikazuju usporedbu Hrvatske s NMS8 i NMS12. Zanimljivo je da su do 2007. godine sve zemlje imale podjednake stope rasta, sugerirajući zajedničku konvergenciju. No, nakon krize, hrvatsko gospodarstvo počinje

usporavati ili stagnirati, dok NMS8 i NMS12 bilježe nastavak snažnijeg rasta. To je rezultiralo rastućim jazom između BDP Hrvatske i tih dviju skupina. Ipak, u novije vrijeme, osobito nakon COVID-19 krize, primjetan je novi zamah u hrvatskom gospodarstvu, što dovodi do ublažavanja dohodovnog jaza u odnosu na NMS8 i NMS12. Zadnji panel pruža pregled odnosa Hrvatske prema SE4 skupini. Tijekom cijelog promatranog razdoblja vidljiva je stabilnija konvergencija: unatoč kratkotrajnom usporavanju tijekom krize 2007. godine, Hrvatska je kontinuirano bilježila brži rast od SE4, potvrđujući dugoročnu tendenciju konvergiranja prema toj skupini.

Iz prikazanih podataka može se zaključiti kako Hrvatska u dugom roku nastavlja konvergirati prema prosjeku EU15 i SE4. Iako je konvergencija prema NMS8 i NMS12 neko vrijeme bila zaustavljena ili usporena, osobito od 2007. do razdoblja nakon COVID-19 krize, najnoviji podatci upućuju na to da je i prema tim skupinama ponovno započeo proces približavanja. Kriza iz 2007. godine zaustavila je konvergenciju prema EU15 samo privremeno, dok je kretanje prema SE4 ostalo postojano. U novijem, postpandemijskom razdoblju, Hrvatska pokazuje pojačanu gospodarsku vitalnost, podržavajući daljnje smanjenje dohodovnih razlika u odnosu na sve analizirane skupine zemalja.

5. Rezultati analize

Nakon deskriptivne analize podataka, u ovom dijelu predstavljeni su rezultati statističkih testova dohodovne konvergencije između Hrvatske i skupina EU15, NMS8, NMS12 te SE4. [Michelacci i Zaffaroni \(2000\)](#) predlažu primjenu standardnih testova stacionarnosti kao početni korak u analizi dohodovnih razlika metodama frakcijske integracije. Stoga je u analizi prvo primjenjen prošireni Dickey-Fuller (ADF) test stacionarnosti, a potom procjenitelj frakcijske integracije (GPH), koji su predložili [Geweke i Porter-Hudak \(1983\)](#).

GPH test jedna je od metoda za procjenu parametara frakcijske integracije d i bazira se na transformaciji podataka u frekvencijsku domenu, odnosno procjeni spektralne gustoće serije na niskim frekvencijama te regresiju logaritma spektralne gustoće na logaritme frekvencija. GPH test se stoga temelji na spektralnoj analizi i ima za cilj procjenu parametra d unutar modela frakcijske integracije. Parametar d opisuje stupanj stacionarnosti ili dugoročne zavisnosti u vremenskom nizu. Izbor širine pojasa u GPH testu ima važnu ulogu u preciznosti i pouzdanosti procjene parametra d . Odabirom različitih širina pojasa (primjerice od 0,4 do 0,9) moguće je analizu prilagoditi specifičnostima vremenskog niza. Manje širine pojasa se odnose na najniže frekvencije, čime pružaju preciznije informacije o dugoročnim oscilacijama i dugoročnoj memoriji niza, dok veće širine pojasa uključuju više raspone frekvencija, povećavajući stabilnost rezultata i smanjujući osjetljivost na šum u podacima. Na taj način primjena različitih širina pojasa omogućuje robusniju analizu.

Prije provođenja ovih statističkih testova, provedeni su Ljung-Box test i analiza autokorelacijske funkcije (ACF) za vremenske pomake k : 2, 4, 8, 12 i 20, kako bi se procijenila prikladnost korištene metodologije. [Tablica 1](#) prikazuje empirijske vrijednosti Ljung-Box testa $Q(k)$, čije su p – vrijednosti sve približne 0 što ukazuje na odbacivanje nulte hipoteze o nepostojanju autokorelacije pri dugim pomacima na razini signifikantnosti 1%. Ovaj rezultat sugerira značajnu autokorelaciju kroz sve vremenske pomake, implicirajući da prošle vrijednosti imaju snažan i statistički značajan utjecaj na buduće vrijednosti tijekom cijelog promatranog razdoblja. Prisustvo autokorelacije na višestrukim pomacima ukazuje na dugo pamćenje ili perzistentnost, što znači da se utjecaj prošlih šokova sporo smanjuje tijekom

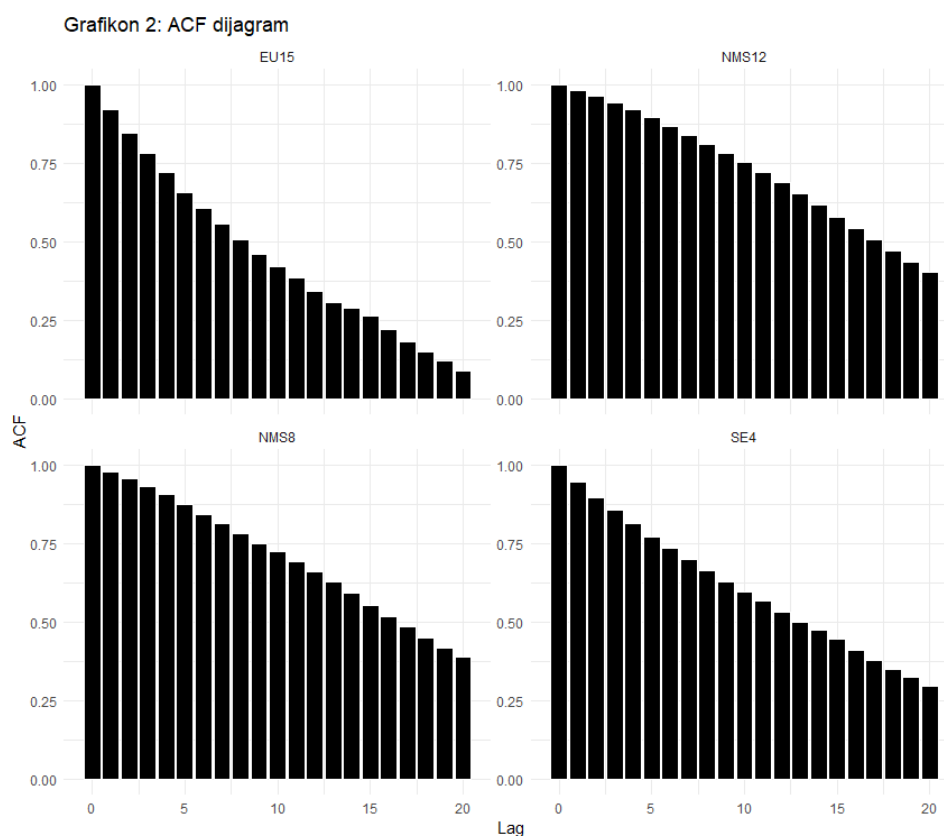
duljeg vremensko razdoblja.

Tablica 1. Rezultati Ljung–Box testa pri različitim vremenskim pomacima

Skupina	RH–NMS8	RH–NMS12	RH–SE4	RH–EU15
Q(2)	188,34***	190,71***	171,34***	158,38***
Q(4)	362,41***	370,11***	315,25***	275,63***
Q(8)	655,71***	680,85***	534,52***	419,68***
Q(12)	880,22***	923,24***	685,72***	491,87***
Q(20)	1129,92***	1195,15***	841,24***	536,01***

Bilješka: *** označava značajnost $p < 0.01$

S obzirom na ovako izraženu strukturu autokorelacije, konvencionalni modeli vremenskih nizova koji pretpostavljaju procese kratkog pamćenja neće adekvatno uvažiti temeljnu dinamiku podataka. Stoga je nužno primijeniti modele koji mogu uzeti u obzir dugoročne ovisnosti, poput procjenitelja frakcijske integracije, koji su prikladni za modeliranje i predviđanje u prisutnosti karakteristika dugog pamćenja.



Slika 2. Autokorelacijske funkcije (ACF) za sve četiri analizirane skupine

Slika 2 prikazuje autokorelacijske funkcije (ACF) vremenskih nizova za sve četiri analizirane skupine (EU15, NMS8, NMS12, SE4).

Uočava se konzistentan obrazac u svim nizovima: visoka autokorelacija pri nižim pomacima koja se postupno smanjuje s povećanjem broja pomaka. Ovaj obrazac potvrđuje da svaki vremenski niz karakterizira značajna autokorelacija koja se proteže preko više vremenskih pomaka. Štoviše, sporo opadanje vrijednosti ACF dodatno potkrepljuje prisutnost dugog pamćenja i perzistentnosti u podacima.

Ovi nalazi naglašavaju važnost uvažavanja dugoročnih ovisnosti u analizi dohodovne konvergencije. Perzistentnost koju sugeriraju ACF grafikoni ukazuje na to da šokovi u dohodovnim diferencijalima između Hrvatske i odgovarajućih skupina zemalja imaju trajne učinke, te se frakcijska integracija nameće kao prikladna metoda za uvažavanje ovakve konvergencijske dinamike.

Tablica 2. *Rezultati ADF testa jediničnog korijena*

Skupina	RH-NMS8	RH-NMS12	RH-SE4	RH-EU15
Bez konstante i bez trenda	−0,3342	−0,2698	−4,1785***	−2,9700**
S konstantom i bez trenda	−1,2816	−1,0464	−0,7209	−1,2619
S konstantom i trendom	−1,2669	−1,3638	−2,6062*	−1,9528

Bilješka: ***, **, * označavaju značajnost $p < 0.01$, $p < 0.05$ i $p < 0.1$

Tablica 2 prikazuje rezultate ADF testa jediničnog korijena primijenjenog na vremenske nizove dohodovnih diferencijala između Hrvatske i četiri grupe zemalja. Kroz specificiranje različitih determinističkih komponenti u testnim jednažbama, omogućeno je testiranje različitih oblika dohodovne konvergencije: apsolutne konvergencije, uvjetne konvergencije te konvergencije prema determinističkom trendu.

Apsolutna konvergencija testira se specifikacijom bez konstante i trenda, gdje ADF test ispituje stacionarnost oko nulte razlike u BDP-u. Rezultati pokazuju da su testne statistike za skupine RH-NMS8 (−0,3342) i RH-NMS12 (−0,2698) nisu statistički značajne, što ne omogućuje odbacivanje nulte hipoteze o postojanju jediničnog korijena. Ovi nalazi sugeriraju odsutnost dokaza o apsolutnoj konvergenciji između Hrvatske i NMS8 te NMS12. Nasuprot tome, testne statistike za skupine RH-SE4 (−4,1785) i RH-EU15 (−2,97) su značajne na razinama od 1% i 5% značajnosti testa, što ukazuje na postojanje apsolutne konvergencije između Hrvatske i SE4 te EU15.

Uvjetna konvergencija ispituje se uključivanjem konstante u specifikaciju, gdje ADF test procjenjuje stacionarnost oko nenulte razlike u BDP-u. Rezultati pokazuju da niti jedna testna statistika za skupine RH-NMS8 (−1,2816), RH-NMS12 (−1,0464), RH-SE4 (−0,7209) i RH-EU15 (−1,2619) nije značajna na uobičajenim razinama. Ovo upućuje na nedostatak dokaza o uvjetnoj konvergenciji između Hrvatske i analiziranih skupina zemalja.

Konvergencija prema determinističkom trendu ispituje se specifikacijom koja uključuje i konstantu i trend, pri čemu ADF test procjenjuje stacionarnost oko determinističkog trenda, što implicira konvergenciju prema zajedničkoj putanji rasta. Rezultati pokazuju da testne statistike za skupine RH-NMS8 (−1,2669) i RH-NMS12 (−1,3638) nisu statistički značajne, što sugerira odsutnost konvergencije Hrvatske s ovim prema zajedničkom trendu. Za par RH-SE4, testna statistika iznosi −2,6062 što je značajno na razini od 10%, dok je za par RH-EU15 testna statistika −1,9528, što također ne omogućuje odbacivanje nulte hipoteze o jediničnom korijenu.

Tablica 3. Rezultati GPH testa za različite širine pojasa

Skupina	RH-NMS8	RH-NMS12	RH-SE4	RH-EU15
GPH ($d = 0,4$)	1,4347***	1,5002***	0,8852***	0,5643***
GPH ($d = 0,5$)	1,1921***	1,2523***	0,8712***	0,6541***
GPH ($d = 0,6$)	1,2860***	1,2915***	0,8867***	0,7256***
GPH ($d = 0,7$)	1,1137***	1,1047***	0,9279***	0,8405***
GPH ($d = 0,8$)	1,1511***	1,1534***	0,9272***	0,8554***
GPH ($d = 0,9$)	1,1446***	1,1048***	0,9516***	0,8986***

Bilješka: *** označava značajnost $p < 0.01$

Tablica 3 prikazuje rezultate GPH testa dohodovne konvergencije temeljenog na specifikaciji modela frakcijske integracije. Test je primijenjen na različite širine pojasa (od 0,4 do 0,9) kako bi se robusno ispitali nizovi dohodovnih diferencijala između Hrvatske i četiri skupine zemalja: NMS8, NMS12, SE4 te EU15. Parametar d pruža uvid u memorijske karakteristike, odnosno perzistentnost, analiziranih vremenskih nizova, što ima izravne implikacije za razumijevanje dohodovne konvergencije. Parametar d interpretira se na sljedeći način: kada je $d < 0,5$ niz je stacionaran i pokazuje kratku memoriju, što znači da šokovi imaju privremene učinke. Kada je $0,5 \leq d < 1$, niz je nestacionaran, ali se vraća svojoj sredini, implicirajući da šokovi imaju dugotrajne, ali ne trajne učinke. Vrijednost $d = 1$ označava da niz ima jedinični korijen, što znači da šokovi imaju trajne učinke. Za vrijednosti $d > 1$ niz je nestacionarna, ne vraća se svojoj sredini te pokazuje eksplozivno ponašanje, što također implicira trajne učinke šokova.

Za skupine RH-NMS8 i RH-NMS12, procijenjene vrijednosti parametra d su konzistentno veće od 1 kroz sve širine pojasa, krećući se u rasponu od 1,1137 do 1,4347 za RH-NMS8 i od 1,1047 do 1,5002 za skupinu RH-NMS12, te su statistički značajne na razini signifikantnosti od 1%. To ukazuje da su nizovi dohodovnih diferencijala između Hrvatske i ovih grupa nestacionarne i ne vraćaju se na srednju vrijednost. Takav rezultat implicira nepostojanje konvergencije, perzistentnost šokova te trajna odstupanja u razinama dohotka.

Procijenjene vrijednosti d za skupinu RH-SE4 kreću se od približno 0,8852 do 0,9516 i sve su značajne na istoj razini signifikantnosti od 1%. Takav rezultat implicira da je niz nestacionarna, ali se vraća srednjoj vrijednosti. To znači da, iako šokovi imaju dugotrajne učinke, dohodovne će se razlike smanjivati tijekom vremena.

Za skupinu RH-EU15, procijenjene vrijednosti parametra d se povećavaju od približno 0,5643 do 0,8986 kako se širina pojasa povećava, i sve su statistički značajne. Ovakvi rezultati sugeriraju da se niz dohodovnih diferencijala vraća na srednju vrijednost, što implicira postojanje konvergencije.

Rezultati testa frakcijske integracije potvrđuju zaključak o postojanju uvjetne dohodovne konvergencije između Hrvatske i EU15 te djelomično između Hrvatske i SE4, dok to nije potvrđeno u odnosu na NMS8 i NMS12. Konvergencijska dinamika između Hrvatske i EU15 je prisutna, ali izuzetno spora, što je naznačeno vrijednostima parametra d bližima 1. Konvergencija sa SE4 je nešto brža, ali rezultati zahtijevaju daljnju analizu zbog blizine vrijednosti parametra d kritičnoj granici. Parametar frakcijske integracije viši od 0,5 označava spor konvergencijski proces, dok vrijednosti bliže jediničnoj sugeriraju usporavanje tog procesa. To implicira da, iako postoji tendencija smanjenja dohodovnih razlika, dinamika konvergencije je takva da će biti potreban dugi vremenski period za postizanje značajnih rezultata.

Implikacije ovih rezultata valja tumačiti u kontekstu europskih integracijskih procesa. Unatoč kasnijem pristupanju Europskoj uniji, Hrvatska je primjenjivala slične mjere institucionalnog, pravnog i ekonomskog usklađivanja kao i nove članice EU iz skupina NMS8 i NMS12. Očekivalo se formiranje konvergencijskog kluba među ovim zemljama, no analiza to nije mogla potvrditi. Ovaj nalaz sugerira da institucionalna i pravna integracija ne rezultiraju nužno i ekonomskom konvergencijom, te da postoje duboko ukorijenjene strukturne razlike koje ometaju taj proces. Potvrda konvergencijske hipoteze za Hrvatsku i EU15 ukazuje da Hrvatska postupno smanjuje dohodovni jaz s razvijenijim članicama EU. Iako je proces spor, prisutnost konvergencijske dinamike postoji. Na kraju, brža konvergencija Hrvatske prema SE4 sugerira da se Hrvatska pridružuje konvergencijskom klubu zemalja južne Europe, koji karakteriziraju niže stope rasta i općenito slični ekonomski izazovi.

6. Zaključak

U radu je provedena analiza dohodovne konvergencije Hrvatske s različitim skupinama zemalja Europske unije koristeći analizu vremenskih nizova i metode frakcijske integracije. Dok je prethodna literatura pokazala postojanje dohodovne konvergencije za neke, ali ne sve posttranzicijske europske zemlje prema prosjeku EU, ovaj rad proširio je to područje fokusirajući se na konvergencijske obrasce specifične za Hrvatsku. Dodatno, pitanje dohodovne konvergencije smješteno je u širi kontekst europskih integracijskih procesa kroz analizu međusobne konvergencije između Hrvatske i prosjeka dohotka četiri grupe zemalja: EU15, NMS8, NMS12 i SE4. Time je omogućeno zaključivanje o smjeru ekonomske i institucionalne konvergencije unutar europskih integracija te o pripadnosti Hrvatske određenim konvergencijskim klubovima.

Rezultati testova frakcijske integracije dohodovnog diferencijala između Hrvatske i odabranih skupina zemalja pokazali su da konvergencija postoji između Hrvatske i EU15 te Hrvatske i SE4, dok ona nije potvrđena između Hrvatske i NMS8 te NMS12. Svi rezultati su robusni s obzirom na različite procjenitelje i različite izbore širine pojasa. Nalazi impliciraju da je konvergencija Hrvatske prema prosjeku EU15 i SE4 spor proces, ali nešto brži prema SE4. Također se nameće i zaključak da Hrvatska ne pripada konvergencijskom klubu novih članica (NMS8 i NMS12), već konvergencijskim klubovima EU15 i SE4, pri čemu je konvergencija prema SE4 robusnija i brža nego prema EU15.

Ovi nalazi imaju implikacije za europske integracijske procese. Unatoč kasnijem pristupanju Europskoj uniji i primjeni mjera institucionalnog, pravnog i ekonomskog usklađivanja s novim članicama, Hrvatska ne pokazuje dohodovnu konvergenciju s skupinama NMS8 i NMS12. To sugerira da institucionalna i pravna integracija ne rezultiraju nužno i ekonomskom konvergencijom. Čini se da Hrvatska ekonomski konvergira prema zemljama EU15 i SE4, koje karakteriziraju sporiji ili negativan gospodarski rast. Potvrda konvergencije prema SE4 ukazuje na pridruživanje Hrvatske konvergencijskom klubu južne Europe i općenito ukazuje na potrebu za politikama koje će potaknuti brži gospodarski rast i razvoj. Ovi nalazi naglašavaju važnost uvažavanja dugoročnih ovisnosti u analizi dohodovne konvergencije. Perzistentnost koju sugeriraju ACF grafikoni ukazuje na to da šokovi u dohodovnim diferencijalima između Hrvatske i odgovarajućih skupina zemalja imaju trajne učinke, te se frakcijska integracija nameće kao prikladna metoda za uvažavanje ovakve konvergencijske dinamike.

Literatura

- Aggarwal, S. (2023). Convergence of income: A review of the literature. *European Economic Letters*, 13(5):1918–1927. <https://www.eeet.org.uk/index.php/journal/article/view/1066>
- Alemu, S., Udvari, B. i Kotosz, B. (2024). Income convergence in Central and Eastern Europe: Evidence from cross-country panel data analysis. *Acta Oeconomica*. doi: 10.1556/032.2024.00016.
- Ayala, A., Cuñado, J. i Gil-Alana, L.A. (2012). Real convergence in Latin America: A fractionally integrated approach. *Applied Financial Economics*, 22(20):1713–1717. doi: 10.1080/09603107.2012.674204
- Barro, R. J. & Sala-i-Martin, X. (1992). Convergence. *Journal of Political Economy*, 100(2):223–251. doi: 10.1086/261816
- Bernard, A. B. i Durlauf, S. N. (1996). Interpreting tests of the convergence hypothesis. *Journal of Econometrics*, 71(1–2):161–173. doi: 10.1016/0304-4076(94)01699-2
- Bond, S., Hoeffler, A. i Temple, J. (2001). GMM Estimation of empirical growth models. *Economics Papers* [Preprint]. <https://ideas.repec.org/p/nuf/econwp/0121.html>
- Brüggemann, R. i Trenkler, C. (2007). Are Eastern European countries catching up? Time series evidence for Czech Republic, Hungary and Poland. *Applied Economics Letters*, 14(4):245–249. doi: 10.1080/13504850500425782
- Carlino, G.A. i Mills, L. O. (1993). Are U.S. regional incomes converging? *Journal of Monetary Economics*, 32(2):335–346. doi: 10.1016/0304-3932(93)90009-5
- Carrion-i-Silvestre, J. L., Del Barrio-Castro, T. i López-Bazo, E. (2005). Breaking the panels: An application to the GDP per capita. *Econometrics Journal*, 8(2):159–175. doi: 10.1111/j.1368-423x.2005.00158.x
- Caselli, F., Esquivel, G. i Lefort, F. (1996). Reopening the convergence debate: A new look at cross-country growth empirics. *Journal of Economic Growth*, 1(3):363–389. doi: 10.1007/bf00141044
- Cuñado, J., Gil-Alana, L. A. i De Gracia, F. P. (2003). Empirical evidence on real convergence in some OECD countries. *Applied Economics Letters*, 10(3):173–176. doi: 10.1080/1350485022000044066
- Cuñado, J., Gil-Alana, L.A. i De Gracia, F. P. (2006). Additional empirical evidence on real convergence: A fractionally integrated approach. *Review of World Economics*, 142(1):67–91. doi: 10.1007/s10290-006-0057-9
- Evans, P. i Karras, G. (1996a). Convergence revisited. *Journal of Monetary Economics*, 37(2):249–265. doi: 10.1016/s0304-3932(96)90036-7
- Evans, P. i Karras, G. (1996b). Do economies converge? Evidence from a panel of U.S. states. *The Review of Economics and Statistics*, 78(3):384–388. doi: 10.2307/2109785
- Fleissig, A. i Strauss, J. (2001). Panel unit-root tests of OECD stochastic convergence. *Review of International Economics*, 9(1):153–162. doi: 10.1111/1467-9396.00270
- Geweke, J. i Porter-Hudak, S. (1983). The estimation and application of long memory time series models. *Journal of Time Series Analysis*, 4(4):221–238. doi: 10.1111/j.1467-9892.1983.tb00371.x
- Gil-Alana, L. A. i Hualde, J. (2009). *Fractional integration and cointegration: An overview and an empirical application*. U: Mills, T. C. i Patterson, K. (ur.), *Palgrave Handbook of Econometrics*, 434–469. Palgrave Macmillan, London. doi: 10.1057/9780230244405-10
- Granger, C. W. J. (1980). Long memory relationships and the aggregation of dynamic models. *Journal of Econometrics*, 14(2):227–238. doi: 10.1016/0304-4076(80)90092-5
- Granger, C. W. J. (1981). Some properties of time series data and their use in econometric model specification. *Journal of Econometrics*, 16(1):121–130. doi: 10.1016/0304-4076(81)90079-8
- Granger, C. W. J. i Joyeux, R. (1980). An introduction to long-memory time series models and fractional differencing. *Journal of Time Series Analysis*, 1(1):15–29. doi: 10.1111/j.1467-9892.1980.tb00297.x
- Herz, B. i Vogel, L. (2003). Regional convergence in Central and Eastern Europe: Evidence from a decade of transition. *Urban Economics & Regional Studies* [Forthcoming]. doi: 10.2139/ssrn.988275.
- Holobiuc, A. M. (2021). Real convergence in Central and Eastern Europe. A comparative analysis of countries and regions. *Proceedings of the International Conference on Business Excellence*, 15:824–837. doi: 10.2478/picbe-2021-0076.

- Hosking, J. R. M. (1981). Fractional differencing. *Biometrika*, 68(1):165–176. doi: [10.1093/biomet/68.1.165](https://doi.org/10.1093/biomet/68.1.165)
- Hualde, J. i Nielsen, M. (2023). Fractional integration and cointegration. *Oxford Research Encyclopedia of Economics and Finance*. doi: [10.1093/acrefore/9780190625979.013.639](https://doi.org/10.1093/acrefore/9780190625979.013.639)
- Islam, N. (1995). Growth empirics: A panel data approach. *The Quarterly Journal of Economics*, 110(4):1127–1170. doi: [10.2307/2946651](https://doi.org/10.2307/2946651)
- Jones, B. (2002). Economic integration and convergence of per capita income in West Africa. *African Development Review*, 14(1):18–47. doi: [10.1111/1467-8268.00044](https://doi.org/10.1111/1467-8268.00044)
- Kamal, M. i Arteché, J. (2024). Do Spanish regions converge? A time-series approach using fractional cointegration. *Applied Economics*, 56(59):8666–8679. doi: [10.1080/00036846.2023.2293089](https://doi.org/10.1080/00036846.2023.2293089)
- Kim, J. (2005). Convergence hypothesis of regional income in Korea. *Applied Economics Letters*, 12(7):431–435. doi: [10.1080/13504850500109824](https://doi.org/10.1080/13504850500109824)
- Knight, M., Loayza, N. i Villanueva, D. (1993). Testing the neoclassical theory of economic growth: A panel data approach. *Staff Papers – International Monetary Fund*, 40(3):512–549. doi: [10.2307/3867446](https://doi.org/10.2307/3867446)
- Lee, M., Pesaran, M. H. i Smith, R. (1998). Growth convergence: Some panel data evidence. *Applied Economics*, 30(7):907–912. doi: [10.1080/000368498325336](https://doi.org/10.1080/000368498325336)
- Mankiw, N. G., Romer, D. i Weil, D.N. (1992). A contribution to the empirics of economic growth. *The Quarterly Journal of Economics*, 107(2):407–437. doi: [10.2307/2118477](https://doi.org/10.2307/2118477)
- Matkowski, Z., Próchniak, M. i Rapacki, R. (2016). Real Income Convergence between Central Eastern and Western Europe: Past, Present, and Prospects. *Ekonomista*, 6:853–892. <https://archiwum.pte.pl/pliki/1/8905/Ekonomista2016-6-pages-84-123.pdf>
- Mello, M. i Guimaraes-Filho, R. (2007). A note on fractional stochastic convergence. *Economics Bulletin*, 3(16):1–14. <http://economicsbulletin.vanderbilt.edu/2007/volume3/EB-07C20005A.pdf>
- Michelacci, C. i Zaffaroni, P. (2000). Fractional beta convergence. *Journal of Monetary Economics*, 45(1):129–153. doi: [10.1016/s0304-3932\(99\)00045-8](https://doi.org/10.1016/s0304-3932(99)00045-8)
- Nenovsky, N. i Tochkov, K. (2013). The distribution dynamics of income in Central and Eastern Europe relative to the EU: A nonparametric analysis. *Institutions & Transition Economics*. doi: [10.2139/ssrn.2370625](https://doi.org/10.2139/ssrn.2370625)
- Nenovsky, N. i Tochkov, K. (2014). Transition, integration and catching up: Income convergence between Central and Eastern Europe and the European Union. *Mondes en Développement*, 42(3):73–92. doi: [10.3917/MED.167.0073](https://doi.org/10.3917/MED.167.0073)
- Pesaran, M. H. (2006). A pair-wise approach to testing for output and growth convergence. *Journal of Econometrics*, 138(1):312–355. doi: [10.1016/j.jeconom.2006.05.024](https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2006.05.024)
- Smetkowski, M. i Wójcik, P. (2012). Regional convergence in Central and Eastern European Countries: A multidimensional approach. *European Planning Studies*, 20(6):923–939. doi: [10.1080/09654313.2012.673560](https://doi.org/10.1080/09654313.2012.673560)
- Stanišić, N. (2012). The effects of the economic crisis on income convergence in the European Union. *Acta Oeconomica*, 6(2):161–182. doi: [10.1556/AOECON.62.2012.2.2](https://doi.org/10.1556/AOECON.62.2012.2.2)

Income convergence of Croatia within the European Union: An empirical analysis of fractional integration

SUMMARY

The paper analyzes Croatia's income convergence over the period from 2000 to 2024 with respect to four groups of countries: the EU15, NMS8, NMS12, and SE4. Using time series methodology and fractional integration, the study examines Croatia's affiliation with different convergence clubs within the European Union. The results indicate that Croatia is converging toward the income levels of the EU15 and SE4, with estimated fractional integration parameters of 0.87 and 0.95, respectively. This suggests a slow but steady convergence process. However, convergence toward the NMS8 and NMS12 groups is not confirmed, as the parameters exceed 1, indicating persistent income disparities. These findings imply that Croatia is economically aligning more closely with the older EU member states and Southern European countries, but not with the newer member states.

ARTICLE TYPE

Preliminary communication

ARTICLE INFO

Received: January 7, 2025

Accepted: February 13, 2025

DOI: 10.62366/crebss.2025.1.003

JEL: C22, F15, O47, R11

KEYWORDS

income convergence, fractional integration, convergence clubs, process of European integration