

Mladen Rebić¹
Jelena Trivić²

EKONOMSKA SLOBODA I EKONOMSKA NEJEDNAKOST: DUGOTRAJNA RAVNOTEŽA ZA ODABRANE EVROPSKE ZEMLJE

Apstrakt: U radu su predstavljeni rezultati istraživanja o ekonomskoj slobodi i njenom uticaju na ekonomsku nejednakost. Korištenjem podataka iz panela za period od 2000. do 2019. godine, ispitana je dugoročna veza između ekonomske slobode i nejednakosti u prihodima za odabrane evropske zemlje. Osnovni cilj rada jeste da se, primenom tehnike kointegracije, istraži postojanje dugoročne ravnoteže između ekonomske slobode i ekonomske nejednakosti. Rezultati, do kojih se istraživanjem došlo, pokazali su da viši nivo ekonomske slobode dovodi do veće jednakosti.

Ključne reči: ekonomska sloboda, ekonomska nejednakost, dugoročna ravnoteža, kointegracija

ECONOMIC FREEDOM AND ECONOMIC INEQUALITY: A LONG-TERM BALANCE FOR SELECTED EUROPEAN COUNTRIES

Abstract: The paper presents the results of research on economic freedom and its impact on economic inequality. Using panel data for the period from 2000 to 2019, the long-term relationship between economic freedom and income inequality in selected European countries is examined. The main goal of this paper is to investigate the existence of a long - term balance between economic freedom and economic inequality, using the technique of co-integration. The results of the research showed that a higher level of economic freedom leads to greater equality.

Keywords: economic freedom, economic inequality, long-term equilibrium, co-integration

UVOD

*Razvoj se može videti ... kao proces širenja stvarne slobode u kojoj ljudi uživaju -
Amartya Sen*

*Politika slobode za pojedinca jedina je istinski progresivna politika -
Friedrich Hayek*

*Društvo koje jednakost (u smislu jednakosti ishoda) stavlja ispred slobode neće završiti ni sa jednakošću ni sa slobodom. Upotreba sile za postizanje jednakosti uništiće slobodu, a sila, uvedena u dobre svrhe, završit će u rukama ljudi koji je koriste za promociju sopstvenih interesa -
Milton Friedman & Rose D. Friedman*

Ekonomsku slobodu najbolje je shvatiti kao samu suštinu tržišne ekonomije i moći nevidljive ruke Adama Smita. Ekonomska sloboda i raspodela dohotka mogu imati različit odnos u različitim fazama ekonomske slobode. Prema Kuznecu (1955), ekonomska nejednakost sledi obrnuti "U" obrazac. U ranim fazama ekonomskog rasta, ekonomska nejednakost će se povećavati, a nakon svog vrhunca će se smanjivati.

U ekonomskom značenju, obrnuti U obrazac poznat je pod nazivom Kuznjecova kriva. Kuznjecova kriva je veoma važna za razumevanje odnosa između ekonomske slobode i raspodele dohotka. Kratkoročno, u ranim fazama ekonomske slobode, nizak nivo ekonomske slobode mogao bi da dovede do povećanja ekonomske nejednakosti. Sprovođenje politika koje kratkoročno povećavaju ekonomsku slobodu znače manje poreza i manje transfera, što dovodi do povećanja ekonomske nejednakosti. Dugoročno, viši nivo ekonomske slobode će ubrzati ekonomski rast, što će obezbediti korist svim dohodovnim grupama, tako, ekonomska nejednakost pada. Veća ekonomska sloboda dovešće do veće jednakosti u raspodeli dohotka, samo ako prihod grupa sa niskim prihodima raste brže od prihoda ostalih grupa dohotka.

¹ Ekonomski fakultet Pale ✉ mladen.rebic@ekofis.ues.rs.ba

² Ekonomski fakultet u Banjoj Luci ✉ jelena.trivic@ef.unibl.org

Ekonomska literatura nije bogata istraživanjima o slobodi i raspodeli dohotka i u literaturi ne postoji konsenzus o neto uticaju ekonomske slobode na raspodelu dohotka. Hipoteza ovog rada je da li ekonomska sloboda dovodi do veće jednakosti u raspodeli dohotka. Analizu je sprovedena u sledećim zemljama: Austriji, Belgiji, Francuskoj, Nemačkoj, Grčkoj, Italiji, Holandiji, Norveškoj, Portugaliji, Španiji, Švedskoj i Ujedinjenom Kraljevstvu, za vremenski period 2000-2019. U radu je pored već ustaljenih istraživačkih metoda analize, sinteze, indukcije, dedukcije, komparacije, analogije, istorijskog metoda, metoda potvrđivanja I odbacivanja, primenjeni metod kointegracije pomoću koga je istražena veza između ekonomske slobode i nejednakosti dohotka.

Rad je strukturiran na sledeći način. Odeljak 2 govori o teorijskoj pozadini. Odeljak 3 pruža informacije o podacima, specifikaciji modela i primenjenoj metodologiji. Odeljak 4 predstavlja empirijske rezultate za komponente ekonomske slobode, kao i za ukupni indeks ekonomske slobode, uz diskusiju. Odeljak 5 zaključuje rad.

2. TEORIJSKA POZADINA

Kao što smo napomenuli u uvodu, u ekonomskoj literaturi ne postoji konsenzus o odnosu ekonomskih sloboda i ekonomske nejednakosti. Pregled prethodnih istraživanja o odnosu nejednakosti dohotka i ekonomskih sloboda izveli su Bennet i Nikolaev (2016). Oni tvrde da je empirijska heterogenost razlog mešovityh rezultata istraživanja (tj. različitog izbora ekonometrijskih modela, uzorka zemalja, vremenskog perioda i/ili mera nejednakosti i slobode korišćenih u studijama). Slično tome, Holcombe i Boudreaux (2016) imaju naglasio je da je mešoviti rezultat istraživanja o vezi između ekonomskih sloboda i ekonomske nejednakosti rezultat različitih mera nejednakosti iako se koristi identična procena.

Pionirsko istraživanje o vezi između ekonomske slobode i ekonomske nejednakosti sproveo je Berggren (1998, 1999) za odabir zemalja u rasponu od 57 do 66. Prema Berggrenu, povećanje ekonomske slobode između 1975. i 1985. dovelo je do veće jednakosti. Berggren zaključuje da bi u kratkom roku primena politika koje favorizuju ekonomsku slobodu mogla povećati nejednakost u prihodima. Glavni razlog ove kratkoročne trgovine je niži redistributivni porez, tj. politike preraspodele koje su u korist bogatih. Ali, dugoročno gledano, prihod grupa sa niskim prihodima raste bržim tempom od prihoda ostalih grupa, što nadmašuje porast nejednakosti u prihodima.

Istraživanje o ulozi ekonomske slobode u raspodeli dohotka za objedinjeni uzorak od 26 zemalja izveo je Sculli (2002). Autor otkriva da će ekonomska sloboda dovesti do veće jednakosti, uz marginalni kompromis između rasta i nejednakosti u prihodima. Dinamični odnos između ekonomske slobode i nejednakosti dohotka širom američkih država istraživali su Bennett i Vedder (2013). Autori su pružili snažne dokaze o pozitivnom efektu povećanja ekonomske slobode na ekonomsku jednakost. Ali, oni takođe tvrde da taj odnos zavisi od početnog nivoa ekonomske slobode.

Studija koju su izveli Perez-Moreno & Angulo-Guerrero (2016) ispituje odnos između ekonomske slobode i nejednakosti dohotka u zemljama EU koristeći podatke iz panela za 2000. godine. Prema Perez-Moreno & Angulo-Guerrero, viši nivo ekonomske slobode dovešće do veće nejednakosti u dohotku, kako za indeks Frejser instituta, tako i za indeks Heritage Foundation. Njihovi rezultati sugerišu da veličina i propisi vlade imaju statistički značajan uticaj na nejednakost dohotka, dok pravni sistem i imovinska prava, zdrav novac i sloboda međunarodne trgovine nisu značajno povezani sa nejednakošću dohotka.

Da bi identifikovao dugoročnu ravnotežnu vezu između ukupnog indeksa ekonomske slobode i njegovih komponenti i nejednakosti dohotka, na panel podacima za 58 zemalja od 1980-2010., Apergis (2015) je primenio i linearne i nelinearne (Panel Smooth Threshold Regression) metode procene kointegracije. Autor navodi da je za linearne dugoročne procene parametara za čitav panel zemalja povezanost negativna. Ali, za nelinearne dugoročne procene parametara, veza između ekonomske slobode i nejednakosti dohotka je negativna iznad granične tačke. Iako postoji pozitivna povezanost ispod ovog praga.

3. PODACI I METODOLOGIJA

Analizau ovom radu sprovedena je u sledećim zemljama: Austrija (AUS), Belgija (BEL), Francuska (FRA), Nemačka (GER), Grčka (GRE), Italija (ITA), Holandija (NET), Norveška (NOR), Portugal (POR), Španija (SPA), Švedska (SVE) i Ujedinjeno Kraljevstvo (UK), za vremenski period 2000-2019. Varijable, njihova definicija i izvori su predstavljeni u tabeli (1).

Tabela (1): Opis varijabli

Varijabla	Opis	Izvor
GINI	Gini koeficijent ekvivalentnog raspoloživog dohotka	EUROSTAT
QSR	Odnos kvintilnih udela (odnos S80/S20); Izračunato kao odnos ukupnog dohotka koji prima 20 procenata stanovništva sa najvišim dohotkom (gornji kvintil) i ukupnog dohotka koji prima 20 procenata stanovništva sa najnižim dohotkom (najniži kvintil).	EUROSTAT
Ypc	BDP po stanovniku; Po tržišnim cenama, u standardu kupovne moći (PPS, EU27 od 2020) po stanovniku	EUROSTAT
UN	Stopa nezaposlenosti; Od 15 do 74 godine, prema zemlji koja izveštava	EUROSTAT
POP65	Procenat stanovništva starog 65 godina i više	EUROSTAT
EDU	Više i srednje obrazovanje ne-tercijarno obrazovanje (nivo 3 i 4), od 15 do 64 godine, Tercijarno obrazovanje (nivoi 5-8); od 15 do 64 godine, kao procenat	EUROSTAT
EFI	Index ekonomskih sloboda	FRASER INSTITUTE
EFI1	Veličina vlade	FRASER INSTITUTE
EFI2	Pravni sistem i imovinska prava	FRASER INSTITUTE
EFI3	Zdrav novac	FRASER INSTITUTE
EFI4	Sloboda međunarodne trgovine	FRASER INSTITUTE
EFI5	Regulacija/propisi	FRASER INSTITUTE

3.1. Podaci

Ovaj rad uključuje godišnje podatke za neuravnoteženi panel od 12 zemalja, koje su sve punopravne članice EU, osim Velike Britanije i NOR. Naša glavna zavisna promenljiva je nejednakost dohotka, koja je prikazana GINI indeksom i odnosom kvintilnog udela u prihodu (odnos S80/S20). Primarna nezavisna promenljiva je Indeks ekonomske slobode (EFI), koji Fraser Institut godišnje izveštava od 2000. godine u časopisu Economic Freedom of the World (Gvartnei et al., 2013). Ekonomska sloboda znači stepen do kojeg postoji tržišna ekonomija, gde su centralne komponente dobrovoljna razmena, slobodna konkurencija i zaštita ljudi i imovine (Gvartnei, et al., 2002, str. 5). Izabrali smo indeks Fraiser Institute za indeks ekonomske slobode koji je obezbedila Heritage Foundation (HFI), jednostavno zato što je ekonomska sloboda sveta najčešće korišćena referenca u akademskom kontekstu poslednjih godina. Prema De Haan i sar. (2006), Indeks ekonomske slobode blisko je povezan sa takozvanim „vašingtonskim konsenzusom“, prema terminu koji je 1989. godine smislio Džon Vilijamson.

EFI sadrži pet ekonomskih sloboda: EFI1 veličina vlade, EFI2 pravni sistem i imovinska prava, EFI3 zdrav novac, EFI4 sloboda međunarodne trgovine i EFI5 propisi. Ovih pet komponentata su podjednako ponderisane i prosečne da bi se dobio ukupni EFI rezultat za svaku ekonomiju. Date komponente sastoje se od 24 potkomponente, pri čemu se svaka komponenta meri od 0 („nema ekonomske slobode“) do 10 („puna ekonomska sloboda“). U ovom radu ispituju se efekti ne samo ukupnog indeksa već i pojedinačnih komponenti indeksa na nejednakost dohotka.

Kontrolne promenljive korišćene u ovom radu zasnovane su na literaturi prethodnih istraživanja. Prva kontrolna promenljiva je BDP po stanovniku (Ipc), po tržišnim cenama, u standardu kupovne moći (PPS, EU27 od 2020) (Carter, 2006). Druga i treća kontrolna varijabla su stopa nezaposlenosti (UN) i udeo stanovništva starijeg od 65 godina (POP65) za pokrivanje državnih izdataka za socijalnu pomoć (Carter, 2006). Za merenje pismenosti korišćeno je srednjoškolsko i

tercijarno obrazovanje kao četvrta kontrolna promenljiva (Ashbi i Sobel, 2008). Opisna statistika za korišteni uzorak u ovom istraživanju predstavljena je u tabeli 1.

Tabela 1: Deskriptivna statistika

Varijable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
gini	222	29.5009	3.663282	22.5	38.1
qsr	192	4.777552	1.000779	3.21	6.96
ypc	240	28568.71	6828.814	15680.1	48303.1
un	235	7.770213	4.737914	2	26.5
pop65	240	17.79042	1.983307	13.6	22.8
edu	236	65.56695	13.94511	21	83.3
efi	228	7.692939	0.276346	6.63	8.52
efi1	228	5.689167	0.738882	4.08	7.19
efi2	228	7.337368	0.713802	5.58	8.49
efi3	228	9.501316	0.310459	7.01	9.86
efi4	228	8.509518	0.429374	7.43	9.5
efi5	228	7.428509	0.655727	5.57	8.66

Kalkulacija autora

Opisni statistički podaci o korištenim varijablama po zemljama predstavljeni su u tabeli 2.

Tabela 2: Deskriptivna statistika po zemljama

Country	QSR			GINI			EFI		
	Mean	Std. Dev.	Freq.	Mean	Std. Dev.	Freq.	Mean	Std. Dev.	Freq.
AUS	4.056471	0.192189	17	26.77368	1.227845	19	7.85	0.090615	19
BEL	3.916471	0.166769	17	26.78947	1.177518	19	7.628421	0.100403	19
FRA	4.288125	0.201535	16	28.78421	1.25577	19	7.531053	0.072946	19
GER	4.590667	0.363013	15	28.24	2.177976	20	7.861053	0.074528	19
GRE	6.05	0.429666	17	33.51579	0.923919	19	7.12579	0.260711	19
ITA	5.693125	0.298054	16	32.05	1.229658	18	7.612105	0.08766	19
NET	3.860667	0.153319	15	26.75556	0.935082	18	7.808421	0.085911	19
NOR	3.658824	0.382866	17	24.92222	1.829033	18	7.665789	0.102487	19
POR	6.035	0.539259	16	35.06111	1.873386	18	7.53	0.130256	19
SPA	6.08	0.510777	16	33.04211	1.167293	19	7.757368	0.120823	19
SWE	3.885625	0.338604	16	25.52778	1.681668	18	7.728421	0.085001	19
UK	5.3014286	0.3057364	14	32.794118	1.3226253	17	8.2168422	0.1700345	19
Total	4.777552	1.000779	192	29.5009	3.663282	222	7.692939	0.276346	228

Kalkulacija autora

Zemlje koje imaju najmanju nejednakost u proseku su Švedska (3,88 KSR) i Norveška (24,9 GINI). Najviši nivo EFI imaju Ujedinjeno Kraljevstvo, Nemačka i Holandija.

3.2. Test jediničnog korena

Prvi korak u našoj analizi je pružanje dokaza o stepenu zavisnosti preostalog preseka. Ako primenimo testove korenskog panela jedinice prve generacije, a zanemarujemo značajan stepen pozitivne rezidualne zavisnosti poprečnog preseka, to će rezultirati lažnim rezultatima. Da bismo testirali nultu hipotezu da u vremenskim serijama $CD \sim N(0,1)$ ne postoji zavisnost (korelacija) preseka, u radu je primenjen test Pesaran-ove zavisnosti preseka (CD) (2004). Rezultati testa zavisnosti od preseka predstavljeni su u tabeli 3.

Tabela 3: Test zavisnosti preseka

Varijabla	CD test	P vrednost
GINI	-1.012	0.312
QSR	-0.546	0.585
Ypc	30.641	0.000
UN	10.539	0.000
POP65	33.02	0.000
EDU	33.394	0.000
EFI	13.843	0.000
EFI1	7.321	0.000
EFI2	8.316	0.000
EFI3	19.873	0.000
EFI4	31.327	0.000
EFI5	12.455	0.000

Kalkulacija autora

Rezultati testa zavisnosti preseka pružaju dokaz o visokom nivou rezidualne zavisnosti od preseka za sve promenljive, osim za naše dve mere o nejednakosti dohotka. Za ove dve promenljive primenjivaćemo testove korenskih panela prve generacije panela (Im, Pesaran i Shin test IPS), a za ostale varijable primenjivaćemo korenske testove druge generacije panela (CIPS unakrsne odeljak Im, Pesaran i Shin, i CADF Pesaran). Rezultati su predstavljeni u tabeli 4. Detaljni rezultati za testove jediničnog korena nalaze se u dodatku.

Tabela 4: Test jediničnog korena

Varijable	Stacionarnost
GINI	I (1)
QSR	I (1)
Ypc	I (1)
UN	I (1)
POP65	I (0)
EDU	I (1)
EFI	I (0)
EFI1	I (1)
EFI2	I (1)
EFI3	I (0)
EFI4	I (1)
EFI5	I (1)

Kalkulacija autora

U ovoj situaciji, kada serije nemaju isti nivo integracije, ne možemo primeniti standardne testove kointegracije kao što su Pedroni, Kao i Fisher Johansen test. Da bismo procenili kako dugoročne, tako i kratkoročne efekte, na osnovu serija podataka panela sa različitim nivoom integracije, ali nižim od I (2), u našoj studiji ćemo primeniti relativno novi PMG ARDL (Autoregresivno distribuirani Lag) model koji su predložili Pesaran (1997) i Pesaran and Shin (1999). Oblik dinamičkog ARDL (p, k) modela definisali su Pesaran i Shin (1997):

$$y_{it} = \sum_{j=1}^p \lambda_{ij} y_{i,t-j} + \sum_{j=0}^q \delta_{ij} x_{i,t-j} + \mu_i + \varepsilon_{ij} \quad (1)$$

, gde i predstavlja broj jedinica posmatranja $i = 1, 2, \dots, N$; t predstavlja broj vremenskih slučajeva $t = 1, 2, \dots, T$; x_{it} je vektor nezavisnih promenljivih dimenzije $k \times 1$; λ_{ij} je koeficijent zaostale zavisne promenljive; μ_i je parametar koji određuje specifične efekte grupe ili jedinice posmatranja.

Pre nego što primenimo model PMG ARDL, moramo proveriti prisustvo multikolinearnosti. Matrica korelacije je predstavljena u tabeli 5.

Tabela 5: Matrica korelacije

	GINI	QSR	Ypc	UN	POP65	EDU	EFI	EFI1	EFI2	EFI3	EFI4	EFI5
GINI	1											
QSR	0.98	1										
Ypc	-0.68	-0.76	1									
UN	0.56	0.68	-0.63	1								
POP65	0.38	0.45	-0.13	0.46	1							
EDU	-0.62	-0.62	0.69	-0.32	-0.02	1						
EFI	-0.21	-0.29	0.31	-0.49	-0.35	0.25	1					
EFI1	0.56	0.57	-0.32	0.13	0.17	-0.31	0.32	1				
EFI2	-0.65	-0.7	0.66	-0.72	-0.51	0.46	0.66	-0.17	1			
EFI3	0.03	0.02	-0.1	0.04	-0.04	-0.14	0.36	0.11	0.01	1		
EFI4	0.02	0.04	-0.38	-0.09	-0.27	-0.17	0.45	0.01	0.06	0.26	1	
EFI5	-0.36	-0.48	0.57	-0.37	-0.17	0.53	0.56	-0.31	0.45	-0.02	0.09	1

Kalkulacija autora

Najveći koeficijent korelacije je -0,76, što znači da je koeficijent determinacije 0,5776, što je ekvivalentno VIF-u od 2,36. To znači da problem multikolinearnosti ne utiče na naše podatke.

Prvo ćemo primeniti model PMG ARDL da bismo testirali uticaj ekonomske slobode na obe mere nejednakosti dohotka, GINI indeks i odnos kvintilnog udela u prihodu (odnos S80/S20). Rezultati procene PMG ARDL predstavljeni su u tabeli 6.

Tabela 8: PMG ARDL procena

Varijable	GINI		QSR	
	Model 1		Model 2	
SR				
ECT	-0.535***	(0.134)	-0.606***	(0.152)
EFI = D _t	-0.286	(0.271)	-0.143	(0.578)
Ypc = D _t	-0.271*	(0.152)	-0.261	(0.303)
UN = D _t	-0.061	(0.061)	-0.036	(0.136)
POP65 = D _t	-0.449	(0.509)	-0.819	(1.270)
EDU = D _t	-0.109	(0.111)	-0.147	(0.232)
LR				
EFI	0.958***	(0.074)	0.950***	(0.307)
Ypc	0.334***	(0.038)	0.537***	(0.139)
UN	0.108***	(0.007)	0.173***	(0.034)
POP65	-0.044*	(0.024)	1.234***	(0.193)
EDU	-0.137***	(0.024)	-0.408***	(0.090)
Constant	-0.617***	(0.147)	-4.241***	(1.067)
Obzervacije	184		167	
Log Lik	501.3		382.5	
AIC	-978.6		-741.1	
BIC	-940		-703.7	

Standardne greške u zagradama

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Kalkulacija autora

Prema log-verovatnoći, Akaikeu i Baiesovom informacionom kriterijumu, najbolji PMG ARDL procenjivač je Model 1. Iako je model 1 najefikasniji procenjivač, osnovni rezultati, u vezi sa našim promenljivim, su gotovo identični. U oba naša modela izraz za korekciju greške je negativan, statistički značajan i unutar (0, -2), što znači da naše promenljive imaju dugoročnu ravnotežu. Rezultati do kojih se došlo podržavaju postojanje pozitivne, dugoročne veze između ekonomske slobode i ekonomske nejednakosti, a postoje u skladu sa Carter-om (2007), Perez-Moreno-om i Angulo-Guerrero-om (2016) i Bergom i Nilsson-om (2010). Naš zaključak zasnivaće se na proceni PMG-a za model 1.

Pozitivan i statistički značajan uticaj dohotka po stanovniku na nejednakost dohotka sugerise kompromis između većeg dohotka po stanovniku i veće jednakosti dohotka. Ovaj kompromis između efikasnosti i jednakosti podržan je u studijama Voitchovski (2005), Forbes (2000), Li i Zhou (1998) i Barro (1998). Rezultati do kojih smo došli u ovom istraživanju ukazuju na negativan koeficijent kod fakultetskih dostignuća i pozitivan na stopu nezaposlenosti. Negativni koeficijent na fakultetskom uspehu znači da će, što je bolje obrazovano stanovništvo, biti niža nejednakost u prihodima. Pozitivni koeficijent na stopi nezaposlenosti znači veću verovatnoću postojanja ekonomije nejednakih dohodaka. Što se tiče odnosa između dohotka, nejednakosti i nezaposlenosti, naši rezultati ukazuju na kompromis između nejednakosti dohotka i nezaposlenosti. Ova vrsta odnosa u skladu je sa prisustvom kompromisa između većeg dohotka po stanovniku i veće jednakosti dohotka.

U prvom koraku smo izabrali Model 1, sa GINI indeksom kao nezavisnom promenljivom, kao najefikasniji esstimator. Drugo, primenićemo PMG ARDL model za testiranje uticaja pojedine potkomponente EFI samo na GINI indeks. Rezultati procene PMG ARDL predstavljeni su u tabeli 9a i tabeli 9b.

Tabela 9a: PMG ARDL
kratkoročna procena

Varijable	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5
SR					
ECT	-0.531*** (0.165)	-0.561** (0.274)	-0.623*** (0.207)	-0.490*** (0.171)	-0.647*** (0.171)
lefi1 = D,	-0.090 (0.115)				
lefi2 = D,		0.112 (0.185)			
lefi3 = D,			-0.183 (0.257)		
lefi4 = D,				0.012 (0.096)	
lefi5 = D,					-0.007 (0.271)
lypc = D,	-0.235 (0.177)	-0.260 (0.163)	-0.252* (0.147)	-0.042 (0.046)	-0.342** (0.160)
lun = D,	-0.065 (0.064)	-0.065 (0.740)	-0.055 (0.061)	-0.344 (0.676)	-0.044 (0.040)
lpop65 = D,	-0.243 (0.677)	0.146 (0.571)	-0.584 (0.617)	-0.506 (0.362)	-0.568 (0.568)
lledu = D,	0.145 (0.394)	0.525 (0.064)	0.528 (0.413)	-0.505577 (0.362)	0.067 (0.463)

Standardne greške u zagradama

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Kalkulacija autora

Tabela 9b: PMG ARDL
dugoročna procena

LR					
lefi1	0.305*** (0.029)				
lefi2		-0.432*** (0.146)			
lefi3			0.138* (0.075)		
lefi4				-0.438*** (0.072)	
lefi5					0.402*** (0.072)

lypc	0.224***	0.244***	0.309***	-0.196***	-0.082**
	(0.036)	(0.033)	(0.040)	(0.046)	(0.041)
lun	0.099***	0.078***	0.086***	0.043***	0.029**
	(0.007)	(0.011)	(0.011)	(0.014)	(0.014)
lpop65	0.164***	-0.012	0.126**	0.868***	0.379***
	(0.023)	(0.064)	(0.055)	(0.069)	(0.067)
lledu	-0.159***	-0.218***	-	-0.716***	-
	(0.048)	(0.062)	0.327***	(0.085)	0.430***
Constant	0.280***	1.395**	0.457***	3.344***	2.633***
	(0.097)	(0.694)	(0.157)	(1.157)	(0.701)
Observations	184	184	184	184	184
Log Lik	508.8	494.1	496.3	496.4	503.8
AIC	-993.7	-964.3	-968.5	-968.9	-983.6
BIC	-955.1	-925.7	-930	-930.3	-945

Standardne greške u zagradama

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Kalkulacija autora

Koeficijenti su statistički značajni za svih pet potkomponentata. Imamo pozitivan uticaj na EFI 1, EFI 3 i EFI 5, dok EFI 2 i EFI 4 imaju negativan uticaj na ekonomsku nejednakost.

EFI1 se odnosi na veličinu vlade. Što je veća vlada, to će biti niža ekonomska sloboda. Dakle, dobijeni rezultati pokazuju da će veća vlada smanjiti nejednakost u prihodima. Naši rezultati podržavaju pristup da države sa većim sistemima socijalne zaštite imaju nižu nejednakost u prihodima. Zbog redistributivne prirode transfera u javnom sektoru i bezgotovinskih usluga. EFI3 se odnosi na zdrav novac. Što je veća nepredviđena inflacija, to će ekonomska sloboda biti niža. Pozitivan odnos znači da bi niža nepredviđena inflacija podrazumevala veću nejednakost. Ovde smo očekivali negativan odnos. Jednostavno zato što je inflacija relativno štetnija za one koji imaju niske prihode i na taj način može doprineti nejednakosti u dohotku. EFI5 se poziva na regulativu. Što manje propisa znači veću ekonomsku slobodu. Naši nalazi sugerišu da će manja regulativa povećati nejednakost u prihodima.

EFI2 se odnosi na pravni sistem i imovinska prava. Negativni odnos znači da su bolji pravni sistem i zaštita imovinskih prava povezani sa nižom nejednakošću (Gradstein, 2007). EFI4 se odnosi na slobodu međunarodne trgovine. Što su veći porezi, carinske stope i trgovinske barijere i kontrole tržišta kapitala, to će biti niža ekonomska sloboda. Negativni odnos znači da bi niži porezi, carinske stope i trgovinske barijere i kontrole tržišta kapitala podrazumevale nižu nejednakost.

ZAKLJUČAK

Ovaj rad analizira uticaj ekonomske slobode na ekonomsku nejednakost za 12 evropskih zemalja, za vremenski period 2000-2019. U ekonomskoj literaturi ne postoji konsenzus o odnosu ekonomske slobode i ekonomske nejednakosti. Rad je komplementaran ostalim studijama na ovu temu, sa istim uzorkom, kako na vremenskoj skali, proširivanjem vremenskog perioda analize, tako i metodološki, primenom kointegracione analize.

Da bi se testiralo prisustvo dugoročne ravnoteže, primenjen je model PMG ARD. Dobijeni rezultati otkrivaju prisustvo kointegracije, tj. dugoročna ravnoteže između nejednakosti dohotka i ekonomske slobode. To znači da će veća ekonomska sloboda podrazumevati veću nejednakost u prihodima. Sprovedena analiza u ovom radu sugeriše pozitivan uticaj EFI1, EFI3 i EFI5, dok EFI2 i EFI4 imaju negativan uticaj na ekonomsku nejednakost. Ekonomska sloboda pretpostavlja niže nivoe državne potrošnje kao udeo u ukupnim i nižim graničnim poreskim stopama, što će dovesti do povećanja ekonomske nejednakosti. Što se tiče EFI5, veća ekonomska sloboda podstiče ekonomsku nejednakost, jer veća ekonomska sloboda znači manje propisa o tržištu rada, kao što su minimalne zarade i propisi o otpuštanju. Što se tiče EFI3, očekivan je negativan odnos, jer je inflacija relativno štetnija za one sa niskim prihodima. Negativni uticaj EFI2 i EFI4 znači da će bolji pravni sistem i veći porezi, carinske stope dovesti do niže nejednakosti u prihodima.

Manjak ekonomske slobode stvara siromaštvo, pojačava neizvesnost i ograničava ekonomski razvoj i ekonomsku dinamiku. Iskustva dvanaest izabranih zemalja Evrope, na planu upravljanja

razvojem i ekonomskim slobodama, višestruko su važna za Bosnu i Hercegovinu, koja ima karakteristično veliku nerazvijenost, deficit ekonomskih sloboda i izraženo siromaštvo. Siromašne, nerazvijene i zemlje sa ograničenim ekonomskim slobodama, po pravilu su visokorizične i ranjive na svaku ekonomski, pa i neekonomski uzrokovanu krizu. Bosna i Hercegovina, sa svojih 40 posto apsolutnog i relativnog siromaštva stanovništva, teorijski i praktično, potvrđen je slučaj te tvrdnje. Malokrvno i nejaklo preduzetništvo posledica je stava u (ne)razvoju, nejednakosti, siromaštvu i politikama koje u svom fokusu imaju te probleme.

Rezultati ovog istraživanja predstavljaju izazov za kreatore politike. Izazov poboljšanja ekonomske slobode koji favorizuje ekonomski rast, kompatibilan sa pravednijim ekonomskim performansama. To znači da ekonomske institucije i politike treba ocenjivati zajednički, sa stanovišta efikasnosti i pravičnosti.

LITERATURA

- Apergis, N. 2015. Economic freedom and income inequality: further evidence from 58 countries in the long-run, *Financial Theory and Practice*. 39(4):349-370 DOI: 10.3326/fintp.39.4.1
- Ashby, N. and Sobel, R., 2008. Income Inequality and Economic Freedom in the U.S. States. *Public Choice*, 134, pp. 329-346. doi: 10.1007/s11127-007-9230-5
- Barro, R., 1998. *Determinants of Economic Growth: A Cross-Country Empirical Study*. Cambridge: MIT Press.
- Bennett, D., Vedder, R., 2013. A Dynamic Analysis of Economic Freedom and Income Inequality in the 50 U.S. States: Empirical Evidence of a Parabolic Relationship. *The Journal of Regional Analysis and Policy*. 43(1): 42-55.
- Bennett, Daniel L., and Boris Nikolaev. 2016. On the ambiguous economic freedom-inequality relationship. *Empirical Economics* 1–38. [CrossRef]
- Berggren, N., 1998. Economic Freedom and Equality: Friends or Foes?. Paper presented at the 23rd Annual Conference of the Association of Private Enterprise Education, Dallas, Texas.
- Berggren, N., 1999. Economic freedom and equality: Friends or foes?. *Public Choice*, 100: 203-223
- Bergh, A., Nilsson, T., 2010. Do liberalization and globalization increase income inequality?. *European Journal of Political Economy*, 26 (4): 488-505.
- Carter, J., 2006. An Empirical Note on Economic Freedom and Income Inequality. *Public Choice*, 130, pp. 163-177. doi: 10.1007/s11127-006-9078-0
- De Haan, J., Lundstrom, S., Sturm, J. E., 2006. Market oriented institutions and policies and economic growth: a critical survey. *Journal of Economic Surveys*, 20(2): 157-191.
- Forbes, K. J., 2000. A Reassessment of the Relationship between Inequality and Growth. *American Economic Review*, 90, pp. 869-887. doi: 10.1257/aer.90.4.869
- Gradstein, M., 2007. Inequality, Democracy and the Protection of Property Rights. *The Economic Journal*, Vol. 117, No. 516: 252-269.
- Gwartney, J. and Lawson, D., 2002. *Economic Freedom of the World 2002 Annual Report*. Vancouver: The Fraser Institute.
- Gwartney, J., Lawson, R., Hall, J., 2013. *Economic Freedom of the World: 2013 Annual Report*. Fraser Institute.
- Holcombe, Randall G., and Christopher J. Boudreaux. 2016. Market institutions and income inequality. *Journal of Institutional Economics* 12: 263–276.
- Kuznets, S., 1955. Economic Growth and Income Inequality. *The American Economic Review*, 45, pp. 1-28
- Li, H. and Zou, H., 1998. Income Inequality is not Harmful for Growth: Theory and Evidence. *Review of Development Economics*, 2, pp. 318-334. doi:10.1111/1467-9361.00045
- Pesaran, M. H. (1997), The Role of Economic Theory in Modelling the Long Run, *The Economic Journal*, 107: 178-191.
- Pesaran, M.H. and Shin, Y. (1999) An Autoregressive Distributed Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis. In: Strom, S., Ed., Chapter 11 in *Econometrics and Economic Theory in the 20th Century the Ragnar Frisch Centennial Symposium*, Cambridge University Press, Cambridge, 371-413.
- Salvador Pérez-Moreno & María J. Angulo-Guerrero (2016) Does economic freedom increase income inequality? Evidence from the EU countries, *Journal of Economic Policy Reform*, 19:4, 327-347, DOI: 10.1080/17487870.2015.1128832
- Scully, G.W., 2002. Economic Freedom, Government Policy and the Trade-Off Between Equity and Economic Growth. *Public Choice*, 113(1-2): 77-96.
- Voitchovsky, S., 2005. Does the Profile of Income Inequality Matter for Economic Growth?: Distinguishing Between the Effects of Inequality in Different Parts of the Income Distribution. *Journal of Economic Growth*, 10, pp. 273-296. doi: 10.1007/s10887-005-3535-3
- www.eurostat.com
- www.fraserinstitute.org

PRILOG

Test jediničnog korena

First generation unit root test
(Im-Pesaran-Shin)

variable	Statistic	P value
GINI	0.2877	0.6132
QSR	-1.2261	0.1101

Authors calculation

Second generation unit root test
(CIPS cross-section Im, Pesaran, and Shin, and CADF Pesaran)

CIPS cross-section Im, Pesaran, and Shin test was applied for our balanced variables, and CADF test was applied for our unbalanced variables

Ypc

Pesaran Panel Unit Root Test with cross-sectional and first difference mean included for Ypc
Deterministics chosen: constant

Dynamics: lags criterion decision General to Particular based on F joint test

H0 (homogeneous non-stationary): $b_i = 0$ for all i

CIPS = -1.451 N,T = (12,20)

	10%	5%	1%
Critical values at	-2.14	-2.26	-2.47

UN

Pesaran's CADF test for UN

Cross-sectional average in first period extracted and extreme t-values truncated

Deterministics chosen: constant

panel is unbalanced, only standardized Ztbar statistic can be calculated

Z[t-bar] test, (N,T1-T12) = (12, 20 20 20 20 20 15 20 20 20 20 20)

Obs = 199 Augmented by 2 lags (average)

Z[t-bar] P-value

0.121 0.548

POP65

Pesaran Panel Unit Root Test with cross-sectional and first difference mean included for POP65

Deterministics chosen: constant

Dynamics: lags criterion decision General to Particular based on F joint test

Individual t_i were truncated during the aggregation process

H0 (homogeneous non-stationary): $b_i = 0$ for all i

CIPS* = -2.503 N,T = (12,20)

	10%	5%	1%
Critical values at	-2.14	-2.26	-2.47

EDU

Pesaran's CADF test for EDU

Cross-sectional average in first period extracted and extreme t-values truncated

Deterministics chosen: constant & trend

panel is unbalanced, only standardized Ztbar statistic can be calculated

Z[t-bar] test, (N,T1-T12) = (12, 16 20 20 20 20 20 20 20 20 20)

Obs = 188 Augmented by 3 lags (average)

Z[t-bar]	P-value
2.060	0.980

EFI

Pesaran Panel Unit Root Test with cross-sectional and first difference mean included for EFI

Deterministics chosen: constant

Dynamics: lags criterion decision General to Particular based on F joint test

H0 (homogeneous non-stationary): $b_i = 0$ for all i

CIPS = -2.501 N,T = (12,19)

		10%	5%	1%
-----+-----				
Critical values at	-2.14	-2.26	-2.47	

EFI1

Pesaran Panel Unit Root Test with cross-sectional and first difference mean included for EFI1

Deterministics chosen: constant

Dynamics: lags criterion decision General to Particular based on F joint test

H0 (homogeneous non-stationary): $b_i = 0$ for all i

CIPS = -1.763 N,T = (12,19)

		10%	5%	1%
-----+-----				
Critical values at	-2.14	-2.26	-2.47	

EFI2

Pesaran Panel Unit Root Test with cross-sectional and first difference mean included for EFI2

Deterministics chosen: constant

Dynamics: lags criterion decision General to Particular based on F joint test

H0 (homogeneous non-stationary): $b_i = 0$ for all i

CIPS = -1.507 N,T = (12,19)

		10%	5%	1%
-----+-----				
Critical values at	-2.14	-2.26	-2.47	

EFI3

Pesaran Panel Unit Root Test with cross-sectional and first difference mean included for EFI3
 Deterministics chosen: constant & trend

Dynamics: lags criterion decision General to Particular based on F joint test

Individual ti were truncated during the aggregation process

H0 (homogeneous non-stationary): $b_i = 0$ for all i

CIPS* = -4.368 N,T = (12,19)

	10%	5%	1%
Critical values at	-2.67	-2.78	-3.01

EFI4

Pesaran Panel Unit Root Test with cross-sectional and first difference mean included for EFI4
 Deterministics chosen: constant

Dynamics: lags criterion decision General to Particular based on F joint test

H0 (homogeneous non-stationary): $b_i = 0$ for all i

CIPS = -2.080 N,T = (12,19)

	10%	5%	1%
Critical values at	-2.14	-2.26	-2.47

EFI5

esaran Panel Unit Root Test with cross-sectional and first difference mean included for EFI5
 Deterministics chosen: constant & trend

Dynamics: lags criterion decision General to Particular based on F joint test

H0 (homogeneous non-stationary): $b_i = 0$ for all i

CIPS = -2.620 N,T = (12,19)

	10%	5%	1%
Critical values at	-2.67	-2.78	-3.01