

STANOVNIŠTVO, 2018, 56(1): 63-82
© by the Demographic Research Centre of the
Institute of Social Sciences & the Association of
Demographers of Serbia

UDK 314.17:[504.5:662.6/.7](4-672EU)
<https://doi.org/10.2298/STNV180614005P>

Original scientific paper



Submitted: 14.06.2018 | Accepted: 16.11.2018

EMISIJA CO₂ U EVROPSKOJ UNIJI: EMPIRIJSKA ANALIZA DEMOGRAFSKIH, EKONOMSKIH I TEHNOLOŠKIH FAKTORA

Predrag PETROVIĆ, Goran NIKOLIĆ,** Ivana OSTOJIĆ**

Razmere i posledice fenomena globalnih klimatskih promena, koji je prevashodno produkovan antropogenim faktorima poput nekontrolisane potrošnje fosilnih goriva i posledične emisije gasova staklene bašte, nameću promenu obrasca ponašanja kao jedan od najvećih izazova sa kojim se civilizacija suočava. Ova studija je posvećena istraživanju najvažnijih demografskih, ekonomskih i tehnoloških determinanti emisije CO₂ u 28 zemalja članica Evropske unije u vremenskom periodu 1991-2014. godine. Analiza je sprovedena na osnovu logaritmovanog i postepeno proširivanog STIRPAT modela ocenjivanjem standardnih modela sa komponentama slučajne greške na neizbalansiranom panel uzorku. Dobijeni rezultati pokazuju da je, kratkoročno posmatrano, uticaj populacije, per capita BDP-a i energetske intenzivnosti na emisiju CO₂ pozitivan i signifikantan. Parcijalno povećanje stope rasta populacije, per capita BDP-a i energetske intenzivnosti od 1% dovodi do uvećanja stope rasta emisije CO₂ u opsegu između 0,74%-1,02%, 1,10%-1,15% i 1,07%-1,09%, respektivno. Osim toga, analiza nije uspela da potvrdi hipotezu da se elastičnost stope rasta emisije CO₂ u odnosu na stopu rasta populacije menja u zavisnosti od veličine stope rasta populacije. Uticaj ostalih demografskih varijabli koje reprezentuju starosnu strukturu stanovništva, kao što su procentualni udeo dece i adolescenata do 14 godina starosti i učešće stanovništva radnog uzrasta u ukupnom stanovništvu, nije ocenjen kao statistički signifikantan. Konačno, rezultati analize sugerišu nesignifikantan uticaj prosečne veličine domaćinstva, što je jedini nalaz čija je validnost upitna, s obzirom da je dobijen na prilično malom uzorku.

ključne reči: emisija CO₂, populacija, per capita BDP, energetska intenzivnost, elastičnost

Uvod i pregled literature

Emisija gasova koji izazivaju efekat staklene bašte i fenomen globalnih klimatskih promena dugo su već u vrhu agende prioriteta kreatora javnih politika na najvišem nivou. Globalne klimatske promene koje inkorporiraju: zagrevanje površine zemlje, okeana i atmosfere, topljenje snega i leda,

* Centar za ekonomska istraživanja Instituta društvenih nauka, Beograd (Srbija); email: ppetrovic@idn.org.rs

** Institut za evropske studije, Beograd (Srbija).

povećanje nivoa mora, rast kiselosti okeana i sve učestaliju pojavu različitih prirodnih fenomena ekstremnog intenziteta (vetrovi, padavine, izuzetno niske i visoke temperature itd.), nameću kao prioritet urgentnu i efikasnu akciju u smeru ograničavanja i postepenog smanjivanja emisije štetnih gasova. Upotreba fosilnih goriva poput naftnih derivata, uglja i prirodnog gasa jeste ključni generator gasova koji izazivaju efekat staklene bašte u koje prevashodno spadaju ugljen-dioksid, metan, sumpor-dioksid i azotni oksid. Ova studija je posvećena rasvetljavanju najznačajnijih, pre svega demografskih, odrednica emisije ugljen-dioksida (CO₂) u 28 zemalja članica Evropske unije.

Demografska kretanja nesumnjivo jesu među najvažnijim faktorima koji utiču na emisiju CO₂ i ostalih štetnih gasova, što je potvrđeno u brojnim istraživanjima (Poumanyong, Kaneko, 2010; Cole, Neumayer, 2004; Rosa *et al.*, 2004; Shi, 2003; York *et al.*, 2003a; 2003b; Cramer, 2002; Cramer, Cheney, 2000; Cramer, 1998; Dietz, Rosa, 1997; Holdren, 1991). Empirijsko testiranje direktnog uticaja demografskih trendova na emisiju štetnih gasova rezultovalo je različitim nalazima. Mnoge analize upućuju na zaključak da je elastičnost emisije CO₂ u odnosu na broj stanovnika gotovo jedinična (Cole, Neumayer, 2004; Rosa *et al.*, 2004; York *et al.*, 2003a; 2003b; Dietz, Rosa, 1997). Kol i Nojmajer istovremeno skreću pažnju na činjenicu da uticaj populacije na emisiju SO₂ ima oblik *U* krive (Cole, Neumayer, 2004). Za razliku od navedenih studija u kojima je ocenjena gotovo jedinična elastičnost emisije CO₂ u odnosu na broj stanovnika, izvesne analize pokazuju da bi ona čak mogla biti i izraženija (Poumanyong, Kaneko, 2010; Shi, 2003). Dehart i Soul su, na primer, ocenili elastičnost koja je veća od jedan za ukupnu i komercijalno-industrijsku emisiju štetnih gasova, i skoro jediničnu elastičnost u slučaju rezidencijalnog sektora (DeHart, Soulé, 2000). Kramer i Kramer i Čejni su, istražujući slučaj Kalifornije, identifikovali snažan uticaj broja stanovnika na emisiju štetnih gasova iz pojedinih izvora (Cramer, 1998; 2002; Cramer, Cheney, 2000). Takođe, Holdren ističe da se više od polovine povećanja svetске potrošnje energenata i emisije štetnih gasova nakon 1850. može pripisati rastu broja stanovnika (Holdren, 1991). Osim navedenih studija koje potenciraju važnost i značaj populacije za potrošnju energije i emisiju gasova staklene bašte, neophodno je istaći i to da u pojedinim radovima nije detektovan statistički signifikantan efekat demografskih varijabli na emisiju CO₂ (Shandra *et al.*, 2004).

Kol i Nojmajer su, takođe, testirali hipotezu da se elastičnost emisije CO₂ u odnosu na populaciju menja u zavisnosti od veličine populacije, tako što su u osnovni model uključili kvadrat populacije (PO²). Ipak, dobijeni rezultati nisu potvrdili ovu pretpostavku (Cole, Neumayer, 2004).

Pored veličine populacije mnoge druge demografske varijable takođe imaju veoma zapaženo mesto među determinantama emisije CO₂. U njih se svakako svrstava starosna struktura stanovništva, koja odražava značaj postojećih razlika između pojedinih starosnih grupa u pogledu potrošačkih obrazaca, radne angažovanosti i odnosa prema životnoj sredini (Tonn *et al.*, 2001). Može se očekivati da veći udeo stanovništva radnog uzrasta (15-64 godine) doprinosi povećanju emisije CO₂, budući da su pripadnici ove starosne grupe mnogo više upućeni na korišćenje različitih prevoznih sredstava nego penzioneri (65+) i deca i adolescenti (0-14 godina), pre svega zbog radne angažovanosti i drugačijeg životnog stila. U izvesnim studijama, manje ili više robusno, potvrđen je pozitivan efekat stanovništva radnog uzrasta na emisiju CO₂ (Cole, Neumayer, 2004; Shi, 2003), dok u nekim drugim taj uticaj nije signifikantan (York *et al.*, 2003a). Takođe, Jork nije uspeo da oceni signifikantan efekat stanovništva radnog uzrasta na CO₂ i CH₄ pojedinačno, ali jeste na njihov zajednički potencijal globalnog zagrevanja (York *et al.*, 2003b).

Sledeća demografska varijabla koja se uobičajeno svrstava u vektor determinanti energetske potrošnje i emisije štetnih gasova jeste urbanizacija. Saobraćaj u urbanim zonama veoma je razvijen budući da su one najčešće dobro povezane sa ostalim regionima. Shodno tome upotreba motornih vozila daleko je izraženija u urbanim sredinama, naročito kada je reč o zemljama u razvoju. Urbana područja koncentrišu različite institucije i infrastrukturu koji podrazumevaju veću potrošnju energije i posledično veću emisiju štetnih gasova. Za stanovnike urbanih oblasti karakteristična je upotreba energetske intenzivnih proizvoda (poput klima uređaja) koji nisu toliko svojstveni žiteljima ruralnih područja. Veći stepen urbanizacije podrazumeva da se veća količina poljoprivrednih proizvoda transportuje do gradova. Osim toga, postoje i indirektni efekti urbanizacije koji se ogledaju u činjenici da urbanizacija podstiče razvoj industrije kao izrazito energetske intenzivne privredne grane, što rezultuje većom potrošnjom energije i emisijom štetnih gasova. Takođe, značaj koji imaju gradovi u pogledu potrošnje resursa dosta je slikovito opisao Pacione (Pacione, 2009). Navedene relacije sugerišu da se može očekivati pozitivan uticaj urbanizacije na potrošnju energije i emisiju CO₂. Ovaj efekat je i potvrđen u izvesnim empirijskim studijama (Poumanyong, Kaneko, 2010; York, 2007; Cole, Neumayer, 2004; York *et al.*, 2003a; 2003b; Parikh, Shukla, 1995).

Poslednja demografska varijabla koja je tretirana u ovoj analizi kao potencijalna determinanta emisije CO₂ jeste prosečna veličina domaćinstva. Veća domaćinstva mogu ostvariti koristi u pogledu transporta, korišćenja prostora i potrošnje energije. Kol i Nojmajer su ocenili negativan signifikantan uticaj prosečne veličine domaćinstva na emisiju CO₂ (Cole, Neu-

mayer, 2004), dok je Kramer ispitivao posmatrani efekat u slučaju pet glavnih tipova zagađenja (Cramer, 1998), ali bez jasnih zaključaka.

Osim navedenih demografskih varijabli, neupitan uticaj na emisiju CO₂ ima i ekonomski rast koji se modelski kvantifikuje realnim *per capita* BDP-om. Uticaj ekonomske aktivnosti na potrošnju energije i emisiju štetnih gasova može se ostvariti posredstvom takozvanog efekta obima (*scale effect*), koji se ogleda u jednostavnoj činjenici da veći obim proizvodnje zahteva i veću potrošnju energije, pa time i veću emisiju gasova staklene bašte (Hübler, Keller, 2009: 61). Osim toga, uticaj ekonomskog rasta može se realizovati i posredstvom dohotka induciranog tehničkog efekta (*income-induced technique effect*), koji pretpostavlja da je čista životna sredina normalno dobro sa pozitivnom dohodovnom elastičnošću tražnje, te da povećanje realnog *per capita* BDP-a dovodi do povećanja tražnje za čistom životnom sredinom, vršeći time pritisak na kompanije da se prilagode ekološki strožijoj regulativi, implementirajući energetske štedljivu tehnologiju, čime se emisija štetnih gasova smanjuje (Hübler, Keller, 2009: 63). Neto efekat zavisi od toga koji je od posmatrana dva mehanizma intenzivniji.¹

Tehnologija je takođe izuzetno značajna varijabla koja opredeljuje potrošnju energije i emisiju CO₂. U ovoj studiji su, po uzoru na Kolov i Nojmajerov metodički okvir (Cole, Neumayer, 2004), korišćene dve varijable kojima se aproksimira uticaj tehnologije. Prva varijabla jeste energetska intenzivnost (potrošnja energije po jedinici BDP-a) koja reprezentuje recipročnu vrednost energetske produktivnosti i kao takva trebalo bi direktno da odslikava stepen tehnološke razvijenosti. Veća energetska intenzivnost znači veću potrošnju energije po jedinici ekonomskog outputa, što bi, pri nepromenjenom outputu, trebalo da se efektira rastom emisije CO₂. Druga promenljiva jeste udeo bruto dodate vrednosti prerađivačke industrije u BDP-u koja opisuje ekonomsku strukturu privrede sa veoma verovatnim efektom na potrošnju energije i emisiju štetnih gasova. Povećanje doprinosa prerađivačke industrije (kao naglašeno energetske intenzivne delatnosti) generisanju ukupnog ekonomskog outputa trebalo bi da rezultuje rastom potrošnje energije i emisije štetnih gasova. Iako je u literaturi poznato da je udeo prerađivačke industrije u BDP-u determinanta energetske intenzivnosti, tokom izrade ove studije prihvaćena je Kolova i Nojmajerova argumentacija da se uključivanjem obe varijable u regresionu jednačinu sveobuhvatnije modeluje uticaj tehnologije (Cole, Neumayer, 2004:

¹ Uticaj ekonomske aktivnosti na potrošnju energenata i emisiju štetnih gasova u literaturi se veoma često objašnjava konceptom Kuznjecove krive okruženja (*environmental Kuznets curve* – EKC), čije testiranje nije u fokusu ove studije. O funkcionalnosti EKC algoritma u slučaju 28 zemalja članica EU videti Petrović *et al.*, 2017.

10).² U empirijskim studijama uglavnom je ocenjen pozitivan efekat energetske intenzivnosti na emisiju CO₂ (Poumanyvong, Kaneko, 2010; Cole, Neumayer, 2004). Istovremeno, rezultati ocenjivanja uticaja industrije na emisiju gasova staklene bašte i potrošnju energije dosta su raznovrsniji i variraju od pozitivnog uticaja (Hübler, Keller, 2009; York *et al.*, 2003a; 2003b; DeHart, Soulé, 2000), preko ne sasvim uverljivog pozitivnog efekta (Poumanyvong, Kaneko, 2010; Shi, 2003), do nesigificantnog uticaja (Cole, Neumayer, 2004).

Ova studija je sačinjena od pet delova. U prvom delu je skrenuta pažnja na značaj emisije gasova staklene bašte i dat je prikaz njenih najvažnijih demografskih, ekonomskih i tehnoloških determinanti uz pregled literature koja je posvećena ovom fenomenu. U drugom delu rada su prikazani metodički okvir i informacije koje se tiču korišćenih podataka. Treći i četvrti deo obuhvataju empirijske rezultate i njihovu diskusiju, dok su u petom delu izneti najvažniji zaključci i zapažanja.

Metodički okvir i podaci

Empirijsko istraživanje zasnovano je na veoma poznatom i rasprostranjenom *STIRPAT* (*STochastic Impacts by Regression on Population, Affluence, and Technology*) modelu, razvijenom od strane Tomasa Dica i Judžina Rose (Rosa, Dietz, 1998; Dietz, Rosa, 1997; 1994). Model ima sledeći osnovni opšti oblik:

$$I_{it} = aP_{it}^b A_{it}^c T_{it}^d e_{it}, \quad (1)$$

gde I , P , A i T respektivno predstavljaju uticaj na životnu sredinu (I), broj stanovnika (P), realni *per capita* BDP (A) i vektor varijabli koje reprezentuju tehnologiju (T) (Dietz, Rosa, 1997: 175). Istovremeno, a , b , c , d i e jesu parametri modela i tzv. ostatak koji se ekonometrijski ocenjuju, pri čemu navedeni parametri (b , c i d) respektivno reprezentuju koeficijente elastičnosti uticaja na životnu sredinu (I) u odnosu na broj stanovnika (P), realni *per capita* BDP (A) i tehnološke varijable (varijable uključene u vektor T). Varijabla ostatka (e) obuhvata efekat svih preostalih slučajnih faktora koji nisu direktno uključeni u model. Logaritmovanjem modela (1) dolazi se do njegovog transformisanog oblika:

$$\ln(I_{it}) = \ln(a) + b \ln(P_{it}) + c \ln(A_{it}) + d \ln(T_{it}) + \ln(e_{it}), \quad (2)$$

² O efektima udela industrijske bruto dodate vrednosti u BDP-u na energetska intenzivnost videti Petrović, Filipović, Radovanović, 2018; Adom, 2015a; Adom, 2015b; Adom, Kwakwa, 2014; Li, Lin, 2014; Poumanyvong, Kaneko, 2010; Hübler, Keller, 2009; Jones, 1991; Samouilidis, Mitropoulos, 1984.

koji nam pruža mogućnost da koeficijente elastičnosti ocenimo primenom linearnih tehnika na logaritamske transformacije originalnih podataka. Fundamentalni model od koga se pošlo u ovoj studiji jeste jednačina koju su kao osnovu koristili Kol i Nojmajer (Cole, Neumayer, 2004), čiji je opšti oblik:

$$\ln(CO_{2it}) = \beta_0 + \beta_1 \ln(PBDP_{it}) + \beta_2 \ln(EI_{it}) + \beta_3 \ln(MAN_{it}) + \beta_4 \ln(PO_{it}) + \varepsilon_{it}, \quad (3)$$

gde CO_2 , $PBDP$, EI , MAN i PO respektivno predstavljaju emisiju ugljen dioksida (izraženu u kilotonama), realni *per capita* bruto domaći proizvod izražen u američkim dolarima primenom pariteta kupovnih snaga, energetska intenzivnost formulisanu kao ukupnu potrošnju energije (izraženu u kilogramima naftnog ekvivalenta) na 1000 dolara realnog bruto domaćeg proizvoda (izraženog u američkim dolarima primenom pariteta kupovnih snaga), bruto dodatu vrednost prerađivačke industrije (iskazanu kao procenat bruto domaćeg proizvoda) i ukupan broj stanovnika. Shodno metodičkom okviru koji su primenili Kol i Nojmajer (Cole, Neumayer, 2004), polazni osnovni model (3) postepeno je proširivan dodavanjem novih regresora, kako bi se ispitali različiti aspekti relacije koja egzistira između populacije i emisije ugljen dioksida. Vektor dodatnih varijabli sadrži: kvadrat populacije (s namerom da se ispita postojanje nelinearne relacije između logaritma populacije i logaritma CO_2 emisije), udeo dece i adolescenata do 14 godina starosti u ukupnom stanovništvu (PO_{0-14}), udeo stanovništva radnog uzrasta u ukupnom stanovništvu (PO_{15-64}), urbano stanovništvo kao procenat ukupnog stanovništva (UR) i prosečnu veličinu domaćinstva definisanu kao prosečan broj članova po domaćinstvu (AHS).

Istraživanje je, kako je naznačeno u uvodnom delu, sprovedeno za 28 zemalja članica Evropske unije za vremenski period od 1991. do 2014. godine i zasnovano je na neizbalansiranom panel uzorku. Prosečna veličina domaćinstva preuzeta je iz baze podataka Evrostata (<http://ec.europa.eu/eurostat/data/database>), dok su svi preostali podaci pribavljeni iz baze podataka Svetske banke – *World Development Indicators* (<http://data.worldbank.org/>).

Empirijski rezultati

Testiranje zavisnosti između individualnih jedinica posmatranja za pojedine varijable (tabela 1) jeste početna faza analize koja opredeljuje dalju upotrebu testova jediničnog korena. Testiranje je izvršeno primenom sledećih testova: (i) Brojš-Paganovog LM testa ($BPLM$) (Breusch-Pagan, 1980), (ii) Pesaranovog skaliranog LM testa (PLM) (Pesaran, 2004), (iii) skaliranog LM testa sa korigovanom pristrasnošću (SLM) (Baltagi *et al.*, 2012) i (iv) Pesaranovog CD testa (PCD) (Pesaran, 2004).

Tabela 1.
Rezultati testiranja zavisnosti između individualnih jedinica

Test	CO ₂	PBDP	EI	MAN	PO	PO ₀₋₁₄	PO ₁₅₋₆₄	UR
BPLM	5132.2*	7851.1*	6752.7*	3675.09*	11862.7*	17037.0*	7089.9*	16890.1*
PLM	172.9*	271.8*	231.8*	119.91*	417.7*	605.9*	244.1*	600.5*
SLM	172.7*	271.3*	231.3*	119.64*	417.5*	605.6*	243.9*	600.3*
PCD	36.6*	87.8*	80.9*	44.55*	78.6*	129.8*	67.2*	128.2*

Izvor: Proračun autora
Napomena: Sve varijable su logaritmovane. Statistička signifikantnost na nivou značajnosti od 1% obeležena je sa *.

Sledeći korak predstavlja testiranje nestacionarnosti (tabela 2), odnosno reda integrisanosti, svih varijabli i to upotrebom Im, Pesaran, Šinogov testa prve generacije (*IPS*) (Im *et al.*, 2003) i Pesaranovog *CIPS* (*CIPS**) testa druge generacije (Pesaran, 2007). Red vremenske docnje za *IPS* test jediničnog korena određen je na osnovu Akejkove funkcije informacionog kriterijuma, dok je za *CIPS** test isprobavan širok opseg vremenskih docnji, što nije suštinski uticalo na dobijene rezultate.³ U tabeli 2 u slučaju *CIPS** testa prikazan je red vremenske docnje koji je najbliži prosečnom redu odabranom na osnovu funkcija informacionog kriterijuma. Primena *IPS* testa sprovedena je na podacima koji su korigovani za proseke po individualnim jedinicama posmatranja, čime se ublažava uticaj zavisnosti između jedinica (Levin *et al.*, 2002).

Tabela 2.
Rezultati testiranja nestacionarnosti

Test	CO ₂	PBDP	EI	MAN	PO	PO ₀₋₁₄	PO ₁₅₋₆₄	UR	AHS
IPS	-2,18**	-6,16*(t)	-4,38*(t)	-6,88*(t)	4,60(t)	-12,61*(t)	-10,91*(t)	-0,92(t)	-6,28*(t)
CIPS*	2,81(4)	-1,04(t;3)	2,56(t;2)	0,84(t;3)	0,21(t;5)	0,45(t;5)	-0,24(t;4)	1,04(t;10)	1,12(t;1)
	Δ CO ₂	Δ PBDP	Δ EI	Δ MAN	Δ PO	Δ PO ₀₋₁₄	Δ PO ₁₅₋₆₄	Δ UR	Δ AHS
IPS	-23,07*	-11,87*	-18,08*	-17,12*	-5,70*	-7,27*	-6,23*	-1,24(t)	-16,34*
CIPS*	-2,46*(4)	-2,53*(3)	-4,21*(2)	-4,07*(3)	-2,45*(4)	-4,69*(4)	-3,15*(3)	-0,67(t;5)	-1,32***(1)

Izvor: Proračun autora.
Napomena: Sve varijable su najpre logaritmovane. Oznake u zagradama pored vrednosti test statistika ukazuju na red vremenske docnje i determinističku komponentu u test regresionim jednačinama (t za konstantu i trend i prazno polje samo za konstantu). Signifikantnost na nivoima značajnosti od 1%, 5% i 10% obeležena je sa *, ** i ***, respektivno.

³ Svi rezultati koji nisu prikazani u radu dostupni su na zahtev od autora. Istraživanje je sprovedeno upotrebom Stata 12 i EViews 9 programskih paketa.

Budući da testovi jediničnog korena, kao i korelogrami serija i njihov vizuelni izgled, prilično uverljivo pokazuju da su posmatrani procesi nestacionarni, prirodan tok analize nalaže da se testira kointegracija između nestacionarnih varijabli (Petrović *et al.*, 2017). Ipak, u ovom slučaju testiranje kointegracije nije adekvatan pristup iz najmanje dva razloga. Prvi se odnosi na činjenicu da postoje tehnička ograničenja koja onemogućavaju testiranje kointegracije sa velikim brojem regresora, što bi nezastavno značilo da se pojedine varijable (regresori) moraju eliminisati iz analize, odnosno da se mora pribeći defetističkom metodu svesnog osiromašnja modela. Čak ukoliko bi ovakav metodički okvir bio okarakterisan kao prihvatljiv, dužina vremenske dimenzije panel uzorka ne bi bila dovoljna da obezbedi pouzdano testiranje kointegracije sa relativno velikim brojem objašnjavajućih promenljivih. Zbog toga su ocenjeni kratkoročni modeli na nivou prvih diferenci, što je pristup koji su u svojim istraživanjima primenili Kol i Nojmajer (Cole, Neumayer, 2004) i Hubler i Keler (Hübler, Keller, 2009).

U tabeli 3 su prikazani rezultati ocenjivanja četiri različite specifikacije jednofaktorskih i dvofaktorskih modela sa fiksnim efektima (*Least Squares Dummy Variables-LSDV*), koje su dobijene postepenim proširivanjem osnovne jednačine (3). Testiranje zadovoljenosti pretpostavki klasičnog linearnog regresionog modela vršeno je primenom širokog dijapazona dijagnostičkih testova. Testiranje normalnosti raspodele slučajne greške sprovedeno je primenom četiri testa (D'Agostino *et al.*, 1990 sa i bez korekcije prikazane u Royston, 1991; Shapiro, Wilk, 1965 zasnovanog na Royston, 1982; 1992; 1993b; Shapiro, Francia, 1972 zasnovanog na Royston, 1983; 1993a i Jarque, Bera, 1980; 1987). Testiranje heteroskedastičnosti izvršeno je takođe upotrebom četiri testa (Koenker, 1981; Wooldridge, 2013; Szroeter, 1978; Greene 2003: 324), dok je testiranje autokorelacije realizovano primenom jednog statističkog testa (Cumby, Huizinga, 1992). Testiranje zavisnosti između individualnih jedinica posmatranja za slučajne greške modela vršeno je testovima koje smo već naveli u kontekstu objašnjenja tabele (1). Prisustvo multikolinearnosti u svim modelima testirano je primenom faktora rasta varijanse. Rezultati dijagnostičkih testova naložili su da se svi modeli ocene sa Njui-Vest (Newey, West, 1987) i Driskol-Kraj (Driscoll, Kraay, 1998) standardnim greškama koje su konzistentne u prisustvu heteroskedastičnosti i autokorelacije, odnosno u prisustvu heteroskedastičnosti, autokorelacije i prostorne korelacije, respektivno. U zavisnosti od rezultata testiranja korelacije između individualnih jedinica posmatranja za slučajne greške modela (što determiniše koja će robusna standardna greška biti ocenjena – Njui-Vest ili Driskol-Kraj) primena robusnih F testova ukazuje na značajnost fiksnih individualnih i vremenskih efekata (u slučaju Driskol-Kraj standardnih

grešaka), odnosno samo vremenskih efekata (u slučaju Njui-Vest standardnih grešaka).

Tabela 3.
Rezultati ocenjivanja LSDV jednačina

Varijable	LSDV 1		LSDV 2		LSDV 3		LSDV 4	
	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
PBDP	1,10 (0,074)* [0,070]*	1,13 (0,068)* [0,061]*	1,10 (0,076)* [0,074]*	1,11 (0,074)* [0,066]*	1,10 (0,075)* [0,064]*	1,10 (0,074)* [0,066]*	1,14 (0,138)* [0,146]*	1,15 (0,128)* [0,100]*
EI	1,09 (0,097)* [0,061]*	1,08 (0,095)* [0,059]*	1,09 (0,096)* [0,060]*	1,09 (0,092)* [0,058]*	1,09 (0,101)* [0,046]*	1,09 (0,093)* [0,058]*	1,07 (0,220)* [0,149]*	1,07 (0,203)* [0,130]*
MAN	0,02 (0,031) [0,037]	0,01 (0,030) [0,032]	0,02 (0,032) [0,037]	0,02 (0,031) [0,034]	0,02 (0,031) [0,030]	0,02 (0,031) [0,033]	0,06 (0,060) [0,067]	0,05 (0,055) [0,060]
PO	0,74 (0,404)*** [0,420]***	1,02 (0,197)* [0,232]*	0,78 (0,396)** [0,409]***	0,96 (0,231)* [0,278]*	0,77 (0,414)*** [0,426]***	0,95 (0,238)* [0,286]*	0,18 (0,548) [0,512]	0,60 (0,382) [0,285]***
PO ²			13,83 (15,847) [19,418]	19,10 (14,157) [17,022]	13,27 (14,994) [17,517]	18,04 (14,047) [16,546]	32,31 (27,455) [30,386]	35,82 (23,084) [26,942]
PO ₀₋₁₄					0,04 (0,173) [0,157]	0,0004 (0,160) [0,173]	-0,17 (0,437) [0,247]	-0,27 (0,262) [0,151]
PO ₁₅₋₆₄					0,50 (0,623) [0,712]	0,34 (0,570) [0,665]	2,27 (1,465) [1,356]	0,67 (0,881) [0,700]
AHS							-0,01 (0,094) [0,093]	-0,01 (0,088) [0,091]
SK test	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
W test	0,02	0,00	0,03	0,01	0,03	0,01	0,04	0,02
AC test	(2)0,09	(1)0,01	(2)0,08	(1)0,01	(2)0,08	(1)0,01	(2)0,01	(2)0,02
BPLM	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
PLM	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Broj ops.	587	587	587	587	587	587	247	247
Kor. R ²	0,75	0,76	0,75	0,76	0,75	0,76	0,72	0,74
Pr. VIF	2,66	3,21	2,68	3,15	2,80	3,22	2,70	2,19

Izvor: Proračun autora.

Napomena: Sve varijable su najpre logaritmovane, a zatim diferencirane i uključene u model. U malim i srednjim zagradama prikazane su respektivno Njui-Vest i Driskol-Kraj standardne greške. Oznake (1) i (2) respektivno ukazuju na dvofaktorske i jednofaktorske modele sa komponentama slučajne greške. U donjem delu tabele prikazane su *p* vrednosti za sledeće dijagnostičke testove: SK-test normalnosti raspodele slučajne greške (D'Agostino *et al.*, 1990), W-test heteroskedastičnosti (Wooldridge, 2013), AC-test autokorelacije za red vremenske docnje dat u zagradi (Cumby, Huizinga, 1992), BPLM-test zavisnosti između individualnih jedinica posmatranja (Breusch-Pagan, 1980), PLM-test zavisnosti između individualnih jedinica posmatranja (Pesaran, 2004). Ispod dijagnostičkih testova prikazani su: ukupan broj opservacija, korigovani koeficijent determinacije i prosečna vrednost faktora rasta varijanse. Signifikantnost na nivoima značajnosti od 1%, 5% i 10% obeležena je sa *, ** i ***, respektivno.

Budući da su Brojš-Paganov (Breusch, Pagan, 1980) i Hondin (Honda, 1985) *LM* test sugerisali nesignifikantnost stohastičkih individualnih i vremenskih efekata, kolizija u rezultatima *F* testa prilikom testiranja signifikantnosti fiksnih efekata zahteva istovremeno ocenjivanje jednofaktorskih i dvofaktorskih *LSDV* modela sa robusnim standardnim greškama čime su uzete u obzir sve eventualnosti.

Osim prikazanih *LSDV* modela, s namerom testiranja robusnosti dobijenih rezultata, identične specifikacije jednačina ocenili smo u formi *Prais-Winsten (PW)* regresija sa korigovanim standardnim greškama (*panel corrected standard errors – PCSE*) i primenom metoda uopštenih najmanjih kvadrata (*Feasible generalized least squares - FGLS*), pri čemu su u oba slučaja podaci transformisani upotrebom homogenog i heterogenog *AR(1)* koeficijenta. Ovi rezultati nisu prikazani, jer su manje pouzdani od prezentovanih nalaza iz nekoliko razloga. Prvi se krije u činjenici da se u navedenim tehnikama polazi od pretpostavke da je slučajna greška autokorelisana prvog reda, što se ne podudara sa rezultatima testa autokorelacije, koji uglavnom indicira prisustvo autokorelacije većeg reda. Takođe, statistička svojstva *PCSE* mogu biti dovedena u pitanje kada je prostorna dimenzija panel uzorka dovoljno velika u odnosu na vremensku dimenziju (u slučaju ovog istraživanja $N=28$, dok T varira od 14 do 24) (Hoechle, 2007: 284). Konačno, *FGLS* tehnika može rezultovati veoma potcenjenim standardnim greškama i ocenama parametara koje na malom uzorku nemaju bolja statistička svojstva od *OLS* ocena (Beck, Katz, 1995).

Diskusija

Testiranje zavisnosti između individualnih jedinica posmatranja (tabela 1) za pojedine varijable uniformno ukazuje na njeno prisustvo na nivou značajnosti od 1%, nezavisno od toga koji se statistički test koristi. Ovakav rezultat nalaže da se prilikom testiranja nestacionarnosti, uporedo sa testom prve generacije koji treba primeniti na podatke korigovane za proseke po individualnim jedinicama posmatranja, koristi i test jediničnog korena koji pripada drugoj generaciji. Rezultati testiranja na nivou varijabli jesu usklađeni jedino u slučaju populacije (*PO*) i urbanizacije (*UR*), gde oba testa nedvosmisleno pokazuju da je reč o nestacionarnim procesima, što potvrđuju i korelogrami i vizuelni izgled serija. U svim preostalim situacijama postoji konflikt između nalaza dobijenih primenom dva testa jediničnog korena. Im, Pesaran, Šinov test prve generacije (*IPS*) pokazuje da su sve varijable stacionarne, dok Pesaranov (*CIPS**) test druge generacije ukazuje na suprotan zaključak. Imajući u vidu izgled varijabli i njihovih korelograma kao i činjenicu da testovi druge generacije dopuštaju zavisnost između individualnih jedinica posmatranja, nema nikakve

sumnje da su sve serije nestacionarne. Stoga preostaje da se utvrdi tačan broj jediničnih korenova koje poseduju pojedine promenljive.

Rezultati testiranja nestacionarnosti prvih diferenci prilično uverljivo pokazuju da su one stacionarne u svim slučajevima, osim kada je reč o urbanizaciji (*UR*), gde postoji osnovana sumnja da je prva diferencija nestacionarna. Drugim rečima, nalazi testova jediničnog korena navode na zaključak da su sve serije *I(1)* procesi, osim urbanizacije za koju postoji velika mogućnost da je *I(2)* proces, zbog čega je ona isključena iz analize.

Modelovanje sve četiri ocenjene specifikacije započeto je dvofaktorskim modelima sa fiksnim efektima. Rezultati ranije navedenih testova normalnosti, heteroskedastičnosti i autokorelacije su nedvosmisleni. Svi testovi normalnosti veoma robusno i jednoobrazno pokazuju da raspodela verovatnoće slučajne greške u svim modelima statistički značajno odstupa od normalne, dok svi testovi heteroskedastičnosti i autokorelacije ukazuju na narušenost ovih pretpostavki u svim jednačinama. Ipak, nalazi testova zavisnosti između individualnih jedinica posmatranja nisu jednoobrazni. Naime, u svim modelima Pesaranov CD test jedini pokazuje nezavisnost između jedinica posmatranja, zbog čega su ocenjene dve varijante robusnih standardnih grešaka (Njui-Vest i Driskol-Kraj), čime su uzete u obzir obe mogućnosti. Kao što je istaknuto ranije, primena robusnog *F* testa sa Njui-Vestovim standardnim greškama ukazuje da su samo vremenski efekti signifikantni, dok *F* test sa Driskol-Kraj standardnim greškama sugerise značajnost oba efekta. Obe mogućnosti su obuhvaćene ocenjivanjem kako dvofaktorskih tako i jednofaktorskih modela sa vremenskim efektima. Primena dijagnostičkih testova na jednofaktorskim modelima daje identične rezultate kao u slučaju dvofaktorskih jednačina, što je impliciralo ocenjivanje jednofaktorskih modela sa već pomenutim robusnim standardnim greškama. Takođe, testiranje značajnosti vremenskih veštačkih promenljivih u jednofaktorskim modelima upotrebom robusnog *F* testa (sa Njui-Vest i Driskol-Kraj standardnim greškama) potvrđuje signifikantnost fiksnih vremenskih efekata. Konačno, mogućnost da su efekti stohastičke prirode odbačena je primenom Brojš-Paganovog i Hondinog *LM* testa kako u dvofaktorskim tako i u jednofaktorskim modelima. Prosečna vrednost faktora rasta varijanse u svim modelima ne ukazuje na prisustvo multikolinearnosti.

Budući da su zbog ranije navedenih razloga svi modeli ocenjeni kao kratkoročni, odnosno na nivou prvih diferenci serija, dobijene ocene reprezentuju koeficijente elastičnosti stope rasta emisije CO₂ u odnosu na stope rasta pojedinih determinanti. Efekat *per capita* BDP-a jeste, u svim modelima, statistički signifikantan na nivou značajnosti od 1%, nezavisno od standardne greške koja je korišćena. Povećanje stope rasta *per capita* BDP-a od 1% dovodi do povećanja stope rasta emisije CO₂ između 1,10%

i 1,15%. Pozitivan efekat *per capita* BDP-a potvrđen je u brojnim studijama (Poumanyvong, Kaneko, 2010; York, 2007; Cole, Neumayer, 2004; Shi, 2003; York *et al.*, 2003b).

Uticaj energetske intenzivnosti signifikantan je na nivou značajnosti od 1% u svim modelima i pokazuje da povećanje stope rasta energetske intenzivnosti od 1% rezultuje uvećanjem stope rasta emisije CO₂ između 1,07% i 1,09%. Pozitivan efekat energetske intenzivnosti na emisiju CO₂ ocenjen je i u drugim studijama (Poumanyvong, Kaneko, 2010; Cole, Neumayer, 2004).

Bruto dodata vrednost prerađivačke industrije jeste nesignifikantan regresor u svim modelima. Kao što je ranije konstatovano rezultati ocenjivanja uticaja industrije na emisiju gasova staklene bašte i potrošnju energije veoma su šaroliki. Nalazi ove studije u potpunosti su saglasni sa rezultatima Kola i Nojmajera (Cole, Neumayer, 2004) i delimično podudarni sa rezultatima istraživanja koja sugerišu ne sasvim uverljiv pozitivan efekat (Poumanyvong, Kaneko, 2010; Shi, 2003).

Jedna od ključnih demografskih determinanti emisije CO₂ jeste veličina populacije, koja je, shodno rezultatima ovog istraživanja, statistički signifikantna u gotovo svim modelima. Naime, povećanje stope demografskog rasta od 1% implicira uvećanje stope rasta emisije CO₂ između 0,74% i 1,02%. Potrebno je istaći da je u modelu *LSDV 4* populacija signifikantna samo u slučaju jednofaktorskog modela sa Driskol-Kraj standardnim greškama i to marginalno na nivou značajnosti od 10%. Budući da je model *LSDV 4* dobijen naknadnim uključivanjem prosečne veličine domaćinstva (*AHS*), što je znatno skratilo vremensku dimenziju panel uzorka i uslovalo ocenjivanje modela na svega 247 opservacija, rezultati prethodno ocenjenih modela (*LSDV 1-LSDV 3* sa 587 opservacija) se prihvataju kao znatno pouzdaniji. Zaključak o pozitivnom uticaju populacije na emisiju CO₂ do koga se došlo u ovoj studiji podudaran je sa nalazima velikog broja istraživanja (Poumanyvong, Kaneko, 2010; Cole, Neumayer, 2004; Rosa *et al.*, 2004; York *et al.*, 2003a; 2003b; Shi, 2003; Cramer, 2002; DeHart, Soulé, 2000; Cramer, Cheney, 2000; Cramer, 1998; Dietz, Rosa, 1997).

Testiranje hipoteze da se elastičnost stope rasta emisije CO₂ u odnosu na stopu rasta populacije menja u zavisnosti od veličine stope rasta populacije, tako što je u osnovni model uključen kvadrat diferencirane populacije (PO^2), potvrdilo je zaključak Kola i Nojmajera (Cole, Neumayer, 2004) da se ova pretpostavka ne može prihvatiti kao tačna.

Prema rezultatima ovog istraživanja regresori koji reprezentuju starosnu strukturu stanovništva (PO_{0-14} i PO_{15-64}) ne vrše statistički signifikantan uticaj na emisiju CO₂. Vrednosti faktora rasta varijanse za ove dve varijable u modelu *LSDV 3* jesu prilično visoke (4,38 i 5,74 u dvofaktorskom i 3,24 i 4,06 u jednofaktorskom modelu, respektivno), što ukazuje na mo-

gućnost da je njihova nesigifikantnost posledica multikolinearnosti. Korelaciona matrica za sve regresore pokazuje da su jedino ove dve varijable visoko (inverzno) korelisane (-0,77). Budući da postoji opasnost od prisustva multikolinearnosti, upravo zbog korelisanosti ovih promenljivih, model *LSDV 3* je iznova ocenjen tako što su ove varijable zasebno uključene u jednačinu. Vrednosti faktora rasta varijanse za posmatrane promenljive nakon njihovog razdvajanja prilično su niske, što svedoči o tome da je opasnost od multikolinearnosti otklonjena. Ipak, dobijene ocene i rezultati testiranja sigifikantnosti gotovo da se uopšte ne razlikuju u odnosu na prezentirane nalaze, zbog čega ove specifikacije nisu ni prikazane. Kol i Nojmajer (Cole, Neumayer, 2004) su ocenili nesigifikantan efekat varijable PO_{0-14} , dok su uticaj stanovništva radnog uzrasta (PO_{15-64}) ozbiljno doveli u pitanje, budući da je marginalna sigifikantnost ove varijable objašnjena visokom korelacijom sa stopom urbanizacije i prosečnom veličinom domaćinstva. Osim toga, odsustvo sigifikantnog uticaja stanovništva radnog uzrasta potencirano je i u drugim studijama (York *et al.*, 2003a; 2003b).

Ocene parametara za prosečnu veličinu domaćinstva (*AHS*) jesu očekivano negativne, ali nesigifikantne. Ovaj nalaz treba prihvatiti sa velikim oprezom imajući u vidu da je model *LSDV 4* ocenjen na značajno manjem uzorku, što bi mogao biti razlog zašto je ovakav rezultat u potpunoj suprotnosti sa ocenom Kola i Nojmajera (Cole, Neumayer, 2004). Takođe, ni Kramer (Cramer, 1998) nije uspeo da identifikuje uticaj prosečne veličine domaćinstva u slučaju nekih tipova zagađenja.

Iako smo stopu urbanizacije (*UR*) isključili iz analize, jer postoji osnovana sumnja da je reč o $I(2)$ procesu, eksperimentalno su ocenjeni i modeli sa ovom varijablom. Dobijeni rezultati ne dovode u pitanje prezentirane nalaze.

Ocenjivanje modela u formi *Prais-Winsten (PW)* regresija sa korigovanim standardnim greškama (*PCSE*) i upotrebom metoda uopštenih najmanjih kvadrata (*FGLS*) gotovo da u potpunosti potvrđuje izložene rezultate. Jedino bitno odstupanje jeste to što je kvadrat populacije (PO^2) u pojedinim *PW* regresijama sigifikantan. Ipak, imajući u vidu da su ove tehnike ocenjivanja manje pouzdane, iz ranije navedenih razloga, sigifikantnost PO^2 ne može biti prihvaćena kao validan nalaz.

Zaključak

U ovoj studiji je istraživana efekat pojedinih demografskih, ekonomskih i tehnoloških varijabli na emisiju CO₂ u 28 zemalja članica EU u vremenskom periodu 1991-2014. godine. Nalazi do kojih se došlo ekonometrijskim modelovanjem, zasnovanim na neizbalansiranom panel uzorku od

587 (247) opservacija podataka i logaritmovanom *STIRPAT* modelu, pokazuju da je uticaj *per capita* BDP-a statistički signifikantan i pozitivan, što je potvrđeno u brojnim studijama. Povećanje stope rasta *per capita* BDP-a od 1% dovodi do povećanja stope rasta emisije CO₂ između 1,10% i 1,15%.

Rezultati analize robusno i nedvosmisleno potvrđuju pozitivan uticaj energetske intenzivnosti, što je, takođe, nalaz koji je u saglasnosti sa rezultatima drugih empirijskih istraživanja. Naime, povećanje stope rasta relativne potrošnje energije od 1% rezultuje uvećanjem stope rasta emisije CO₂ između 1,07% i 1,09%.

Jedan od najvažnijih rezultata ove studije jeste pozitivan, signifikantan i konstantan uticaj populacije na emisiju CO₂, čime je dodatno osnažen zaključak koji je izveden u velikom broju empirijskih studija. Shodno rezultatima ove analize povećanje stope demografskog rasta od 1% implicira uvećanje stope rasta emisije CO₂ između 0,74% i 1,02%. Na osnovu nalaza ove studije odbacuje se hipoteza da se elastičnost stope rasta emisije CO₂ u odnosu na stopu rasta populacije menja u zavisnosti od veličine stope rasta populacije.

Uticaj bruto dodate vrednosti prerađivačke industrije i demografskih varijabli koje reprezentuju starosnu strukturu stanovništva (udeo dece i adolescenata do 14 godina starosti i udeo stanovništva radnog uzrasta u ukupnom stanovništvu) nije ocenjen kao statistički signifikantan.

Jedini rezultat koji treba tumačiti veoma oprezno jeste nesignifikantan efekat prosečne veličine domaćinstva, budući da je dobijen na prilično malom uzorku, što značajno umanjuje njegovu reprezentativnost i validnost.

Rezultati do kojih se došlo u ovom istraživanju pokazuju da u Evropskoj uniji ekonomski rast nesumnjivo kratkoročno vodi ka povećanju emisije CO₂. Uticaj *per capita* dohotka u skladu sa EKC konceptom, kako je potvrđeno u ranijim studijama u slučaju potrošnje energije, mogao bi biti prisutan u dugom roku. Takođe, nalazi impliciraju da su investicije u istraživačko-razvojne aktivnosti i novu tehnologiju ekološki više nego opravdane, jer, kratkoročno posmatrano, smanjuju relativnu potrošnju energije i emisiju CO₂. Konačno, iako se niska stopa fertiliteta, koja rezultuje smanjenjem broja stanovnika, obično apostrofira kao gorući problem Evropske unije iz više razloga, rezultati ove analize pokazuju da bi generalno negativni demografski trendovi mogli imati i barem jednu pozitivnu konsekvencu koja se ogleda u smanjenju emisije CO₂. Zaključci ovog istraživanja mogli bi biti veoma korisni, imajući u vidu razmere i ozbiljnost fenomena globalnih klimatskih promena, potrebu za što urgentnijom promenom obrasca ponašanja, kao i činjenicu da je ovo jedina autorima poznata studija koja se odnosi na emisiju CO₂ u EU.

Ovaj članak je nastao kao rezultat rada na projektima III47010 i 179014, Ministarstva prosvete, nauke i tehnološkog razvoja Republike Srbije.

Literatura

- ADOM, P. K., & KWAKWA, P. A. (2014). Effects of changing trade structure and technical characteristics of the manufacturing sector on energy intensity in Ghana. *Renewable and Sustainable Energy Reviews* 35(C): 475–483. <https://doi.org/10.1016/j.rser.2014.04.014>
- ADOM, P. K. (2015a). Determinants of energy intensity in South Africa: Testing for structural effects in parameters. *Energy* 89: 334–346. <http://dx.doi.org/10.1016/j.energy.2015.05.125>
- ADOM, P.K. (2015b). Asymmetric impacts of the determinants of energy intensity in Nigeria. *Energy Economics* 49: 570–580. <http://dx.doi.org/10.1016/j.eneco.2015.03.027>
- BALTAGI, H. B., FENG, Q., & KAO, C. (2012). A Lagrange Multiplier test for cross-sectional dependence in a fixed effects panel data model. *Journal of Econometrics* 170: 164–177. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2012.04.004>
- BECK, N., & KATZ, J.N. (1995). What to do (and not to do) with Time-Series Cross-Section Data. *The American Political Science Review* 89(3): 634–647. <http://www.jstor.org/stable/2082979>
- BREUSCH, S. T., & PAGAN, R. A. (1980). The Lagrange Multiplier test and its applications to model specification in econometrics. *The Review of Economic Studies* 47(1): 239–253. https://www.jstor.org/stable/2297111?seq=1#page_scan_tab_contents
- COLE, M. A., & NEUMAYER, E. (2004). Examining the impact of demographic factors on air pollution. *Population and Environment* 26(1): 5–21. <https://doi.org/10.1023/B:POEN.0000039950.85422.eb>
- CRAMER, J. C., & CHENEY, R. P. (2000). Lost in the Ozone: Population Growth and Ozone in California. *Population and Environment: A Journal of Interdisciplinary Studies* 21(3): 315–338. <https://doi.org/10.1007/BF02436134>
- CRAMER, J. C. (1998). Population growth and air quality in California. *Demography* 35: 45–56. <http://www.jstor.org/stable/3004026>
- CRAMER, J. C. (2002). Population Growth and Local Air Pollution: Methods, Models, and Results. *Population and Development Review* 28: 22–52. <http://www.jstor.org/stable/3115267>
- CUMBY, E. R., & HUIZINGA, J. (1992). Testing the Autocorrelation Structure of Disturbances in Ordinary Least Squares and Instrumental Variables Regressions. *Econometrica* 60(1): 185–195. doi: 10.2307/2951684
- D'AGOSTINO, B. R., BELANGER, A., & D'AGOSTINO, B. R. Jr. (1990). A Suggestion for Using Powerful and Informative Tests of Normality. *American Statistician* 44(4): 316–321. doi: 10.1080/00031305.1990.10475751

- DeHART, J. L. & SOULÉ, P. T. (2000). Does I = PAT work in local places? *Professional Geographer* 52(1): 1–10. DOI: 10.1111/0033-0124.00200
- DIETZ, T., & ROSA, E. A. (1994). Rethinking the environmental impacts of population, affluence and technology. *Human Ecology Review* 1: 277–300. <http://www.humanecologyreview.org/pastissues/her12/12dietzosa.pdf>
- DIETZ, T., & ROSA, E. A. (1997). Effects of population and affluence on CO₂ emissions. *Proceedings of the National Academy of Sciences of the USA* 94 (1): 175–179. <http://www.pnas.org/content/94/1/175.full>
- DRISCOLL, C. J., & KRAAY, C. A. (1998). Consistent Covariance Matrix Estimation with Spatially Dependent Panel Data. *Review of Economics and Statistics* 80 (4): 549–560. <https://doi.org/10.1162/003465398557825>
- GREENE, H. W. (2003). *Econometric Analysis*. 5th ed. New York: Prentice-Hall.
- HOECHLE, D. (2007). Robust standard errors for panel regressions with cross-sectional dependence. *The Stata Journal* 7(3): 281–312.
- HOLDREN, J. P. (1991). Population and the energy problem. *Population and Environment* 12(3): 231–255. <https://doi.org/10.1007/BF01357916>
- HONDA, Y. (1985). Testing the Error Components Model with Non-Normal Disturbances. *Review of Economic Studies* 52(4): 681–690. <https://doi.org/10.2307/2297739>
- HÜBLER, M., & KELLER, A. (2009). Energy savings via FDI? Empirical evidence from developing countries. *Environment and Development Economics* 15: 59–80. <https://doi.org/10.1017/S1355770X09990088>
- IM, K.S., PESARAN, M.H., & SHIN, Y. (2003). Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of Econometrics* 115: 53–74. [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(03\)00092-7](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(03)00092-7)
- JARQUE, M. C., & BERA, K. A. (1980). Efficient Tests for Normality, Homoscedasticity and Serial Independence of Regression Residuals. *Economics Letters* 6(3): 255–259. doi: 10.1016/0165-1765(80)90024-5
- JARQUE, M. C., & BERA, K. A. (1987). A Test for Normality of Observations and Regression Residuals. *International Statistical Review/Revue Internationale de Statistique* 55(2): 163–172. doi: 10.2307/1403192
- JONES, D. W. (1991). How urbanization affects energy use in developing countries. *Energy Policy* 19(7): 621–630. [https://doi.org/10.1016/0301-4215\(91\)90094-5](https://doi.org/10.1016/0301-4215(91)90094-5)
- KOENKER, R. (1981). A note on studentising a test for heteroscedasticity. *Journal of Econometrics* 17 (1) 107–112. doi: 10.1016/0304-4076(81)90062-2
- LEVIN, A., LIN, C. F., & CHU, C. (2002). Unit root test in panel data: Asymptotic and finite sample properties. *Journal of Econometrics* 108: 1–25. [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(01\)00098-7](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(01)00098-7)
- LI, K., & LIN, B. (2014). The nonlinear impacts of industrial structure on China's energy Intensity. *Energy* 69: 258–265. <http://dx.doi.org/10.1016/j.energy.2014.02.106>

- NEWKEY, K. W., & WEST, D. K. (1987). A Simple, Positive Semi-Definite, Heteroscedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix. *Econometrica* 55(3): 703–708. doi: 10.2307/1913610
- PACIONE, M. (2009). *Urban Geography – A Global Perspective*. New York: Routledge.
- PARIKH, J., & SHUKLA, V. (1995). Urbanization, energy use and greenhouse effects in economic development. *Global Environmental Change* 5(2): 87–103. [https://doi.org/10.1016/0959-3780\(95\)00015-G](https://doi.org/10.1016/0959-3780(95)00015-G)
- PESARAN, M. H. (2004). General diagnostic tests for cross-section dependence in panels. Cambridge Working Papers in Economics (CWPE) (Working Paper 35/04). <https://doi.org/10.17863/CAM.5113>
- PESARAN, M. H. (2007). A simple panel unit root test in the presence of cross section dependence. *Journal of Applied Econometrics* 22(2): 249–272. DOI: 10.1002/jae.951
- PETROVIĆ, P., FILIPOVIĆ, S., & RADOVANOVIĆ, M. (2018). Underlying causal factors of the European Union energy intensity: Econometric evidence. *Renewable and Sustainable Energy Reviews* 89: 216–227. <https://doi.org/10.1016/j.rser.2018.03.061>
- PETROVIĆ, P., NIKOLIĆ, G., & OSTOJIĆ, I. (2017). Demografske determinante energetske potrošnje u Evropskoj uniji: rezultati ekonometrijske analize. *Stanovništvo* 55(1): 1–20. <https://doi.org/10.2298/STNV170606003P>
- POUMANYVONG, P., & KANEKO, S. (2010). Does urbanization lead to less energy use and lower CO₂ emissions? A cross-country analysis. *Ecological Economics* 70: 434–444. <https://doi.org/10.1016/j.ecolecon.2010.09.029>
- ROSA, E. A., & DIETZ, T. (1998). Climate Change and Society: Speculation, Construction and Scientific Investigation. *International Sociology* 13(4): 421–455. <https://doi.org/10.1177%2F026858098013004002>
- ROSA, E. A., YORK, R., & DIETZ, T. (2004). Tracking the anthropogenic drivers of ecological impacts. *Ambio* 33 (8): 509–512. <https://doi.org/10.1579/0044-7447-33.8.509>
- ROYSTON, P. (1982). An Extension of Shapiro and Wilk's W Test for Normality to Large Samples. *Journal of the Royal Statistical Society. Series C (Applied Statistics)* 31(2): 115–124. doi: 10.2307/2347973
- ROYSTON, P. (1983). A Simple Method for Evaluating the Shapiro-Francia W' Test of Non-Normality. *Journal of the Royal Statistical Society. Series D (The Statistician)* 32(3): 297–300. doi: 10.2307/2987935
- ROYSTON, P. (1991). sg3.5: Comment on sg3.4 and an improved D'Agostino test. *Stata Technical Bulletin* 3: 23–24.
- ROYSTON, P. (1992). Approximating the Shapiro–Wilk W-test for non-normality. *Statistics and Computing* 2(3): 117–119. doi: 10.1007/bf01891203
- ROYSTON, P. (1993a). A pocket-calculator algorithm for the Shapiro–Francia test for non-normality: An application to medicine. *Statistics in Medicine*, 12 (2): 181–184. <https://doi.org/10.1002/sim.4780120209>

- ROYSTON, P. (1993b). A Toolkit for Testing for Non-Normality in Complete and Censored Samples. *Journal of the Royal Statistical Society. Series D (The Statistician)* 42(1): 37–43. doi: 10.2307/2348109
- SAMOUILIDIS, J. E., & MITROPOULOS, C. S. (1984). Energy and economic growth in industrializing countries. The case of Greece. *Energy Economics* 6 (3): 191–201. [https://doi.org/10.1016/0140-9883\(84\)90016-1](https://doi.org/10.1016/0140-9883(84)90016-1)
- SHANDRA, J. M., LONDON, B., WHOOLEY, O. P., & WILLIAMSON, J. B. (2004). International Nongovernmental Organizations and Carbon Dioxide Emissions in the Developing World: A Quantitative, Cross-National Analysis. *Sociological Inquiry* 74(4): 520–545. <https://doi.org/10.1111/j.1475-682X.2004.00103.x>
- SHAPIRO, S. S., & FRANCIA, S. R. (1972). An Approximate Analysis of Variance Test for Normality. *Journal of the American Statistical Association* 67 (337): 215–216.
- SHAPIRO, S. S., & WILK, B. M. (1965). An Analysis of Variance Test for Normality (Complete Samples). *Biometrika* 52(3/4): 591–611. doi: 10.1093/biomet/52.3-4.591
- SHI, A. (2003). The impact of population pressure on global carbon dioxide emissions, 1975–1996: evidence from pooled cross-country data. *Ecological Economics* 44: 29–42. [https://doi.org/10.1016/S0921-8009\(02\)00223-9](https://doi.org/10.1016/S0921-8009(02)00223-9)
- SZROETER, J. (1978). A Class of Parametric Tests for Heteroscedasticity in Linear Econometric Models X1-ab. *Econometrica* 46(6): 1311–1327. doi: 10.2307/1913831
- TONN, B. E., WAIDLEY, G., & PETRICH, C. (2001). The ageing US population and Environmental policy. *Journal of Environmental Planning and Management* 44(6): 851–876. <https://doi.org/10.1080/09640560120087606>
- WOOLDRIDGE, M. J. (2013). *Introductory Econometrics: A Modern Approach*. 5th ed. Mason, OH, USA: South-Western.
- YORK, R. (2007). Demographic trends and energy consumption in European Union Nations, 1960–2025. *Social Science Research* 36: 855–872. <https://doi.org/10.1016/j.ssresearch.2006.06.007>
- YORK, R., ROSA, E. A., & DIETZ, T. (2003a). STIRPAT, IPAT, and ImPACT: analytic tools for unpacking the driving forces of environmental impacts. *Ecological Economics* 46(3): 351–365. [https://doi.org/10.1016/S0921-8009\(03\)00188-5](https://doi.org/10.1016/S0921-8009(03)00188-5)
- YORK, R., ROSA, E. A., & DIETZ, T. (2003b). A rift in modernity? Assessing the anthropogenic sources of global climate change with the STIRPAT model. *International Journal of Sociology and Social Policy* 23(10): 31–51. <https://doi.org/10.1108/01443330310790291>

Predrag Petrović,* Goran Nikolić, Ivana Ostojić***

Emissions of CO₂ in the European Union: Empirical analysis of demographic, economic and technological factors

S u m m a r y

Greenhouse gases emissions (GHG) and global climate change phenomena have been top priorities on the agenda of highest-level policy makers for a long period of time now. Scientists are well-familiarised with the fact that use of fossil fuels, such as oil derivatives and coal, is the main generator of harmful gases. In addition, possible substitutions for fossil fuels in the form of other energy sources are very limited, and it should be remembered that other energy sources also have certain adverse environmental effects. Bearing in mind climate change caused by products of fossil fuels combustion, as well as inevitable depletion of natural crude oil resources, management of growing global energy demand becomes one of the key goals and challenges of 21st century.

This study is dedicated to lightening up of most significant demographic, economic and technological indicators of carbon dioxide (CO₂) emissions in 28 EU member states in the period between 1991 and 2014. The research results, based on logarithmic *STIRPAT* model and application of econometric techniques on unbalanced panel data sample of 587 (247) observations, indicate that impact of GDP *per capita* is statistically significant and positive. An increase in GDP *per capita* growth rate of 1% leads to increased CO₂ emissions growth rate ranging between 1.10% and 1.15%.

The results unequivocally suggest positive impact of energy intensity to CO₂ emissions. Increased growth rate in relative energy consumption of 1% results in increased CO₂ emission growth rate ranging between 1.07% and 1.09%.

This analysis reinforces the conclusions of numerous empirical studies that impact of population on CO₂ emissions is significant and positive. An increase in demographic growth rate of 1% implies increased CO₂ emission growth rate ranging between 0.74% and 1.02%. In other words, low fertility rate in the European Union might have positive effect on CO₂ emissions reduction. In addition, possibility that elasticity of CO₂ emission growth rate in relation to population growth rate is changed depending on the size of population growth rate is rejected on the basis of obtained findings.

Impact of gross value added of manufacturing and demographic variables representing the population age structure (share of children and adolescents younger than 14 and share of working age population in total population) is not estimated as statistically significant.

* Centre for Economic Research, Institute of Social Sciences, Belgrade (Serbia); e-mail: ppetrovic@idn.org.rs

**Institute of European Studies, Belgrade (Serbia).

Finally, the result that average household size does not determine the CO₂ emission should be construed very carefully, since it was obtained on quite small sample, thus questioning representativeness and validity thereof.

Key words: *CO₂ emission, population, per capita GDP, energy intensity, elasticity*