



## DEMOGRAFSKE DETERMINANTE ENERGETSKE POTROŠNJE U EVROPSKOJ UNIJI: REZULTATI EKONOMETRIJSKE ANALIZE

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

*Upotreba fosilnih goriva jeste ključni generator štetnih gasova koji izazivaju efekat staklene bašte i dovode do globalnih klimatskih promena, zbog čega se upravljanje rastućom globalnom energetsom tražnjom nameće kao jedan od ključnih prioriteta. Ovaj članak je posvećen istraživanju najvažnijih demografskih i ekonomskih determinanti energetske potrošnje u 28 zemalja članica Evropske unije za vremenski period 1960-2014. godine. Analiza je sprovedena na osnovu logaritmovanog modifikovanog STIRPAT modela primenom tehnika ekonometrijske analize panel podataka. Dobijeni rezultati pokazuju da obe posmatrane demografske varijable (ukupan broj stanovnika i udeo starih 65 i više godina u ukupnom broju stanovnika) vrše pozitivan uticaj na potrošnju energije. Povećanje broja stanovnika za 1% dovodi do rasta potrošnje energije između 1,59% i 1,76%. Takođe, rast udela stanovništva sa 65 i više godina od 1% rezultuje povećanjem energetske potrošnje od oko 0,43%. Visoka elastičnost potrošnje energije u odnosu na broj stanovnika najverovatnije se može objasniti činjenicom da demografski rast otežava i usložnjava procese planiranja efikasne upotrebe energetske resursa. Pozitivnu elastičnost u odnosu na udeo starije populacije treba shvatiti kao dokaz da evropska društva sa većim udelom starije populacije troše više energije od društava sa većim udelom mlađeg stanovništva. Osim toga, nalazi ove studije upućuju na zaključak da važan uticaj na potrošnju energije u EU vrši i nivo ekonomske aktivnosti zemalja i to u skladu sa konceptom Kuznjecove krive okruženja (EKC). Nivo per capita dohotka koji je potreban da bi se EKC efekat ispoljio kreće se između 54.183 i 81.552 dolara.*

**Ključne reči:** *potrošnja energije, veličina populacije, udeo starijih lica, per capita BDP, elastičnost*

### Uvod i pregled literature

U toku proteklih nekoliko decenija zabeležen je veoma snažan trend intenziviranja uticaja ljudskog društva na ekosistem, potrošnju prirodnih resursa i globalne klimatske promene. Uticaj društva na prirodno okruženje je u potpunosti razjašnjen i dominantno se realizuje

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

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

posredstvom emitovanja različitih vrsta izduvnih gasova koji izazivaju efekat staklene bašte (*greenhouse gases*) i dovode do globalnih klimatskih promena sa veoma rasprostranjenim štetnim posledicama. Globalne klimatske promene odnose se na zagrevanje površine zemlje, okeana i atmosfere, ali i na topljenje snega i leda, povećanje nivoa mora, rast kiselosti okeana i sve učestaliju pojavu različitih prirodnih fenomena ekstremnog intenziteta (vetrovi, različite padavine, ekstremno niske i visoke temperature, itd). Globalna prosečna kombinovana temperatura površine kopna i okeana u razdoblju 1880-2012. porasla je za oko 0,85 °C (IPCC, 2014: 2). Emisija gasova staklene bašte je dramatično povećana u odnosu na predindustrijsko razdoblje, prevashodno pod uticajem ekonomskih i demografskih trendova. Očigledna posledica ovakvih društvenih obrazaca jeste uvećanje koncentracije ključnih gasova staklene bašte (ugljen-dioksida, metana i azotnog oksida) na nivoe koji nisu zabeleženi barem u poslednjih 800.000 godina (IPCC, 2014: 4). Njihovi efekti, u sadejstvu sa ostalim oblicima ljudskog ponašanja, jesu izuzetno devastirajući i sasvim izvesno najvažniji uzročnici globalnog zagrevanja ostvarenog u poslednjih šest decenija. Kontinuirana emisija gasova staklene bašte nastaviće da izaziva globalne klimatske promene sa svim negativnim i ireverzibilnim konsekvencama na ekosistem i društvo. One mogu potrajati stotinama i hiljadama godina čak i ukoliko se zaustavi dalja emisija gasova staklene bašte.

Naučnicima je dobro poznata činjenica da je upotreba fosilnih goriva, poput naftnih derivata i uglja, ključni generator štetnih gasova. Takođe, mogućnosti supstitucije fosilnih goriva ostalim izvorima energije prilično su ograničene, pri čemu ne treba smetnuti sa uma da i ostali izvori energije imaju određenih štetnih posledica po ekosistem (York, 2007: 856). Osim toga brojne studije (Kerr, 1998) ukazuju na mogućnost da se u narednih deceniju ili dve dostigne maksimalna dnevna proizvodnja nafte, nakon čega bi usledio njen stalan i neizbežan pad, koji bi za posledicu imao drastičan rast cenanafte i moguću globalnu ekonomsku krizu, budući da je nafta još uvek jedan od najznačajnijih izvora energije. Imajući u vidu klimatske promene do kojih dovode produkti sagorevanja fosilnih goriva, kao i neizbežno postepeno iscrpljivanje prirodnih rezervi sirove nafte, upravljanje rastućom globalnom energetsom tražnjom nameće se kao jedan od ključnih ciljeva i izazova 21. veka. Ukoliko se navedenim razlozima dodaju i obaveze koje proističu iz Kjoto protokola, jasno je da je više nego opravdano da se pažnja istraživača fokusira na osnovne determinante energetske potrošnje.

Demografski trendovi jesu jedan od ključnih faktora koji utiču na energetske potrošnje. Mnoge studije (Poumanyong, Kaneko, 2010; York, 2007; Cole, Neumayer, 2004; Rosa et al., 2004; Shi, 2003; York et al.,

2003a; 2003b; Dietz, Rosa, 1997; Holdren, 1991) analizirale su efekat demografskih kretanja na energetske potrošnju i emisiju ugljen-dioksida. Dobijeni rezultati pokazuju da su broj stanovnika i privredni rast njihove dominantne odrednice. Osim veličine populacije i njenog rasta, kojima je posvećena najveća pažnja, druge demografske varijable, poput starosne strukture stanovništva i stepena urbanizacije (procenata stanovnika koji živi u urbanim područjima), takođe zaslužuju značajan analitički tretman. Postoje razlozi da se veruje da je uticaj starosne strukture na energetske potrošnju pozitivan, odnosno da društva sa većim udelom starijeg stanovništva troše više energije od društava sa relativno većim udelom mlađe populacije. Ovakav stav može delimično da dobije uporište u tvrdnji da stariji deo populacije obično živi u manjim domaćinstvima, kao i da je skloniji upotrebi energetske intenzivnih proizvoda poput automobila (York, 2007: 859). Osim toga, starosna struktura stanovništva bi mogla uticati na strukturu privrede, a time i na potrošnju energije.

Uticaj urbanizacije na potrošnju energije može se odvijati posredstvom dva kanala. Prvi kanal jeste direktan i ogleda se u tome da su urbane zone daleko prometnije i dobro povezane sa ostalim regionima, što podrazumeva znatno gušći saobraćaj i veću potrošnju energije. Takođe, viši stepen urbanizacije podrazumeva i viši stepen razvijenosti gradskih institucija i infrastrukture (ulične rasvete, škola, univerziteta, bolnica), ali i veću upotrebu drugih energetske intenzivnih proizvoda (poput klima uređaja) koji nisu toliko zastupljeni u seoskim područjima. Drugi kanal jeste indirektan i odnosi se na činjenicu da urbanizacija podstiče razvoj industrije kao izrazito energetske intenzivne privredne grane, što rezultuje većom potrošnjom energije. Pacione je ocenio da gradovi obuhvataju oko 75% svetske potrošnje prirodnih resursa, a svega 2% svetske površine (Pacione, 2009). Empirijski efekat starosne strukture stanovništva i urbanizacije na potrošnju energije potvrđen je u više studija (Adom, Kwakwa, 2014; Poumanyong, Kaneko, 2010; Mishra et al., 2009; York, 2007; Cole, Neumayer, 2004; York et al., 2003a; 2003b; 2003c; Parikh, Shukla, 1995; Jones, 1991).

Pored demografskih varijabli, koje zauzimaju centralno mesto u ovoj studiji, veoma je važno u analizu uključiti i ostale determinante energetske potrošnje, naročito one kojima se kvantifikuje nivo ekonomske aktivnosti poput realnog *per capita* BDP-a. Uticaj *per capita* BDP-a na energetske potrošnje odvija se posredstvom dva kanala. Prvi kanal je poznat kao efekat obima (*scale effect*) i ogleda se u činjenici da veća ekonomska aktivnost, pri ostalim nepromenjenim uslovima, prouzrokuje i veću potrošnju energenata (Hübler, Keller, 2009: 61). Drugi kanal je poznat kao dohotkom inducirani tehnički efekat (*income-induced technique effect*) i polazi od pretpostavke da je zdrava životna sredina normalno

dobro sa pozitivnom dohodovnom elastičnošću tražnje. Povećanje realnog *per capita* BDP-a dovodi do povećanja tražnje za čistom životnom sredinom, intenzivirajući pritisak na kreatore ekološke politike da formulišu strožiju regulativu, koja po pravilu uključuje podsticaje za smanjenje upotrebe energenata. Kompanije, nastojeći da se prilagode striktnijoj regulativi, uvode energetske štedljive tehnologije smanjujući time ukupnu potrošnju energenata (Hübler, Keller, 2009: 63).

Obrazac uticaja ekonomske aktivnosti na potrošnju energenata i zagađenje često se opisuje konceptom Kuznjecove krive okruženja (*environmental Kuznets curve* – EKC), koji sugerise relaciju oblika invertovanog slova U. Prema ovom konceptu porast dohotka sa relativno niskog nivoa najpre dovodi do povećanja energetske potrošnje i zagađenja, da bi nakon što visina dohotka premaši određenu vrednost taj uticaj postao negativan. Zdrava životna sredina smatra se luksuznim dobrom za kojim tražnja snažno počinje da raste tek na relativno visokom nivou dohotka, što rezultuje intenzivnim delovanjem dohotkom inducirano tehnickog efekta i negativnim uticajem na potrošnju energenata (York, 2007: 859). Iako je koncept EKC tradicionalno korišćen za izučavanje lokalnih ekoloških problema, kao što je zagađenje vode, kasnije studije su ga primenjivale kako bi rasvetlile uticaj ekonomskog rasta na energetske intenzivnost i emisiju CO<sub>2</sub> (Mazzanti et al., 2006; Galli, 1998). Sa druge strane, u literaturi (Ehrhardt-Martinez, 1998) figurišu stavovi da bi koncept EKC pre mogao da se primeni na efekte urbanizacije nego na ekonomski rast, budući da urbanizacija sa sobom donosi ključne elemente modernizacije koji za posledicu imaju efikasniju upotrebu resursa. Suprotno ovom stanovištu, Foster (Foster, 1999) ističe da je urbanizacija jedan od glavnih uzročnika poremećaja u odnosima između društva i prirode. Konačno, važno je istaći i da je čitav koncept EKC pretrpeo brojne kritike metodološke i konceptualne prirode (Dinda, 2004: 447-450).

Potreba da se obezbedi dovoljna količina energenata uz minimiziranje štetnih konsekvenci na životnu sredinu praćena je brojnim teškoćama, među kojima se posebno ističu sledeće: (a) veliki deo svetske populacije raspolaže količinama energije koje su nedovoljne za zadovoljavanje osnovnih životnih potreba, (b) dugoročni trend rasta cena energenata čini ih još manje dostupnim, (c) potrošnja energenata je prepoznata kao glavna odrednica zagađenja životne sredine i globalnih klimatskih promena i (d) sociopolitički rizici obezbeđivanja potrebnih količina energenata postaju neprihvatljivo visoki izazivajući globalne političke potrebe.

Značaj demografskih faktora kao ključnih determinanti energetske potrošnje i emisije gasova staklene bašte potvrđen je u brojnim studijama. Kako zaključuje Holdren (1991), nešto više od polovine (52%) uvećanja svetske potrošnje energenata, u periodu nakon 1850, može se pripisati

rastu broja stanovnika, dok se preostalih 48% objašnjava povećanjem *per capita* potrošnje. Relativni značaj populacionog rasta u SAD-u, u istom vremenskom periodu, još je naglašeniji i iznosi oko 66%. Uprkos činjenici da je ovaj uticaj tokom vremena postepeno slabio, demografski rast je krajem 1980-ih još uvek objašnjavao približno jednu trećinu rasta svetske potrošnje energenata. Takođe, Jork je na uzorku od 14 zemalja članica Evropske unije otkrio da je potrošnja energenata visoko pozitivno elastična u odnosu na broj stanovnika (York, 2007).

Većina raspoloživih empirijskih studija testirala je direktan efekat demografskih varijabli na emisiju gasova staklene bašte. U mnogim analizama ocenjena je gotovo jedinična elastičnost emisije gasova (CO<sub>2</sub> i CH<sub>4</sub>) u odnosu na broj stanovnika (Cole, Neumayer, 2004; Rosa et al., 2004; York et al., 2003a; 2003b). Kol i Nojmajer, takođe, sugerišu uticaj populacije na emisiju SO<sub>2</sub> koji ima oblik U krive (Cole, Neumayer, 2004). Nasuprot navedenim studijama neki autori smatraju da je efekat populacije na emisiju CO<sub>2</sub> varijabilan (Dietz, Rosa, 1997), odnosno konstantan, ali nadproporcionalan (Shi, 2003). Dehart i Soul su razotkrili pozitivan efekat broja stanovnika na rezidencijalnu i ukupnu emisiju gasova staklene bašte, ali istovremeno i negativan efekat na emisiju koja potiče od komercijalnog/industrijskog sektora (DeHart, Soulé, 2000). Kramer je identifikovao snažan uticaj broja stanovnika na pojedine izvore emisije štetnih gasova u 56 okruga u Kaliforniji, zaključivši da sveukupan efekat demografskog rasta zavisi od strukture proizvodnje i potrošnje u svakom okrugu (Cramer, 1998). Konačno, postoje i istraživanja koja nisu uspela da identifikuju statistički signifikantan uticaj demografskih varijabli na emisiju CO<sub>2</sub> (Shandra et al., 2004).

Pored veličine populacije veoma značajna determinanta energetske potrošnje i emisije gasova staklene bašte jeste i stepen urbanizacije. Shodno empirijskim studijama ova varijabla pozitivno utiče na energetske potrošnju i emisiju CO<sub>2</sub> i CH<sub>4</sub> (York, 2007; Cole, Neumayer, 2004; York et al., 2003b), dok je njen efekat na emisiju SO<sub>2</sub> nesignifikantan (Cole, Neumayer, 2004).

Demografska kretanja mogu imati negativno dejstvo na životnu sredinu u širem kontekstu. U pojedinim studijama otkriven je gotovo proporcionalan uticaj populacije i nešto slabiji efekat urbanizacije na površinu zemljišta koja je neophodna za opstanak čovečanstva (*ecological footprint*) (York et al., 2003c). Takođe, Martinez je skrenula pažnju na pozitivan uticaj populacije i invertovani U efekat urbanizacije na krčenje šuma u zemljama u razvoju (Ehrhardt-Martinez, 1998).

Ovaj članak se sastoji od pet delova. U prvom delu je skrenuta pažnja na značaj izučavanja determinanti energetske potrošnje i emisije gasova staklene bašte i dat je pregled empirijske literature koja je posvećena

ovom fenomenu. U drugom delu je prikazan metodički okvir zajedno sa najznačajnijim informacijama koje se tiču podataka korišćenih tokom istraživanja. Treći deo obuhvata empirijske rezultate koji su potom diskutovani u četvrtom delu. U petom delu su izneti najvažniji zaključci i zapažanja.

### Metodički okvir i podaci

Teorijska osnova ovog istraživanja jeste dobro poznati *STIRPAT* (*Stochastic Impacts by Regression on Population, Affluence, and Technology*) model, koga su originalno razvili Dic i Rosa (Rosa, Dietz, 1998; Dietz, Rosa, 1997; 1994) i koji 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 okolinu ( $I$ ), veličinu populacije ( $P$ ), *per capita* BDP ( $A$ ) i vektor varijabli koji reprezentuje tehnologiju, organizaciju društva i kulturu ( $T$ ) (Dietz, Rosa, 1997: 175). Istovremeno,  $a$ ,  $b$ ,  $c$ ,  $d$  i  $e$  jesu parametri modela i slučajna greška koji se ekonometrijski ocenjuju. Navedeni parametri (izuzimajući slučajnu grešku i konstantu  $a$ ) matematički predstavljaju koeficijente elastičnosti uticaja na okolinu ( $I$ ) u odnosu na veličinu populacije ( $P$ ), *per capita* BDP ( $A$ ) i tehnologiju (odnosno varijable obuhvaćene vektorom  $T$ ), respektivno. Slučajna greška inkorporira efekat svih preostalih slučajnih faktora koji nisu direktno uključeni u jednačinu. Logaritmovanjem modela (1) dobija se njegova linearna transformacija:

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

koja nam omogućava da koeficijente elastičnosti ocenimo linearnim ekonometrijskim tehnikama. Za potrebe ove studije korišćen je logaritmovani modifikovani *STIRPAT* model (York, 2007), koji se u literaturi učestalo susreće u različitim varijetetima:

$$\ln(EU_{it}) = \beta_0 + \beta_1 \ln(PO_{it}) + \beta_2 \ln(PO65_{it}) + \beta_3 \ln(UR_{it}) + \beta_4 \ln(BDP_{it}) + \beta_5 (\ln BDP_{it})^2 + \varepsilon_{it}, \quad (3)$$

gde  $EU$ ,  $PO$ ,  $PO65$ ,  $UR$  i  $BDP$  respektivno predstavljaju ukupnu potrošnju energije (izraženu u kilotonama naftnog ekvivalenta), ukupan broj

stanovnika, procentni udeo starih 65 i više godina u ukupnom broju stanovnika, urbanizaciju (procentni udeo urbanog u ukupnom broju stanovnika) i realni *per capita* BDP (izražen u konstantnim dolarima iz 2010). Kvadrat BDP-a je uključen u model kako bismo empirijski testirali EKC efekat (York, 2007; Mazzanti et al., 2006; Rosa et al., 2004; Shandra et al., 2004; Shi, 2003; York et al., 2003a; 2003b; 2003c). Ocenjivanjem jednačine (3) dobija se sledeći regresioni model:

$$\ln(EU_{it}) = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 \ln(PO_{it}) + \hat{\beta}_2 \ln(PO65_{it}) + \hat{\beta}_3 \ln(UR_{it}) + \hat{\beta}_4 \ln(BDP_{it}) + \hat{\beta}_5 (\ln BDP_{it})^2 + e_{it} \quad (4)$$

čijim se antilogaritmovanjem jednostavno formuliše originalna funkcija na nivou varijabli (a ne njihovih logaritamskih transformacija) koja ima oblik:

$$EU = PO^{\hat{\beta}_1} PO65^{\hat{\beta}_2} UR^{\hat{\beta}_3} BDP^{\hat{\beta}_4} e^{\hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_5 (\ln BDP)^2} \quad (5)$$

gde  $e$  označava osnovu prirodnog logaritma. Koeficijente elastičnosti potrošnje energije u odnosu na pojedine objašnjavajuće promenljive dobijamo parcijalnim diferenciranjem jednačine (4) po logaritmima pojedinih varijabli. Kao što je očekivano, elastičnosti energetske potrošnje u odnosu na  $PO$ ,  $PO65$  i  $UR$  ( $\hat{\beta}_1$ ,  $\hat{\beta}_2$ ,  $\hat{\beta}_3$ ) jesu konstante, dok je elastičnost u odnosu na BDP funkcija koja ima oblik:

$$\eta_{EU/BDP} = \hat{\beta}_4 + 2\hat{\beta}_5 \ln(BDP) \quad (6)$$

Ova studija je zasnovana na podacima 28 zemalja članica Evropske unije za vremenski period od 1960. do 2014. godine. Modelovanje je rađeno na neizbalansiranom panel uzorku od 1.139 opservacija. Svi podaci potrebni za analizu preuzeti su iz baze podataka Svetske banke – *World Development Indicators* (<http://data.worldbank.org/>).

## Empirijski rezultati

Prvi korak u analizi jeste testiranje zavisnosti između individualnih jedinica posmatranja za pojedine varijable (tabela 1), što u velikoj meri opredeljuje testove jediničnog korena i kointegracije koji će u narednoj fazi biti primenjeni. Testiranje je sprovedeno upotrebom četiri testa:

- (a) Brojš-Paganovog LM testa (*BPLM*) (Breusch-Pagan, 1980),  
 (b) Pesaranovog skaliranog LM testa (*PLM*) (Pesaran, 2004),  
 (c) skaliranog LM testa sa korigovanom pristrasnošću (*SLM*) (Baltagi et al., 2012) i  
 (d) Pesaranovog CD testa (*PCD*) (Pesaran, 2004).

Tabela 1.

**Rezultati testiranja zavisnosti između individualnih jedinica**

Test	EU	PO	PO65	UR	BDP	(BDP) <sup>2</sup>
BPLM	5770,51*	9715,75*	9417,25*	9189,21*	10825,82*	10819,35*
PLM	195,11*	338,59*	327,74*	319,44*	378,97*	378,73*
SLM	194,85*	338,33*	327,48*	319,18*	378,71*	378,47*
PCD	39,901*	27,83*	92,77*	32,15*	100,72*	100,66*

*Izvor:* Proračun autora.  
*Napomena:* Statistička signifikantnost na nivou značajnosti od 1% označena je sa \*.

Druga faza testiranja odnosi se na red integrisanosti svih varijabli (tabela 2). Testiranje je sprovedeno upotrebom sledećih testova jediničnog korena:

- (a) Im, Pesaran, Šinovog testa (*IPS*) (Im et al., 2003),  
 (b) proširenog Diki-Fulerovog (*ADF*) i Filips-Peronovog (*PP*) testa Fišerovog tipa (Choi, 2001) i  
 (c) Pesaranovog CIPS (*CIPS\**) testa (Pesaran, 2007).

Determinisanje reda vremenske docnje prilikom primene *IPS* testa vršeno je na osnovu Akejkove (*aic*), Bajesove (*bic*) i Hana-Kvinove (*hqic*) funkcije informacionog kriterijuma. Testiranje pomoću *ADF* i *PP* testova Fišerovog tipa zasnovano je na četiri test statistike:

- (a) inverznoj  $\chi^2$  test statistici (*P*),  
 (b) inverznoj normalnoj test statistici (*Z*),  
 (c) inverznoj logit test statistici (*L*) i  
 (d) modifikovanoj inverznoj  $\chi^2$  test statistici (*P<sub>m</sub>*).

Oznake u zagradama respektivno ukazuju na determinističku komponentu u test regresionim jednačinama (c-konstanta, t-trend) i red vremenske docnje koji je korišćen.



Tabela 2.  
Rezultati testiranja nestacionarnosti

Test	EU	PO	PO65	UR	BDP	(BDP) <sup>2</sup>
IPS						
aic	4,42(t)	3,46(t)	2,20(t)	-0,11(t)	10,05(t)	9,93(t)
bic	4,28(t)	3,44(t)	3,34(t)	-0,39(t)	10,10(t)	10,02(t)
hqic	4,04(t)	3,29(t)	2,67(t)	-0,16(t)	10,05(t)	10,01(t)
Fišer						
ADF						
P	21,41(t;1)	13,76(t;1)	17,87(t;1)	36,36(t;2)	16,20(t;1)	17,54(t;1)
Z	5,79(t;1)	5,90(t;1)	5,72(t;1)	2,10(t;2)	7,03(t;1)	6,82(t;1)
L	6,15(t;1)	5,85(t;1)	5,94(t;1)	2,18(t;2)	7,62(t;1)	7,42(t;1)
P <sub>m</sub>	3,27(t;1)	-3,99(t;1)	-3,60(t;1)	-1,86(t;2)	-3,76(t;1)	-3,63(t;1)
PP						
P	28,76(t;1)	23,28(t;1)	4,88(t;1)	52,97(t;1)	10,55(t;1)	11,27(t;1)
Z	4,77(t;1)	7,70(t;1)	8,33(t;1)	1,19(t;1)	7,69(t;1)	7,55(t;1)
L	5,14(t;1)	5,85(t;1)	8,77(t;1)	1,20(t;1)	8,22(t;1)	8,10(t;1)
P <sub>m</sub>	-2,57(t;1)	-3,09(t;1)	-4,83(t;1)	-0,29(t;1)	-4,29(t;1)	-4,23(t;1)
CIPS*	3,06(t;1)	2,24(t;2)	3,56(t;2)	0,30(t;2)	6,18(t;2)	6,45(t;1)
	$\Delta$ EU	$\Delta$ PO	$\Delta$ PO65	$\Delta$ UR	$\Delta$ BDP	$\Delta$ (BDP) <sup>2</sup>
IPS						
aic	21,28*(t)	-6,16*(c)	-1,94**(c)	-2,87*(t)	-13,42*(t)	-13,21*(t)
bic	27,72*(t)	-5,73*(c)	-1,75**(c)	-0,98(t)	-15,07*(t)	-14,62*(t)
hqic	24,19*(t)	-6,32*(c)	-1,85**(c)	-2,69*(t)	-14,57*(t)	-13,87*(t)
Fišer						
ADF						
P	285,35*(t;2)	118,02*(c;1)	101,37*(c;1)	46,75(t;2)	255,91*(t;1)	255,75*(t;1)
Z	-11,79*(t;2)	-4,68*(c;1)	-2,62*(c;1)	1,36(t;2)	-10,94*(t;1)	-10,98*(t;1)
L	-14,50*(t;2)	-4,83*(c;1)	-2,87*(c;1)	1,34(t;2)	-13,06*(t;1)	-13,06*(t;1)
P <sub>m</sub>	21,67*(t;2)	5,86*(c;1)	4,29*(c;1)	-0,87(t;2)	18,89*(t;1)	18,87*(t;1)
PP						
P	1061,15*(t;2)	220,19*(c;1)	35,85(c;1)	120,54*(t;1)	414,26*(t;1)	417,03*(t;1)
Z	-29,07*(t;2)	-6,75*(c;1)	1,98(c;1)	-0,29(t;1)	-15,54*(t;1)	-15,56*(t;1)
L	-55,47*(t;2)	-10,15*(c;1)	1,96(c;1)	-2,55*(t;1)	-21,46*(t;1)	-21,60*(t;1)
P <sub>m</sub>	94,98*(t;2)	15,51*(c;1)	-1,90(c;1)	6,10*(t;1)	33,85*(t;1)	34,11*(t;1)
CIPS*	-7,94*(t;2)	-4,96*(c;1)	0,79(c;1)	-0,42(t;1)	-4,02*(t;2)	-3,00*(t;3)

Izvor: Proračun autora.

Napomena: Signifikantnost na nivoima značajnosti od 1% i 5% obeležena je sa \* i \*\*, respektivno.

Primena *IPS* i Fišerovog 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). Sva testiranja su ponovljena na čitavom opsegu vremenskih docnji, a dobijeni rezultati pokazuju prilično visok stepen robusnosti.

Treća faza modelovanja odnosi se na testiranje kointegracije koje je sprovedeno Pedronijevim (Pedroni, 1999) testom prve generacije i Vesterlundovim (Vesterlund, 2007) testom druge generacije (tabela 3).

Tabela 3.  
Rezultati testiranja kointegracije

	Pedroni		Vesterlund	
	Panel statistike	Grupne statistike	Z vrednosti	
v	0,54	-	$G_{\tau}$	-9,38*
rho	-0,82	0,04	$G_{\alpha}$	1,62**
t	-3,58*	-7,87*	$P_{\tau}$	-4,54**
adf (aic)	-1,60***	-6,45*	$P_{\alpha}$	-1,09**
adf (bic)	-1,93**	-6,51*	-	-
adf (hqic)	-1,33***	-6,65*	-	-

*Izvor:* Proračun autora.  
*Napomena:* Statistička signifikantnost na nivoima značajnosti od 1%, 5% i 10% obeležena je sa \*, \*\* i \*\*\*, respektivno.

Red vremenske docnje za Pedronijeve parametarske *adf* test statistike determinisan je navedenim funkcijama informacionog kriterijuma. Kao i u slučaju testova jediničnog korena, testiranje Pedronijevim testom sprovedeno je na podacima koji su korigovani za proseke po individualnim jedinicama posmatranja, čime se ublažava uticaj zavisnosti

Tabela 4.  
Rezultati ocenjivanja kointegracionih jednačina

	WDOLS	
	(1)	(2)
	NVf	An
PO	1,76	1,59
PO65	0,43	0,43
BDP	2,32	2,00
(BDP) <sup>2</sup>	-0,11	-0,09
El.*	0,60	0,57
El.**	-0,15	-0,05
BDP <sup>0</sup>	54.183	81.552

*Izvor:* Proračun autora.

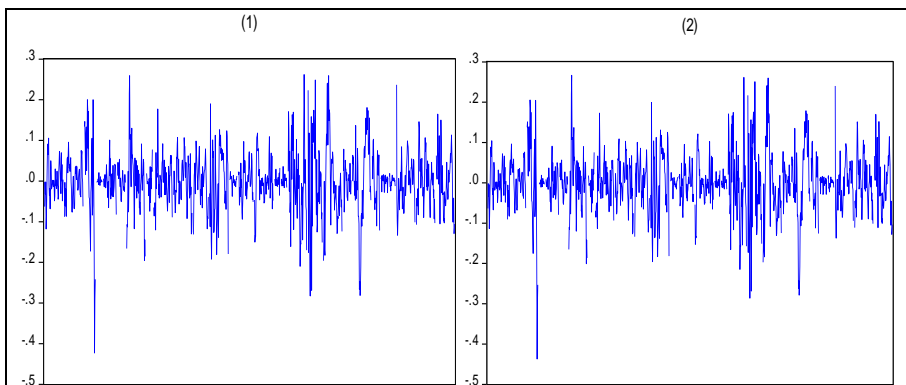
između jedinica. Vesterlundov test je zasnovan na robusnim *bootstrap* *p*-vrednostima dobijenim na osnovu 500 ponavljanja, a dugoročne varijanse ocenjene su upotrebom vremenske docnje trećeg reda i Bartletovog prozora vremenske docnje. Primena *bootstrap* raspodele test

statistike zaključivanje čini mogućim čak i u prisustvu veoma opšte forme zavisnosti između individualnih jedinica posmatranja (Westerlund, 2007: 722). U slučaju oba testa u kointegracionu jednačinu je uključena konstanta.

Konačno, poslednja faza modelovanja, koja proističe iz prethodnih rezultata, jeste ocenjivanje kointegracione jednačine (tabela 4). Dugoročna ravnotežna relacija ocenjena je metodom ponderisanih dinamičkih običnih najmanjih kvadrata (*Weighted Dynamic OLS*) i specifikovana je sa fiksnom docnjom i prednošću prvog reda. Dugoročne varijanse koje služe kao ponderi ocenjene su upotrebom Bartletovog prozora vremenske docnje, pri čemu je red docnje determinisan Nju-Vestovim fiksnim algoritmom (NVf) i Endruzovim algoritmom (An). U obe kointegracione regresije uključen je heterogen slobodan član. Budući da je elastičnost potrošnje energije u odnosu na BDP promenljiva, opseg u kome se ona kreće u datom uzorku ocenili smo zamenom minimalne i maksimalne uzoračke vrednosti BDP-a u jednačini (6) za oba ocenjena kointegraciona modela, što je označeno sa El.\* i El.\*\*, respektivno. Nivo *per capita* BDP-a nakon kojeg potrošnja energije počinje da opada ( $BDP^0$ ) može se izračunati na dva načina i to: (a) anuliranjem jednačine (6) i (b) anuliranjem prvog parcijalnog izvoda jednačine (5) po BDP-u.

Stacionarnost reziduala kointegracionih jednačina (1) i (2) potvrđuju njihovi dijagrami (slika 1) kao i korelogrami koji zbog uštede prostora nisu prikazani.

Slika 1.  
Reziduali ocenjenih kointegracionih jednačina

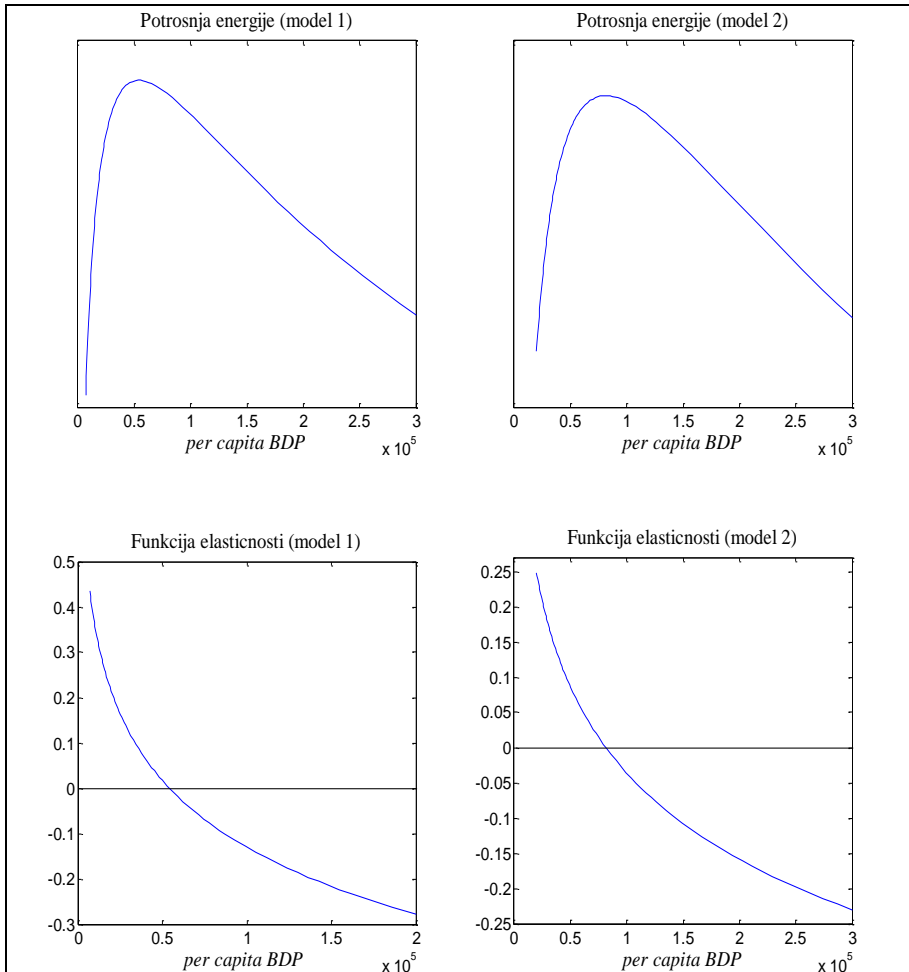


Izvor: Proračun autora

Rezultati ocenjivanja kointegracionih koeficijenata uz logaritam BDP-a i njegovu kvadriranu vrednost sugerisu prisustvo EKC efekta. Funkcije energetske potrošnje (jednačina 5), formulisane za prosečne uzoračke

vrednosti  $PO$  i  $PO65$  kao i funkcije elastičnosti energetske potrošnje u odnosu na BDP (jednačina 6), prikazane su na slici 2.

Slika 2.  
Funkcije potrošnje energije i funkcije elastičnosti



Izvor: Proračun autora

Svi nalazi koji nisu prikazani u tabelama 1-4 mogu biti dostavljeni od strane autora. Testiranje nestacionarnosti i kointegracije rađeno je u programskom paketu STATA 12, a testiranje zavisnosti između individualnih jedinica posmatranja i ocenjivanje kointegracionih jednačina u programskom paketu EViews 9.

## Diskusija

Rezultati testiranja zavisnosti između individualnih jedinica posmatranja (tabela 1) nesporno pokazuju da je zavisnost prisutna u svim varijablama. Na ovakav zaključak upućuju vrednosti sve četiri test statistike na osnovu kojih se veoma uverljivo odbacuje nulta hipoteza o odsustvu zavisnosti. Dobijeni nalazi sugerišu da se testovi jediničnog korena prve generacije (*IPS*, Fišer (*ADF* i *PP*)) primene na podacima koji su korigovani za proseke po individualnim jedinicama posmatranja, čime se ublažava negativan efekat zavisnosti. Osim toga, testiranje je rađeno i pomoću *CIPS*\* testa druge generacije koji je robusan u odnosu na zavisnost između jedinica. Rezultati svih testova jediničnog korena (tabela 2), primenjenih na nivou varijabli, pokazuju da je reč o nestacionarnim serijama, što nameće potrebu da se odredi tačan broj jediničnih korena koji poseduju pojedine varijable. Testovi jediničnog korena, sprovedeni na nivou prvih diferenci, generišu robusne rezultate koji pokazuju da su:  $\Delta EU$ ,  $\Delta PO$ ,  $\Delta BDP$  i  $\Delta(BDP)^2$  stacionarne serije, odnosno da su: *EU*, *PO*, *BDP* i  $(BDP)^2$  *I(1)* procesi.

Dobijeni nalazi nisu sasvim jednoznačni kada su u pitanju  $\Delta PO65$  i  $\Delta UR$ . U slučaju  $\Delta PO65$  7 test statistika ukazuje na stacionarnost, dok preostalih 5 test statistika sugerišu nestacionarnost. Uvid u dinamiku ove varijable i njen korelogram pokazuje da je, ipak, najverovatnije reč o stacionarnoj promenljivoj, odnosno da je *PO65* *I(1)* varijabla. S druge strane, 7 test statistika pokazuje da je  $\Delta UR$  nestacionaran proces, što potvrđuje dinamika varijable i njen korelogram. Ukoliko je ovaj zaključak korektan, odnosno ukoliko je *UR* *I(2)* proces, varijable koje su obuhvaćene ovom studijom ni teoretski ne bi mogle biti kointegrirane, zbog čega je *UR* eliminisana iz dalje analize.

Testiranje kointegracije daje prilično jasne nalaze (tabela 3). Iako Pedronijev test prve generacije nudi donekle podeljene i neubedljive rezultate (4 test statistike od ukupno 7 ukazuju na prisustvo kointegracije), Vesterlundov test (sve četiri test statistike) prilično robusno potvrđuje kointegriranost serija. Delimičan konflikt u rezultatima ova dva testa najverovatnije se može objasniti činjenicom da testovi zasnovani na rezidualu (*residual-based tests*), u koje spada i Pedronijev test, nameću tzv. restrikciju zajedničkog faktora (*common factor restriction*) koja može biti netačna, što za rezultat ima smanjenu sposobnost testa da odbaci nultu hipotezu kada je tačna alternativna (Westerlund, 2007: 714-715).

Ocenjivanje kointegracione jednačine (tabela 4) daje prilično očekivane rezultate. Uticaj broja stanovnika, kao ključne demografske determinante, na potrošnju energije jeste pozitivan. Povećanje broja stanovnika od 1% rezultuje rastom potrošnje energije između 1,59% (model 2) i 1,76% (model 1). Uočljivo je da je elastičnost potrošnje energije u odnosu na

broj stanovnika veća od 1, što na prvi pogled može delovati zbunjujuće. Ipak, ovakvi nalazi jesu u saglasnosti sa rezultatima velikog broja studija (York, 2007; Cole, Neumayer, 2004; Shi, 2003; DeHart, Soulé, 2000; Dietz, Rosa, 1997). Ovolika elastičnost potrošnje energije u odnosu na populaciju ukazuje na prisustvo disekonomije obima, fenomena koji podrazumeva da povećanje broja stanovnika rezultuje smanjenjem energetske efikasnosti društva, odnosno da pad broja stanovnika rezultuje njenim povećanjem (York, 2007). Holdren (1991) ovakvu relaciju objašnjava uticajem populacije na obrasce energetske potrošnje i tipove energetske resursa na koje se društvo oslanja. Demografski rast otežava i usložnjava procese planiranja efikasne upotrebe energetske resursa, umanjujući time sposobnost društva da ih racionalno koristi. Pozitivan efekat populacije na potrošnju energije nedvosmisleno je potvrđen u velikom broju radova (Boe et al., 2005; Cole, Neumayer, 2004; Rosa et al., 2004; York et al., 2003a; 2003b; 2003c; Cramer, 1998).

Uticaj udela stanovništva starog 65 i više godina na potrošnju energije jeste takođe pozitivan. Povećanje ovog učešća od 1% rezultuje rastom potrošnje energije od oko 0,43%. Pozitivan uticaj koji smo ocenili komplementaran je sa nalazima koji figurišu u empirijskoj literaturi (York, 2007; Cramer, 1998) i treba ga shvatiti kao dokaz da evropska društva sa većim udelom starije populacije troše više energije od društava sa većim udelom mlađeg stanovništva, što ni u kom slučaju ne može poslužiti kao argument za stav da pripadnici starije populacije troše više energije od pripadnika mlađih starosnih grupa. Prema Jorku, razlozi za ovakav efekat kriju se u činjenici da starosna struktura stanovništva utiče na strukturu proizvodnje i potrošnje, prostornu raspodelu stanovništva, transportnu infrastrukturu i društvene usluge koje se servisiraju (York, 2007: 870).

Pozitivan efekat broja stanovnika i starije populacije razotkriva suptilan, ali ujedno i kompleksan način na koji demografska kretanja determinišu energetske potrošnje (York, 2007: 865). Niska stopa fertiliteta istovremeno utiče na smanjenje broja stanovnika i povećanje učešća starije populacije. Neto efekat na potrošnju energije nesumnjivo zavisi od toga koji će od ova dva uticaja biti intenzivniji. Veoma sličan zaključak mogao bi se izvesti i za migracije, budući da u njima prevashodno učestvuju pripadnici relativno mlađih starosnih grupa.

Konačno, pozitivan kointegracioni koeficijent uz logaritam BDP-a i negativna ocena uz njegov kvadrat empirijski potvrđuju delovanje EKC efekta (slika 2). Zamenom minimalne i maksimalne uzoračke vrednosti *per capita* BDP-a u jednačini (6) ocenjena je elastičnost potrošnje energije u odnosu na *per capita* BDP, koja u datom uzorku varira od -0,15 do 0,60,

odnosno od -0,05 do 0,57 (tabela 4).<sup>1</sup> Takođe, anuliranjem jednačine (6) dobija se prelomna vrednost BDP<sup>0</sup>-a koja se kreće između 54.183 i 81.552 dolara, što je nešto manji iznos od 85.000 dolara koji je ocenio Jork za 14 zemalja članica EU i znatno kraći vremenski period (York, 2007: 865). Ovaj nivo dohotka, za sada, je izvesno dostigao samo Luksemburg, dok se za Dansku, Irsku i Švedsku to ne može sa sigurnošću zaključiti.

### Zaključak

Ova analiza je fokusirana na rasvetljavanje osnovnih demografskih i ekonomskih determinanti potrošnje energije u 28 zemalja članica EU u vremenskom periodu 1960-2014. godine. Pored analitičkog utvrđivanja najvažnijih odrednica energetske potrošnje, jedan od ciljeva ove studije jeste da ukaže na veliki doprinos koji demografija pruža boljem razumevanju kompleksne i suptilne interakcije između ljudskog društva i životne sredine.

Rezultati do kojih se došlo primenom tehnika ekonometrijske analize panel podataka na neizbalansiranom uzorku od 1.139 opservacija pokazuju da broj stanovnika pozitivno i prilično snažno utiče na ukupnu potrošnju energije. Povećanje broja stanovnika za 1% rezultuje rastom potrošnje energije između 1,59% i 1,76%. Imajući u vidu da je elastičnost energetske potrošnje u odnosu na broj stanovnika veća od jedan, što u prvi mah može da iznenadi, važno je istaći da su i druge analize, rađene na različitim uzorcima, ukazale na prisustvo ovog fenomena. Visoka vrednost koeficijenta elastičnosti u odnosu na populaciju indicira prisustvo disekonomije obima, fenomena koji podrazumeva da povećanje broja stanovnika rezultuje smanjenjem energetske efikasnosti društva, odnosno da pad broja stanovnika rezultuje njenim povećanjem. Ovakva relacija najverovatnije se može objasniti uticajem koji populacija vrši na obrasce energetske potrošnje i tipove energetske resursa na koje se društvo oslanja. Demografski rast usložnjava procese planiranja efikasne upotrebe energetske resursa, umanjujući time sposobnost društva da ih racionalno koristi.

Efekat udela populacije stare 65 i više godina na energetske potrošnje jeste takođe pozitivan. Rast učešća ove starosne grupe od 1% rezultuje povećanjem potrošnje energije od oko 0,43%. Pozitivan koeficijent elastičnosti treba shvatiti kao dokaz da društva sa većim udelom starije populacije troše više energije od društava sa većim udelom mlađeg stanovništva, a ne nužno kao argument da pripadnici starije populacije troše više energije od pripadnika mlađih starosnih grupa. Razloge za

<sup>1</sup> Minimalna i maksimalna vrednost *per capita* BDP-a u uzorku iznose 3.224 dolara za Bugarsku u 1980. godini i 110.000 dolara za Luksemburg u 2007. godini.

ovakvu prirodu uzročno-posledične veze treba tražiti u činjenici da starosna struktura stanovništva utiče na strukturu proizvodnje i potrošnje, prostornu raspodelu stanovništva, transportnu infrastrukturu i društvene usluge koje se servisiraju.

Značajan uticaj na potrošnju energije u EU vrši i nivo ekonomske aktivnosti zemalja i to u skladu sa konceptom Kuznjecove krive okruženja, koji sugeriše relaciju oblika invertovanog slova U. Za sada sa sigurnošću možemo zaključiti da je samo Luksemburg dostigao nivo *per capita* dohotka koji je potreban da bi se ispoljio EKC efekat.

Rezultati do kojih se došlo u ovoj studiji pokazuju da niska stopa fertiliteta, istovremeno utičući na smanjenje broja stanovnika i povećanje učešća starije populacije, generiše kontradiktorne efekte na energetske potrošnje. Neto efekat nesumnjivo zavisi od toga koji će od ova dva uticaja biti intenzivniji. Posmatrano iz ovog ugla, sličan zaključak se može izvesti i za migracije, budući da u njima prevashodno učestvuju pripadnici relativno mlađih starosnih grupa. Imajući u vidu da se niska stopa fertiliteta uglavnom ističe kao ozbiljan problem EU koji opterećuje javne finansije i penzione fondove zemalja članica, važno je naglasiti da rezultati ove analize bacaju svetlost na jednu potencijalnu pozitivnu konsekvencu koju bi niska stopa fertiliteta mogla imati. Naime, smanjenje broja stanovnika u EU može snažno delovati na pad potrošnje energenata i emisiju gasova staklene bašte, čime bi se znatno umanjio negativan efekat na životnu sredinu. S obzirom na dimenzije globalnih klimatskih promena i njihovu ireverzibilnost, kao i na nužnost primene Kjoto protokola u cilju smanjenja emisije CO<sub>2</sub>, smatramo da bi rezultati ove studije mogli biti od velike koristi.

Ovaj članak je nastao kao rezultat istraživanja finansiranog od strane Ministarstva prosvete, nauke i tehnološkog razvoja Republike Srbije, u okviru projekata III47010 i 179014 za period 2011-2017.

## 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: 475–483.  
<https://doi.org/10.1016/j.rser.2014.04.014>
- 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(1): 164–177.  
<https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2012.04.004>



- BOE, P. A., BLANDFORD, A., & PATRICK, A. (2015). Modeling United States energy consumption 1970-2040. Frankfort (Kentucky): Energy and Environment Cabinet, Department for Energy Development and Independence (Intern Research Project).  
[http://energy.ky.gov/Programs/Data%20Analysis%20%20Electricity%20Model/Modeling\\_US\\_Energy\\_Consumption.pdf](http://energy.ky.gov/Programs/Data%20Analysis%20%20Electricity%20Model/Modeling_US_Energy_Consumption.pdf)
- 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](https://www.jstor.org/stable/2297111?seq=1#page_scan_tab_contents)
- CHOI, I. (2001). Unit root tests for panel data. *Journal of International Money and Finance* 20: 249–272. [https://doi.org/10.1016/S0261-5606\(00\)00048-6](https://doi.org/10.1016/S0261-5606(00)00048-6)
- 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. (1998). Population Growth and Air Quality in California. *Demography* 35(1): 45–56. <http://www.jstor.org/stable/3004026>
- 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(2): 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>
- DINDA, S. (2004). Environmental Kuznets Curve Hypothesis: A Survey. *Ecological Economics* 49: 431–455.  
<https://doi.org/10.1016/j.ecolecon.2004.02.011>
- EHRHARDT-MARTINEZ, K. (1998). Social Determinants of Deforestation in Developing Countries: A Cross-National Study. *Social Forces* 77(2): 567–586.
- FOSTER, J. B. (1999). Marx's Theory of Metabolic Rift: Classical Foundation for Environmental Sociology. *American Journal of Sociology* 105(2): 366–405. DOI: 10.1086/210315
- GALLI, R. (1998). The relationship between energy intensity and income levels: forecasting long term energy demand in Asian Emerging Countries. *The Energy Journal* 19(4): 85–106. <http://www.jstor.org/stable/41322805>
- HOLDREN, J. P. (1991). Population and the energy problem. *Population and Environment* 12(3): 231–255. <https://doi.org/10.1007/BF01357916>
- HUBLER, M., & KELLER, A. (2009). Energy savings via FDI? Empirical evidence from developing countries. *Environment and Development Economics* 15(1): 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)
- IPCC (2014). *Climate Change 2014: Synthesis Report*. Fifth Assessment Report. [Core Writing Team, R.K. Pachauri and L.A. Meyer (eds.)]. Geneva: Intergovernmental Panel on Climate Change. <http://www.ipcc.ch/report/ar5/syr/>
- 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)
- KERR, A. R. (1998). The Next Oil Crisis Looms Large--and Perhaps Close. *Science* 281(5380): 1128–1131. DOI: 10.1126/science.281.5380.1128
- LEVIN, A., LIN, C. F., & CHU, C. (2002). Unit root test in panel data: Asymptotic and finite sample properties. *Journal of Econometrics* 108(1): 1–24. [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(01\)00098-7](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(01)00098-7)
- MAZZANTI, M., MUSOLESI, A., & ZOBOLI, R. (2006). A Bayesian approach to the estimation of Environmental Kuznets Curves for CO<sub>2</sub> emissions. Fondazione Eni Enrico Mattei (Working Paper 121/06).
- MISHRA, V., RUSSELL, R., & SHARMA, S. (2009). The energy-GDP nexus: Evidence from a panel of Pacific Island countries. *Resource and Energy Economics* 31(3): 210–220. <https://doi.org/10.1016/j.reseneeco.2009.04.002>
- 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)
- PEDRONI, P. (1999). Critical Values for Cointegration Tests in Heterogeneous Panels with Multiple Regressors. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 61(S1): 653–670. DOI: 10.1111/1468-0084.0610s1653
- PESARAN, M. H. (2004). General Diagnostic Tests for Cross-Section Dependence in Panels. Cambridge Working Papers in Economics (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
- POUMANYVONG, P., & KANEKO, S. (2010). Does urbanization lead to less energy use and lower CO<sub>2</sub> emissions? A cross-country analysis. *Ecological Economics* 70(2): 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. DOI: 10.1177/026858098013004002

- ROSA, E. A., YORK, R., & DIETZ, T. (2004). Tracking the Anthropogenic Drivers of Ecological Impacts. *Ambio: A Journal of the Human Environment* 33(8): 509–512.  
<https://doi.org/10.1579/0044-7447-33.8.509>
- SHANDRA, J. M., LONDON, B., WHOOLEY, O. P., & WILLIAMSON, J. B. (2004). International Non-Governmental Organizations and Carbon Dioxide Emissions in the Developing World: A Quantitative, Cross National Analysis. *Sociological Inquiry* 74(4): 520–545. DOI: 10.1111/j.1475-682X.2004.00103.x
- SHI, A. (2003). The impact of population pressure on global carbon dioxide emissions, 1975–1996: evidence from pooled cross-country data. *Ecological Economics* 44(1): 29–42. [https://doi.org/10.1016/S0921-8009\(02\)00223-9](https://doi.org/10.1016/S0921-8009(02)00223-9)
- WESTERLUND, J. (2007). Testing for error Correction in Panel Data. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 69(6): 709–748.  
 DOI: 10.1111/j.1468-0084.2007.00477.x
- YORK, R. (2007). Demographic trends and energy consumption in European Union Nations, 1960–2025. *Social Science Research* 36(3): 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>
- YORK, R., ROSA, E. A., & DIETZ, T. (2003c). Footprints on the Earth: The Environmental Consequences of Modernity. *American Sociological Review* 68(2): 279–300. <http://www.jstor.org/stable/1519769>

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

### **Demographic Determinants of Energy Consumption in the European Union: Econometric Analysis Results**

#### *S u m m a r y*

Over the past several decades there has been a strong intensifying trend of human society impact on ecosystems, consumption of natural resources and global change. The environmental impact of the society is fully apparent and dominantly implemented through various greenhouse gases emissions (GHG), leading

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

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

towards global climate change with considerably spread harmful effects. Global climate change includes the earth and ocean surface and atmospheric warming, but also melting of snow and ice, increase of sea levels and ocean acidity, as well as ever more common natural phenomena extremes (winds, various forms of rainfall/precipitation, extremely low or high temperatures, etc.).

Scientists are well-familiarized 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. If these reasons are coupled with obligations emanating from Kyoto Protocol, it is clear that attention of researches should be more than reasonably focused on the main determinants of energy consumption.

This study is focused on illumination of key demographic and economic determinants of energy consumption in 28 EU member states in the period 1960-2014. The results obtained demonstrate that population positively and quite strongly influence total energy consumption. An increase of population of 1% will result in an increase of energy consumption of 1.59% to 1.76%. Such relation most probably can be explained by the fact that demographic growth of the society aggravates and complicates planning processes of efficient energy consumption, diminishing the ability of society to be energy efficient.

The population effect of persons aged 65 and above to energy consumption is also positive. An increase in share of this age group of 1% will result in an increase in energy consumption of approximately 0.43%. Positive elasticity coefficient should be understood as a proof that European societies with higher share of senior citizens consume more energy than societies with higher share of younger population, not necessarily as an argument that senior citizens use more energy than younger population. The explanation for such nature of a cause-and-effect relation could be that high share of senior citizens influences the structure of production and consumption, spatial distribution of population, transport infrastructure and social services provided.

A significant influence on energy consumption in the EU is made by the level of economic development of countries, which is in accordance with the Environmental Kuznets Curve (EKC), suggesting a relation of inverted letter "U". The amount of income *per capita* needed to have the EKC expressed ranges between 54,183 and 81,552 dollars.

**Key words:** *energy consumption, population size, share of senior citizens, GDP per capita, elasticity.*