

Prof. dr. sc. Jurica Šimurina¹
Ana Dobrović

ANALIZA KUZNETSOVE KRIVULJE ZA OKOLIŠ

ANALYSIS OF ENVIRONMENTAL KUZNETS CURVE

SAŽETAK: U ovom radu analizira se postojanje Kuznetsove krivulje za okoliš koja se analizira na primjeru Kinu u razdoblju od 1960 – 2007. Prema ovoj hipotezi, degradacija okoliša/onečišćenje se povećava sa ekonomskim rastom, ali kada gospodarstvo dosegne određenu razinu dohotka po stanovniku, odnosno prekretnicu, onečišćenje počinje opadati. Odabrana zemlja i razdoblje za analizu temelje se na dostupnosti podataka i razvojnim procesom od interesa za analizu. Procjenjuje se linearni, kvadratni i kubični oblik odnosa između BDP per capita i emisije CO₂. Provođenjem ADF testa jediničnog korijena utvrđena je nestacionarnost varijabli, a Engle –Grangerov test kointegracije pokazuje da varijable nisu kointegrirane. Regresijska analiza nad nizovima prvih diferencija odbacuje postojanje EKC oblika odnosa za Kinu i implicira da linearan oblik odnosa bolje pristaje podacima. Ovakva analiza pokazuje samo kratkoročnu dinamiku pa se postojanje dugoročnog oblika odnosa između ekonomskog rasta i emisije CO₂ ne može sa sigurnošću utvrditi.

KLJUČNE RIJEČI: Kuznetsova krivulja za okoliš, analiza vremenskih serija, kointegracija

ABSTRACT: This paper examines the validity of Environmental Kuznets Curve hypothesis for China for the period 1960 – 2007. According to this hypothesis, environmental degradation increases with economic growth up to a point when it starts to decrease. Chosen time period and country of study are based on available data and development processes in the chosen period. Linear, quadratic and cubic relation between BDP per capita and CO₂ emission is estimated. ADF unit root test results suggest that all variables are non-stationary in levels, and the results of Engle- Granger test for cointegration indicate that variables are not cointegrated. Regression analysis of first differences rejects EKC hypothesis for China and shows that linear relationship fits data more properly. This type of analysis gives only short-run dynamics so the long-run relationship between economic growth and CO₂ emissions can't be conclusively determined.

KEY WORDS: Environmental Kuznets Curve, time series analysis, cointegration

¹ Izvanredni profesor na Katedri za makroekonomiju i gospodarski razvoj na Ekonomskom fakultetu Sveučilišta u Zagrebu

1. UVOD

Kuznetsova krivulja za okoliš (Environmental Kuznets Curve, EKC) je kontroverzan koncept koji se po prvi put pojavio u literaturi ranih 1990-ih. Prema ovoj hipotezi, degradacija okoliša/onečišćenje se povećava sa ekonomskim rastom, ali kada gospodarstvo dosegne određenu razinu dohotka po stanovniku, odnosno prekretnicu, onečišćenje počinje opadati. Drugim riječima, problemi u okolišu se u ranim fazama razvoja povećavaju brže nego dohodak, a na višim razinama dohotka degradacija usporava u odnosu na rast BDP-a. EKC hipoteza implicira da će unatoč činjenici da je u ranim fazama razvoja onečišćenje neizbježno, naposljetku ekonomski rast biti jedno od rješenja za problem onečišćenja. Ovakav odnos između ekonomskog rasta i kvalitete okoliša grafički se prikazuje u obliku obrnutog slova U te podsjeća na Kuznetsovu krivulju koja prikazuje odnos između gospodarskog rasta i nejednakosti raspodjele dohotka. Koncept koji pretpostavlja da će gospodarski razvoj u konačnici dovesti do poboljšanja kvalitete okoliša intuitivno je privlačan te ima značajne implikacije za ekonomsku politiku. Ekonomski rast koji je do sada smatran glavnim uzrokom degradacije okoliša, u ovom slučaju predstavlja rješenje problema pa bi prema tome donositelji politika trebali promicati rast kako bi se što prije prešla dohodovna prekretnica. Ispitivanje valjanosti EKC hipoteze je od velikog interesa zbog sve većeg problema onečišćenja okoliša koji mogu biti nepovratni pa su mjere zaštite okoliša od presudne važnosti. Međutim, politike se moraju temeljiti na teoriji koja je potvrđena empirijskim rezultatima. U posljednja dva desetljeća pojavio se značajan broj empirijskih radova na ovu temu čiji se rezultati u većoj ili manjoj mjeri razlikuju od onih predloženih EKC hipotezom zbog čega je valjanost samog koncepta postala upitna. Većina se radova temelji na analizi presjeka zemalja ili panel analizi, no utvrđeno je da sve zemlje ne slijede istu putanju EKC te je potrebno provesti analizu za svaku zemlju zasebno. Osnovni problem kod takve analize je nedostatak kvalitetnih podataka o pokazateljima stanja okoliša te kratkih vremenskih serija.

Cilj ovoga rada je empirijski analizirati valjanost Kuznetsove krivulje za okoliš za jednu zemlju koristeći vremenske serije. Za primjer je odabrana Kina, čiji se izvanredni gospodarski rast u protekla tri desetljeća odrazio i na kvalitetu okoliša pa je danas, osim najbrže rastuće svjetske ekonomije, Kina i glavni svjetski onečišćivač zraka ugljičnim dioksidom, plinom za koji se smatra da prekomjernim ispuštanjem u atmosferu najviše doprinosi problemu klimatskih promjena. Prati li odnos između BDP-a *per capita* i emisija CO₂ putanju predviđenu EKC hipotezom ne testira se izravno, nego se uobičajenom tehnikom procjene analizira opći odnos između varijabli od kojih je EKC samo jedan od mogućih ishoda. Analiza vremenskih serija provodi se nad podacima za razdoblje od 1960 – 2007.

2. KONCEPT KUZNETSOVE KRIVULJE ZA OKOLIŠ

Odnos između onečišćenja i ekonomskog rasta u obliku obrnutog U dobio je ime prema Kuznetsovom (1955) radu u kojem se pretpostavlja sličan odnos između nejednakosti raspodjele dohotka i ekonomskog rasta. Raspodjela dohotka je nejednaka u ranoj fazi rasta dohotka, a zatim se pomiče prema većoj jednakosti kako se ekonomski rast nastavlja. U ranim 1990-ima, Kuznetsova krivulja postala je sredstvo za opisivanje odnosa između kvalitete okoliša odnosno onečišćenja i dohotka *per capita*. Obzirom da su podaci o pokazateljima stanja okoliša postali dostupni za veći broj zemalja i razine dohotka, pojavili su se

dokazi da razina degradacije okoliša za neke onečišćujuće tvari i konvencionalno mjeren *per capita* dohodak slijedi isti oblik odnosa obrnutog U kao i nejednakost raspodjele dohotka po stanovniku i dohodak u izvornoj Kuznetsovoj krivulji. Ovakav odnorski put ističe ovaj oblik odnosa, većina izvora ukazuje na Grossmanovu i Kruegerovu (1991) analizu kvalitete zraka za presjek zemalja za različite godine. Njihova studija je bila dio šireg istraživanja o utjecajima ekonomskog rasta uzrokovanog potpisivanjem Sjevernoameričkog sporazuma o slobodnoj trgovini (NAFTA) sa Meksikom na degradaciju okoliša. Slične rezultate uskoro su iznijeli i Shafik i Bandyopadhyay (1992) u studiji koju su proveli za Svjetsku Banku kao dio Svjetskog izvještaja o razvoju, te Panayotou, (1993) u studiji za Međunarodnu organizaciju rada.

Logika EKC odnosa intuitivno je privlačna. Na niskim razinama dohotka po stanovniku u predindustrijskim i agrarnim ekonomijama, gdje većina ekonomske aktivnosti obuhvaća prirodnu poljoprivredu, moglo bi se očekivati da će izvorni uvjeti okoliša ostati relativno nepromijenjeni ekonomskom aktivnošću, barem za one onečišćujuće tvari povezane s industrijskom djelatnošću (Yandle *et al.* 2003). Kako razvoj i industrijalizacija napreduju, rastu i štete u okolišu zbog većeg korištenja prirodnih resursa, povećanih emisija onečišćujućih tvari, smanjene produktivnosti rada i relativno onečišćujuće tehnologije, te davanja visokog prioriteta povećanju materijalne proizvodnje i nebrige ili neznanja o posljedicama rasta za okoliš. Ljudi u siromašnijim zemljama na prvo mjesto stavljaju materijalnu dobrobit pa se u ranijim fazama ekonomskog razvoja porast onečišćenja smatra prihvatljivom nuspojavom ekonomskog rasta. No, kada zemlja dosegne dovoljno visok životni standard, ljudi pridaju veću pažnju uvjetima u okolišu što dovodi do zakona za zaštitu okoliša, novih institucija, te se ne odnosi na resursnu osnovu materijalnog blagostanja (Arrow, 1995). Naposljetku, u postindustrijskoj fazi, čišća tehnologija i prijelaz na informacijske i uslužne djelatnosti kombiniraju se s rastućom sposobnosti i spremnosti na poboljšanje kvalitete okoliša (Munasinghe, 1999).

Dakle, kao najvažniji faktori koji uzrokuju EKC ovdje se ističu efekt razmjera, tehnologije i strukture, dohodovna elastičnost potražnje za kvalitetom okoliša i međunarodna trgovina. Rastuća ekonomska aktivnost (proizvodnja i potrošnja) zahtjeva više inputa, energije i materijala, i stvara veće količine otpada kao nusprodukta. Povećana potrošnja prirodnih resursa, akumulacija otpada i koncentracija onečišćujućih tvari će preopteretiti nosivi kapacitet okoliša i rezultirati degradacijom kvalitete životne sredine i smanjenju ljudskog blagostanja unatoč rastućem dohotku (Panayotou, 1993). Ekonomski rast, dakle, pokazuje efekt razmjera koji ima negativan utjecaj na okoliš. EKC sugerira da negativan utjecaj efekta razmjera prevladava u početnoj fazi rasta, no na kraju će biti umanjen pozitivnim utjecajem efekta strukture i tehnologije koji pridonose poboljšanju uvjeta u okolišu. Ekonomski rast ima pozitivan utjecaj na okoliš kroz efekt strukture: kako dohodak raste, mijenja se struktura gospodarstva - postupno se povećavaju čišće aktivnosti koje proizvode manje onečišćenja. Degradacija okoliša raste kako se mijenja struktura ekonomije iz ruralne u urbanu ili iz poljoprivredne u industrijsku, ali se počinje smanjivati s drugim strukturnim promjenama, od energetski intenzivne industrije prema uslužnoj i tehnološki intenzivnim industrijama utemeljenim na znanju. Dakle, porast i pad industrijskog sektora može objasniti EKC. Također, mijenja se i struktura unutar samog industrijskog sektora.

Neke studije (npr. de Bruyn, 1998; Selden *et al.*, 1999) nalaze da je efekt strukture malen i može čak i povećati emisije, dok je efekt tehnologije velik i mnogo važniji za

silazno kretanje EKC nego efekt strukture. No, problem sa ovim studijama je da su provedene uglavnom za bogate zemlje. U siromašnim zemljama strukturne promjene mogu biti važna pokretačka sila iza porasta onečišćenja. Napokon, često se zanemaruje činjenica da strukturne promjene mogu biti odgovorne za silazni nagib EKC samo iz jednog razloga: onečišćujući sektor mora se smanjiti apsolutno (ne samo relativno prema rastućem BDP-u). To je jedino slučaj ako ovaj sektor proizvodi inferiorna dobra čija potrošnja pada sa dohotkom, što je malo vjerojatno, ili ako proizvodi ovog sektora nisu više proizvedeni nego uvezeni (Torras i Boyce, 1998). Kako razvijene zemlje mogu ulagati više u istraživanje i razvoj, ekonomski rast je povezan sa napretkom tehnologije. No, nije *a priori* jasno smanjuje li tehnološki napredak onečišćenje ili ga povećava. Nadalje, rastom dohotka povećavaju se javni izdaci za istraživanje i razvoj koji za uzvrat reduciraju onečišćenje. Dakle, političke odluke su od najvećeg značaja za smjer tehnološkog napretka. Stern i Common (2001) tvrde da su u slučaju SO_2 političke promjene inducirale značajne tehnološke promjene pogodne za okoliš.

Kako društvo postaje bogatije, njegovi članovi mogu povećati svoje zahtjeve za zdravijim i održivim okolišem. Samo kada su temeljne potrebe zadovoljene, dodatni resursi će biti usmjereni na borbu protiv onečišćenja, a rastući dohodak omogućuje dostupnost tih resursa. Također, prosječno obrazovanje se povećava s rastom dohotkom. Time rastu ekološka svijest, strah od zdravstvenih problema uzrokovanih problemima u okolišu i zabrinutost za skraćeni životni vijek (Lieb, 2003). Sa porastom dohotka, ljudi povećavaju podršku politikama za zaštitu okoliša na izborima i referendumima. Mogu se također pridružiti grupi za zaštitu okoliša i izvršiti pritisak na državu za nametanje strožih kontrola zaštite okoliša (Grossman i Krueger, 1991). Relativno napredne političke institucije su potrebne za internalizaciju eksternalija i jačanje regulacije, a time i za silazni nagib EKC. Ipak, napredne društvene, pravne i fiskalne institucije jedino se mogu ostvariti u bogatim demokratskim društvima (de Bruyn, 1998; Torras i Boyce, 1998). Dakle, povećana potražnja za kvalitetom okoliša i političke mjere koje iz toga proizlaze mogu zapravo uzrokovati EKC, barem za one onečišćujuće stvari koje uzrokuju veće opasnosti za zdravlje. Internalizacija uzrokovana rastućom potražnjom za kvalitetom okoliša, pomaže objasniti zašto postoji EKC za onečišćivače zraka poput SO_2 čiji su vanjski troškovi barem u maloj mjeri internalizirani, dok emisija CO_2 i gradski otpad monotono raste s dohotkom, budući da njihovi vanjski efekti nisu još internalizirani (Stern, 2004). Siromašni ljudi, posebno oni na selu često izravno ovise o svom okolišu i njegovim resursima, i bit će najviše pogođeni njegovom degradacijom. Oni dakle ne trebaju postati bogatiji da bi počeli brinuti o okolišu. Pristojan dohodak je zasigurno odlučujući faktor kvalitete života. Stoga, zaključak da je veći dohodak preduvjet za veću ekološku svijest nije održiv (Ekins, 1997). Mnoga društva s niskim razinama BDP-a *per capita* razvijala su očuvanje okoliša i održivo korištenje resursa o kojima ovise, posebno tamo gdje je njihov opstanak u pitanju. Dakle, dohodak ne mora biti glavna odrednica okolišnog zakonodavstva. „Akcija će se poduzeti tamo gdje su generalizirani lokalni troškovi i značajne privatne i društvene koristi. Gdje troškove degradacije okoliša snose drugi (siromašni ili ljudi u drugim zemljama), postoji tek nekoliko poticaja za promjenu štetnog ponašanja“ (Shafik, 1994).

Međunarodna trgovina je jedan od najvažnijih faktora koji mogu objasniti EKC. Trgovina dovodi do povećanja veličine ekonomije koja povećava onečišćenje, pa prema tome, trgovina uzrokuje degradaciju okoliša *ceteris paribus*. Međutim, slobodna trgovina ima kontradiktoran utjecaj na okoliš, budući da povećava onečišćenje, ali i potiče njegovo

smanjenje. Kvaliteta okoliša mogla bi se smanjiti kroz efekt razmjera - povećanje opsega trgovine (posebno izvoza) povećava veličinu ekonomije, što povećava onečišćenje. S druge strane, trgovina može poboljšati kvalitetu okoliša kroz efekt strukture i/ili tehnologije - kako putem trgovine raste dohodak, propisi o zaštiti okoliša postaju stroži što potiče razvoj čistih tehnologija. Promjene u strukturi proizvodnje u razvijenim ekonomijama ne prate istovjetne promjene u strukturi potrošnje, pa onečišćujuće industrije mogu migrirati iz bogatih zemalja u zemlje srednjeg dohotka (gdje je za razliku od siromašnih zemalja infrastruktura dovoljno razvijena). Seljenje prema tome vodi smanjenju onečišćenja u zemljama visokog dohotka i povećanju onečišćenja u zemljama srednjeg dohotka, odnosno iz zemalja s jačim propisima za zaštitu okoliša u one s slabijim propisima (Copeland and Taylor, 1995). Hipoteza utočišta onečišćenja (Pollution Haven Hypothesis, PHH) predstavlja mogućnost da multinacionalne tvrtke, posebice one koje sudjeluju u visoko onečišćujućim djelatnostima, presele u zemlje s nižim ekološkim standardima. PHH tvrdi da niski ekološki standardi postaju izvor komparativnih prednosti te sugerira da će zemlje sa strogim propisima izgubiti „prljave“ industrije, a siromašne zemlje će ih preuzeti (Dinda, 2004). Promatrana krivulja obrnutog U može biti rezultat promjena u međunarodnim specijalizacijama. To znači da su siromašne zemlje koncentrirane na onečišćujuću, materijalno intenzivnu proizvodnju, dok se bogatije zemlje specijaliziraju u „čistoj“ i uslužno intenzivnoj proizvodnji, bez mijenjanja uzoraka potrošnje (Cole *et al.*, 2000). Dio smanjenja razine onečišćenja u razvijenim zemljama i povećanje u srednje razvijenim zemljama može odražavati ovu specijalizaciju. Suri i Chapman (1998) zaključuju iz svoje empirijske analize da uvoz pomaže silaznu putanju EKC. Njihova saznanja sugeriraju da globalna difuzija proizvodnje doprinosi poboljšanjima u okolišu kako dohodak raste i razvoj se nastavlja. Dakle, slobodna trgovina može biti dobra za okoliš. Ovo vrijedi samo kad su utjecaji na okoliš premješteni iz jedne zemlje u drugu, umjesto smanjeni što je u skladu s hipotezom premještanja. Hipoteza premještanja očekuje da će liberalizacija trgovine ili otvorenost dovesti do bržeg rasta onečišćujućih industrija u manje razvijenim gospodarstvima budući da razvijena gospodarstva provode strože propise za zaštitu okoliša. Iako se liberalizacijom trgovine sigurno mogu poboljšati uvjeti u okolišu, ona se ne može smatrati univerzalnim rješenjem. Dokazi sugeriraju da je u brzo rastućim ekonomijama, učinak nižeg zagađenja po jedinici proizvodnje kao rezultat veće efikasnosti uglavnom nadmašen porastom ukupnog onečišćenja kao rezultat rasta proizvodnje (Dasgupta *et al.*, 2002). Dakle, ako ne ojačaju propisi za zaštitu okoliša, ukupno onečišćenje će rasti. Efekt strukture i efekt premještanja nisu međusobno neovisni. Kako efekt strukture nastaje zbog premještanja industrije, zemlje u razvoju neće moći izvući korist iz toga zbog nedostatka drugih zemalja u koje mogu premjestiti ekološki intenzivne aktivnosti. Dok bi zemlje srednjeg dohotka mogle premjestiti prljave industrije u još siromašnije zemlje, siromašne zemlje neće imati gdje preseliti svoje onečišćujuće djelatnosti i suočit će se sa mnogo težim zadatkom smanjenja emisija umjesto njihova seljenja u druge zemlje (Arrow *et al.*, 1995).

Do sada se EKC pokazala primjenjivom samo na odabrani set onečišćivača. Međutim kako je ustanovljeno da ljudi troše proporcionalno više na kvalitetu okoliša kako njihov dohodak raste, većina autora pretpostavlja da se krivulja može primijeniti na kvalitetu okoliša općenito. Gradski i/ili lokalni pokazatelji kvalitete zraka (SO₂, lebdeće čestice, CO i NO_x koji direktno utječu na ljudsko zdravlje) uglavnom otkrivaju vezu sa dohotkom u obliku obrnutog U. Nekoliko studija potvrđuje ovaj rezultat, ali postoje razlike u prekretnicama krivulje među pokazateljima: CO i NO_x pokazuju mnogo više prekretnice nego

SO₂ i lebdeće čestice (Borghesi, 1999). Za pokazatelje kvalitete voda empirijski su dokazi o postojanju EKC još složeniji. Ipak, kada krivulja oblika obrnutog U postoji, prekretnice za onečišćivače voda su općenito mnogo više nego za onečišćivače zraka. Nađeni su dokazi za EKC za neke pokazatelje onečišćenja voda, ali mnoge studije nalaze konfliktne rezultate o obliku i maksimumu krivulje (Hettige *et al.*, 2000). Nekoliko autora pronalazi dokaze za krivulju N oblika za pojedine indikatore (fekalni koliformi u rijekama; Shafik, 1994). Neki drugi pokazatelji stanja okoliša (gradski kruti otpad, gradska čistoća, pristup vodi za piće, korištenje energije i obujam prometa, deforestacija, bioraznolikost, itd.) koristili su se za testiranje EKC hipoteze. Većina ovih pokazatelja ne podupire postojanje EKC. Tri glavne stilizirane činjenice proizlaze iz studija presjeka zemalja: (i) samo neki pokazatelji (uglavnom mjere kvalitete zraka) slijede EKC, (ii) EKC je vjerojatnija za onečišćivače sa direktnim utjecajem na stanovništvo nego kada njihovi učinci mogu biti eksternalizirani (iii) u svim slučajevima u kojima je EKC empirijski promatrana u literaturi nema dogovora o razini dohotka na kojoj se stanje okoliša počinje poboljšavati (Borghesi, 1999).

Cavlovic *et al.* (2000) statistički su sumirali postojeće empirijske vrijednosti iz EKC literature kontrolirajući za metodološke faktore provođenjem meta analize. Rezultati meta analize ukazuju da one EKC studije koje procjenjuju odnos između dohotka i okoliša samo u razvijenim zemljama pokazuju nižu prekretnicu što sugerira da rezultati prekretnice nisu nužno reprezentativni duž svih zemalja već su osjetljivi na izbor zemalja korištenih u studiji. Nadalje, rezultati meta analize potvrđuju prihvaćenu pretpostavku da procjene emisija premašuju njihove prostorne koncentracije te se ne smije zaključiti da emisije i prostorne koncentracije određene onečišćujuće tvari rezultiraju usporedivim prekretnicama. Napokon, studije koje uključuju efekt trgovine kao eksplanatornu varijablu, pronalaze višu prekretnicu što potvrđuje argumente Suri i Chapman (1998). Kategorije onečišćivača koje imaju predviđeno visoku prekretnicu uključuju nusprodukte sagorijevanja, opasni otpad i CO₂.

3. OGRANIČENJA I KRITIKE KUZNETSOVE KRIVULJE ZA OKOLIŠ

3.1. Konceptualne kritike

Odnos obrnutog U ne može se poopćiti za sve tipove onečišćujućih tvari. Malo je empirijskih dokaza za EKC odnos između dohotka i nekoliko značajnih onečišćivača zraka, dok za neke onečišćivače ovakav oblik odnosa nije održiv. Oni okolišni pokazatelji za koje je EKC hipoteza najuvjerljivija su isključivo razni pokazatelji onečišćenja zraka koji imaju lokalne i kratkoročne vrijednosti: NO_x, SO₂, CO, lebdeće čestice, te tamne tvari. Naprotiv, globalni pokazatelji stanja okoliša sa neizravnim utjecajem poput CO₂, gradskog otpada, potrošnje energije i obujma prometa ili se monotono povećavaju s dohotkom ili imaju visoke prekretnice sa velikim standardnim pogreškama (Holtz-Eakin and Selden, 1995).

Jedna od glavnih kritika je da EKC hipoteza ne pretpostavlja nikakve povratne informacije između dohotka i onečišćenja okoliša budući da se dohodak smatra egzogenom varijablom. Pretpostavlja se da štete u okolišu ne smanjuju ekonomsku aktivnost dovoljno da se zaustavi proces rasta i da nepovratni utjecaj nije tako ozbiljan da bi mogao smanjiti razinu dohotka u budućnosti. Drugim riječima, postoji pretpostavka da je gospodarstvo

održivo. Ali, ako viši nivo ekonomske aktivnosti nije održiv, nastojanje za bržim rastom u ranim fazama razvoja, kada i degradacija okoliša raste može biti kontraproduktivno (Stern, 2004).

EKC hipoteza možda nije održiva ni u dugom roku (de Bruyn *et al.*, 1998). Ekonomija može pokazivati tzv. krivulju N-oblika koja pokazuje oblik obrnutog U na početku, ali nakon određene razine dohotka, odnos između pritiska na okoliš i dohotka ponovno postaje pozitivan. Ovo je sekundarna prekretnica na kojoj razine prostornog onečišćenja zraka imaju tendenciju rasta.

Kvaliteta okoliša može se pogoršavati kako se pritisak stanovništva sve više povećava. Većina svjetskog stanovništva leži na uzlaznom nagibu Kuznetsove krivulje za okoliš. To znači da, čak i ako EKC vrijedi, rast dohodaka svjetskog stanovništva povećava štetu u okolišu prije negoli je smanjuje (Ekins, 1997). Povezano s tim, Stern (2004) pridaje pažnju problemu srednje vrijednosti i medijana. Budući da dohodak nije normalno distribuiran, nego vrlo iskrivljeno, s mnogo većim brojem ljudi ispod srednjeg dohotka *per capita* nego iznad njega, kao relevantna varijabla uzima se medijan, a ne srednja vrijednost. Selden i Song (1994) predviđaju da, pod pretpostavkom da EKC odnos vrijedi, globalna degradacija okoliša dugo raste uzimajući u obzir predviđen gospodarski rast i rast stanovništva.

Problem predstavlja i supstitucija između onečišćujućih tvari. Sastav onečišćivača pomaknuo se od sumporovih i dušikovih oksida prema ugljičnom dioksidu i čvrstom otpadu, tako da je razina ukupnog otpada još uvijek visoka, a otpad po glavi stanovnika još se ne smanjuje (Stern, 2004). Arrow *et al.* (1995) navode da se smanjenje emisije jedne onečišćujuće tvari može značiti porast druge te da ekonomska aktivnost neizbježno remeti okoliš na neki način.

3.2. Metodološke i ekonometrijske kritike

Jedan od glavnih problema u procjenjivanju odnosa između onečišćenja i ekonomskog rasta je pronalaženje pouzdanih i usporedivih podataka o onečišćenju te reprezentativnost korištenih uzoraka. U različitim zemljama podaci se često mjere različitim metodama i na nereprezentativnim lokacijama. Mjerne postaje koje prikupljaju podatke o onečišćenju često se nalaze na mjestima gdje je onečišćenje potencijalno mnogo ozbiljnije (Stern, 2004). Postojanje različitih definicija onečišćenja među zemljama također izaziva probleme usporedivosti podataka, i dovodi u pitanje pristup presjeka zemalja (Shafik, 1994). Glavni razlog za uvrštavanje određenog skupa zemalja u uzorak u većini EKC studija je dostupnost usporedivih pokazatelja od interesa. Odabrani uzorak stoga može biti pristran jer je većina dostupnih podataka iz razvijenih zemalja. No, veliki doprinos globalnom onečišćenju dolazi iz mnogih zemalja u razvoju za koje podaci nisu dostupni (Borghesi, 1999). Za pokazatelje onečišćenja zraka raspravlja se o prednostima i nedostacima korištenja emisija *per capita* i podataka o koncentracijama. Emisije su izravno povezane s trenutnom ekonomskom aktivnosti, ali su neovisne o području u koje su ispuštene i time o šteti koju uzrokuju. Koncentracije, suprotno, mjere lokalni utjecaj na okoliš, ali nisu direktno povezane s lokalnom, trenutnom ekonomskom aktivnošću, posebno kada je onečišćenje dugotrajano i prelazi granice. (Lieb, 2003).

Također, ne postoje dovoljno duge vremenske serije jer je bilježenje podataka o stanju okoliša počelo najranije 1960-ih, a za mnoge zemlje i onečišćujuće tvari još i kasnije. Po-

daci iz zemalja u razvoju su još rjeđi i često se smatraju nepouzdanima. Dakle, većina se studija fokusira na one onečišćivače za koje su podaci dostupni, odnosno na onečišćivače zraka i voda, a posebno onima povezanim sa značajnim opasnostima po zdravlje. Odsutnost dugih vremenskih serija je osnovni razlog zašto većina EKC studija koristi analizu presjeka zemalja ili združuju podatke za panel analizu.

I studije presjeka zemalja i studije za pojedinu zemlju temelje se na reduciranom obliku modela koji odražavaju korelaciju, ali ne i uzročni mehanizam (Cole *et al.*, 1997). U stvarnosti, kvaliteta okoliša ima povratni utjecaj na rast dohotka. Zapravo, okoliš je glavni faktor proizvodnje u mnogim nerazvijenim zemljama koje se oslanjaju na prirodne resurse kao izvore outputa. Degradacija okoliša u ovim zemljama reducira njihov kapacitet za proizvodnju, a time i za rast (Borghesi, 1999). Dakle, strukturni oblik modela (model simultanih jednadžbi) u kojem su i kvaliteta okoliša i dohodak endogene varijable bio bi prikladniji za razumijevanje odnosa između dohotka i okoliša. Utjecaj dohotka na regulaciju okoliša, tehnologiju, i strukturne promjene trebao bi se prvi procijeniti (Panayotou, 2003). Tek tada bi se odnos između ovih varijabli i onečišćenja mogao analizirati. Ipak, zbog problema s podacima dohodak se koristi kao sveobuhvatna varijabla u jednadžbi. Prema tome, ne možemo reći koji je osnovni uzrok EKC što povlači problem različite interpretacije rezultata.

Većina studija koristi podatke presjeka za ispitivanje EKC hipoteze dok je nedovoljno pozornosti posvećeno EKC za pojedinu zemlju. Osnovna pretpostavka združivanja podataka različitih zemalja u jedan panel je da su putanje ekonomskog razvoja jednake za sve. No ova pretpostavka ne može se smatrati točnom, s obzirom da široke varijacije društvenih, ekonomskih, političkih i biofizičkih faktora pojedinih zemalja mogu utjecati na kvalitetu okoliša (Dijkgraaf and Vollebergh, 1998; Koop and Tole, 1999). U studiji iz 1998, Unruh i Moomaw zaključuju da je povijesni kontekst od primarne važnosti u analizi EKC. Friedl i Getzner (2003) također podržavaju ideju o analizi EKC hipoteze u okviru pojedine zemlje. Kao dvije glavne kritike EKC hipoteze navode da je „prvo, oblik obrnutog U tek statistički rezultat, a ne zajednički razvojni put za podskup industrijaliziranih zemalja u razvoju budući da je izveden iz presjeka podataka, i drugo, da se apstrahiranjem iz drugih uzročnosti osim dohodaka i emisija, EKC hipoteza ne tumači ispravno za ključna povijesna kretanja i jedinstvene događaje kao što je naftna kriza sredinom sedamdesetih godina. Stoga bi analiza EKC odnosa za pojedinačnu zemlju mogla razjasniti valjanost tvrdnji da ekonomski razvoj može unaprijediti kvalitetu okoliša.“

4. PREGLED EMPIRIJSKE LITERATURE - STUDIJE VREMENSKIH SERIJA

De Bruyn *et al.* (1998) ispituju odnos između ekonomskog rasta i emisija tri vrste onečišćujućih tvari (CO_2 , NO_x i SO_2) u četiri zemlje (Velika Britanija, SAD, Zapadna Njemačka i Nizozemska) u razdoblju od 1961 - 1993. Rezultati pokazuju da su vremenski obrasci emisija pozitivno korelirani sa ekonomskim rastom; štoviše, u nekim slučajevima emisije rastu brže od dohotka. Također, pronalaze da strukturne i tehnološke promjene u gospodarstvu mogu u potpunosti neutralizirati pozitivan učinak ekonomskog rasta te tako utjecati na smanjenje emisija. Analiza sugerira da samo u polovici ispitivanih slučajeva akumulacija dohotka može objasniti smanjenja razine emisija pa prema tome autori izvode zaključak da se ne može pretpostaviti da gospodarski rast rezultira poboljšanjem kvalitete okoliša.

Roca *et al.* (2001) ispitali su valjanost EKC hipoteze za Španjolsku koristeći šest atmosferskih onečišćivača: ugljični dioksid (CO_2), metan (CH_4), dušikov(I) oksid (N_2O), sumporov dioksid (SO_2), dušikove okside (NO_x), i ne-metanske hlapljive organske spojeve (NMVOC). U slučaju ugljičnog dioksida vremenska serija obuhvaća razdoblje 1972. – 1996. dok za ostalih pet zagađivača podaci koji se koriste obuhvaćaju razdoblje 1980. - 1996. OLS procjena kubičnog funkcionalnog oblika modela potvrđuje valjanost EKC hipoteze samo u slučaju sumporovog dioksida. Autori zaključuju da odnos između razine dohotka i različite vrste emisija ovisi o mnogim čimbenicima te odbacuju pretpostavku da ekonomski rast sam po sebi može riješiti problem degradacije okoliša.

Friedl i Getzner (2003) ispituju odnos između ekonomskog razvoja i emisija ugljičnog dioksida za malu otvorenu i industrijaliziranu ekonomiju (Austriju) prema podacima u razdoblju od 1960. - 1999. Uz BDP, kao eksplanatorne varijable koriste se udio uvoza i uslužnog sektora u BDP-u kako bi uključili utjecaj hipoteze utočišta onečišćenja i strukturnih promjena. Rezultati ne potvrđuju EKC hipotezu, jer je utvrđeno da N-oblik odnosa između dohotka i onečišćenja najbolje odgovara podacima.

Egli (2004) koristi podatke vremenskih serija za osam različitih onečišćujućih tvari (SO_2 , NO_x , CO_2 , CO , CH_4 , NH_3 , SPM, NMVOC) kao endogene varijable, dok kao eksplanatorne varijable koristi dohodak, stanovništvo, bruto dodanu vrijednost po sektorima te uvoz i izvoz onečišćujućih proizvoda za Njemačku u vremenu od 1966.-1999. Za dušikove okside i amonijak, rezultati upućuju na EKC ili N oblik odnosa, s prekretnicom na razini od oko 15.200 EUR odnosno 17.500 EUR *per capita*. Međutim, ostalih šest onečišćujućih tvari ne pokazuju jasne rezultate. Ipak, rezultati prilagođenog modela korekcije pogrešaka s temeljnim nelinearnim dugoročnim odnosom daju slabi dokaz za postojanje EKC unutar jedne zemlje te se ne može sa sigurnošću potvrditi njeno postojanje.

Mota i Dias (2006) procjenjuju EKC za CO_2 u otvorenim ekonomijama (Portugal, Austrija, Japan i SAD) koristeći podatke vremenskih serija. Za većinu analiziranih zemalja ne nalaze dokaze o postojanju EKC čime opovrgavaju rezultate studija koje koriste podatke presjeka za iste zemlje. većina dokaza ide u prilog kubičnom odnosu za svaku zemlju, odnosno potvrđuju postojanje N-oblika krivulje. Dodatno testiraju utjecaj strukture ekonomije, stupnja otvorenosti ekonomije, kratkoročnih fluktuacija ekonomskog rasta i klimatskih faktora na emisije CO_2 te pronalaze da se hipoteza utočišta onečišćenja ne može potvrditi za sve zemlje u studiji. Uslužni sektor pozitivno doprinosi emisijama CO_2 osim u slučaju SAD-a gdje omogućuje smanjenje emisija CO_2 .

Soytas *et al.* (2007) istražuju utjecaj potrošnje energije i outputa na emisije CO_2 u SAD-u u razdoblju od 1960. -2004. Kao dodatne eksplanatorne varijable osim BDP-a *per capita*, uključuju rad i bruto investicije u fiksni kapital. Rezultati pokazuju da dohodak ne uzrokuje emisije ugljičnog dioksida te gospodarski rast ne može postati rješenje problem degradacije okoliša kako predlaže EKC hipoteza.

Ang (2007) ispituje uzročni odnos između emisija CO_2 , potrošnje energije i outputa za Francusku u razdoblju od 1960.–2000. koristeći kointegraciju i vektorski model korekcije pogreške. Pronađen je prilično robustan dugoročni odnos između tih varijabli za navedeno razdoblje. Rezultati testiranja uzročnosti podupiru tvrdnju da ekonomski rast vrši uzročni utjecaj na rast potrošnje energije i emisije CO_2 u dugom roku dok je u kratkom roku utvrđena jednosmjerna uzročnost od porasta korištenja energije na rast proizvodnje.

Halicioglu (2008) istražuje odnos između emisija CO_2 , potrošnje energije, dohotka i vanjske trgovine na primjeru Turske za razdoblje od 1960.-2005. ARDL (Autoregressi-

ve Distributed Lag model) pristup kointegraciji i Grangerov test uzročnosti primjenjuju se za provjeru valjanosti odnosa između dohotka i onečišćenja. Test Grangerove uzročnosti pokazuje da uzročnost ide u oba smjera između emisija CO₂ i dohotka u kratkom i u dugom roku. Dakle, moguće je predvidjeti buduće razine ovih varijabli iz njihovih prijašnjih međusobnih razina. Rezultati studije pokazuju da je dohodak najznačajnija varijabla u objašnjavanju emisije ugljika u Turskoj, a prate je potrošnja energije i vanjska trgovina. Dugoročna elastičnost emisija CO₂ s obzirom na potrošnju energije je manja od jedan dok je dohodovna elastičnost emisija veća od jedan.

Annicchiarico *et al.* (2009) ispituju odnos između ekonomskog rasta i emisija ugljičnog dioksida u Italiji za razdoblje od 1861.- 2003. Za testiranje EKC hipoteze autori primjenjuju tehniku kointegracije, kliznu regresiju za provjeru stabilnosti parametara i modele ispravljanja pogrešaka. Rezultati pokazuju da su rast i emisije ugljičnog dioksida snažno povezane te da se elastičnost emisija onečišćujućih tvari u odnosu na dohodak smanjuje tijekom vremena. EKC hipoteza je potvrđena za ukupno razdoblje s prekretnicom na oko 39.000\$. Autori dodatno testiraju hipotezu za dva podrazdoblja s obzirom na prisutnost strukturnog loma. Za prvo podrazdoblje 1861.-1958. utvrđen je linearan odnos između emisija CO₂ i dohotka, dok je za drugo podrazdoblje 1960.-2003. prihvaćena EKC hipoteza sa prekretnicom na oko 20.000 dolara.

Shahbaz *et al.* (2010) istražuju postojanje EKC tipa odnosa između dohotka i degradacije okoliša za Portugal primjenom ARDL modela na podatke vremenskih serija. Varijabla od interesa je emisija CO₂ dok se kao eksplanatorne varijable koriste dohodak, potrošnja energije, urbanizacija i stupanj otvorenosti trgovine u vremenu od 1971.-2008. Autori nalaze dokaze o postojanju EKC u kratkom i u dugom roku. Sve varijable imaju očekivane vrijednosti osim otvorenosti trgovine koja se ujedno pokazala statistički nesignifikantnom u kratkom i u dugom roku.

5. ANALIZA KUZNETSOVE KRIVULJE ZA OKOLIŠ NA PRIMJERU KINE

Kinesko gospodarstvo doživjelo je izvanredno razdoblje brzog rasta u posljednja tri desetljeća, nakon prelaska s planskog na tržišno gospodarstvo utemeljeno na reformama iz 1978. Prema podacima Svjetske Banke, tijekom tog vremena BDP je rastao po prosječnoj stopi od oko 9,7% godišnje, uz iznimno snažan rast od 2003. - 2007. u prosjeku oko 11% godišnje. Kina je postala drugo najveće svjetsko gospodarstvo u 2010., i igra važnu i utjecajnu ulogu u svjetskom gospodarstvu. Ovakav se rast morao odraziti i na kvalitetu okoliša. Prema podacima koje je za Ujedinjene narode prikupio CDIAC² 2008. godine, Kina ima najveću svjetsku emisiju CO₂, plina za koji se smatra da najviše pridonosi problemu globalnog zagrijavanja i klimatskih promjena. U Kini također živi najveći dio svjetskog stanovništva što predstavlja dodatni pritisak na probleme u okolišu³. Zbog svega navedenog zanimljivo je upravo na primjeru Kine analizirati odnos između rasta dohotka i onečišćenja i provjeriti slijedi li taj odnos putanju predloženu EKC hipotezom.

² Carbon Dioxide Information Analysis Center, Environmental Sciences Division, Oak Ridge National Laboratory, Tennessee, United States

³ Varijabla gustoća stanovništva integrirana je reda dva pa zbog toga nije uključena u model.

5.1. Podaci i model

Godišnje vrijednosti BDP *per capita* (PPP) u stalnim međunarodnim dolarima iz 2005. (Chain serija) za Kinu u razdoblju od 1960. – 2007. preuzeti su iz Penn World Tables. Za isto razdoblje podaci o godišnjim emisijama CO₂ u metričkim tonama *per capita* preuzeti su iz baze „World Development Indicators“ (WDI) Svjetske banke koje je prikupio CDIAC. Emisije ugljičnog dioksida su one koje nastaju spaljivanjem fosilnih goriva i proizvodnjom cementa. Uključuju ugljični dioksid proizveden tijekom potrošnje krutih, tekućih i plinskih goriva i spaljivanjem plina. Sve su vrijednosti izražene u prirodnim logaritmima.

U skladu sa uobičajenom tehnikom procjene (Dinda, 2004; Lieb, 2003) formira se model reduciranog oblika:

$$CO2_t = \beta_0 + \beta_1 BDP_t + \beta_2 BDP_t^2 + \beta_3 BDP_t^3 + \varepsilon_t \quad (1)$$

gdje su $CO2_t$ *per capita* emisije CO₂, BDP_t *per capita* BDP, a ε_t slučajna varijabla. Najprije se procjenjuje kubični oblik modela, a zatim, ovisno o vrijednostima i značajnosti parametara, kubični i linearni oblik modela. Kako bi se potkrijepila teorijska stajališta iznesena u prethodnim poglavljima za postojanje EKC vrijednosti parametara trebale bi biti $\beta_1 > 0$, $\beta_2 < 0$ i $\beta_3 = 0$, a prekretnica bi bila $BDP^* = -\beta_1/2\beta_2$. Rezultati su dobiveni programskom potporom EViews 7.1.

5.2. Analiza vremenskih serija

Vremenska serija x nije stacionarna ako sadrži jedinični korijen tj, ako je $\alpha=1$ u

$$x_t = \alpha x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

gdje je ε_t faktor pogreške (Lieb, 2003). Kada x_t nije stacionaran, šokovi (predstavljani sa ε) imaju trajan učinak i ne nestaju s vremenom. Testiranje varijabli na jedinični korijen je potrebno da bi se izbjegli lažni rezultati. Bez jediničnih korijena, rezultati procjene na temelju kubičnog polinoma za svaku zemlju odvojeno vrijede. Ali, ako varijable sadrže jedinični korijen, javlja se problem prividne regresije.

Ako sve varijable sadrže jedinične korijene, postoje dva moguća rješenja. Prvo, može postojati kointegracija: onečišćenje i dohodak mogu se kretati zajedno tako da šokovi samo uzrokuju odstupanja od dugoročne ravnoteže i nemaju trajnih efekata. Ova dugoročna ravnoteža može biti procijenjena sa kubnim polinomom. Ako postoji kointegracija, reziduali jednadžbe (1) su stacionarni. No, ako su varijable integrirane istim redom integracije i greške relacije sadrže stohastički trend pojavljuje se problem prividne regresije i dobiveni rezultati nemaju smisla. Regresijsku jednadžbu potrebno je tada definirati koristeći diferencirane vrijednosti varijabli, a analiza se zatim provodi na uobičajeni način (Bahovec i Erjavec, 2009). Budući da su podaci diferencirani kako bi se osigurala stacionarnost, ovaj test može se samo odnositi na kratkoročne učinke (Coondoo i Dinda, 2002).

ADF test jediničnog korijena se obično provodi u koracima tako da se najprije analizira niz y_t i ispituje njegova stacionarnost. Ako niz nije stacionaran, diferencira se i ispituje stacionarnost niza prvih diferencija Δy_t . ako ni ovaj niz nije stacionaran, postupak se nastavlja.

vlja ispitivanjem stacionarnosti niza drugih diferencija $\Delta^2 y_t$ i tako redom, sve dok se početni niz y_t ne diferencira dovoljan broj puta kako bi postao stacionaran.

Ako su varijable integrirane s istim redom integracije, kointegracijska relacija procjenjuje se standardnom metodom najmanjih kvadrata, a potom se testira stacionarnost rezidualnih odstupanja procijenjene jednadžbe testovima jediničnog korijena (Engle and Granger, 1987). Kritične granice testova kointegracije manje su od kritičnih granica standardnih ADF testova. Najveći nedostatak Engle-Grangerova pristupa je jednodimenzionalnost samog pristupa koji se pokazuje neadekvatnim ako se analizira više od dvije varijable. Naime ako je broj varijabli u modelu jednak k , tada broj kointegracijskih jednadžbi r može teorijski biti jednak $r \leq k-1$. Analizom dugoročne dinamike na temelju samo jedne jednadžbe umjesto na temelju stvarnog broja od r kointegracijskih jednadžbi onemogućava se definiranje stvarnih ravnotežnih stanja. U slučaju više varijable stvaran broj kointegracijskih jednadžbi je nepoznat (Bahovec i Erjavec, 2009).

5.3. Rezultati i rasprava

Već je iz pojedinačnih grafičkih prikaza vremenskih nizova varijabli (Slika 1.) vidljivo da su one nestacionarne (sadrže trend) u razinama što je potvrđeno i ADF testom. Rezultati ADF testa (Tablice 2. i 3.) upućuju da jedinični korijen ne postoji u diferenciranim nizovima $D(\text{CO}_2)$ i $D(\text{BDP})$, odnosno da su obje varijable integrirane reda jedan. Isti rezultati dobiveni su analizom varijabli, BDP^2 i BDP^3 što znači da su sve varijable u modelu istog reda integracije.

Tablica 1. Testiranje reda integriranosti varijable CO_2

Null Hypothesis: CO_2 has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 3 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.139956	0.9384
Test critical values:		
1% level	-3.588509	
5% level	-2.929734	
10% level	-2.603064	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: $D(\text{CO}_2)$ has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.210481	0.0001
Test critical values:		
1% level	-3.581152	
5% level	-2.926622	
10% level	-2.601424	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Tablica 2. Testiranje reda integriranosti varijable BDP

Null Hypothesis: BDP has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	3.258627	1.0000
Test critical values:		
1% level	-3.577723	
5% level	-2.925169	
10% level	-2.600658	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: D(BDP) has a unit root

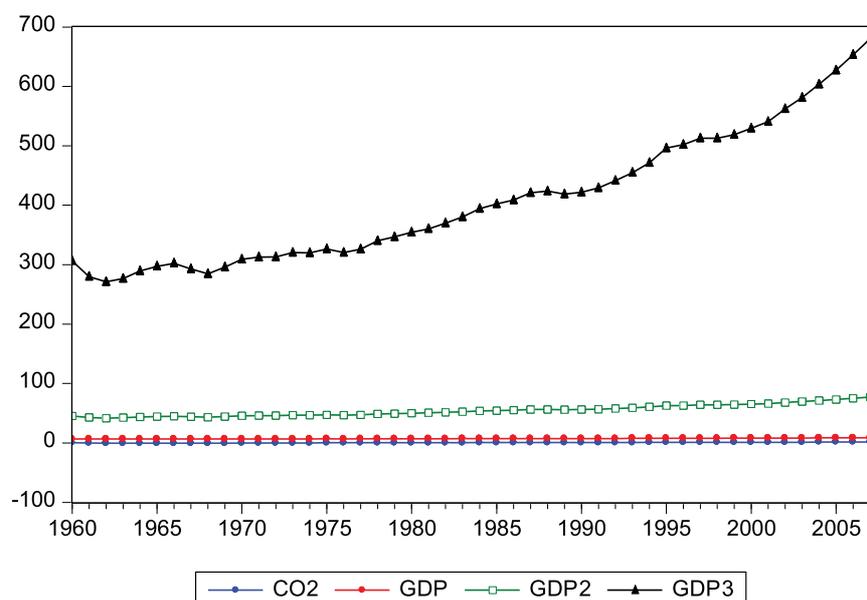
Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.499287	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.581152	
5% level	-2.926622	
10% level	-2.601424	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

S obzirom da su varijable istog reda integriranosti, moguće je provesti Engle-Grangerov test kointegriranosti varijabli prije odabira modela. Ako su varijable kointegrirane, njihove su greške relacije stacionarne i rezultati su valjani. Stoga se testira postojanje jediničnog korijena u nizu rezidualnih odstupanja pojedine jednadžbe, pri čemu treba imati na umu da su kritične vrijednosti nešto drugačije nego u uobičajenom ADF testu.

**Slika 1.** Usporedba dinamike vremenskih nizova varijabli modela

Provođenjem Engle - Grangerovog testa za kubični model (vidi tablice 3 i 4) utvrđeno je da varijable nisu kointegrirane, odnosno da rezidualna odstupanja procijenjene jednadžbe nisu stacionarna pa se pojavljuje problem prividne regresije. Na to upozorava i niska vrijednost Durbin-Watsonove test veličine iz koje se da zaključiti da u modelu postoji autokorelacija grešaka relacije pozitivnog smjera. Daljnja analiza stoga se provodi nad stacionarnim nizovima prvih diferencija za svaku varijablu u kubičnom modelu.

Tablica 3. Testiranje kointegriranosti varijabli kubičnog modela

Dependent Variable: CO2

Method: Least Squares

Date: 06/17/11 Time: 03:08

Sample: 1960 2007

Included observations: 48

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BDP	59.79170	12.06930	4.954033	0.0000
BDP^2	-7.538218	1.595029	-4.726070	0.0000
BDP^3	0.319412	0.069978	4.564444	0.0000
C	-158.4176	30.31660	-5.225441	0.0000
R-squared	0.964315	Mean dependent var		0.495040
Adjusted R-squared	0.961882	S.D. dependent var		0.588549
S.E. of regression	0.114907	Akaike info criterion		-1.409727
Sum squared resid	0.580962	Schwarz criterion		-1.253793
Log likelihood	37.83344	Hannan-Quinn criter.		-1.350799
F-statistic	396.3376	Durbin-Watson stat		0.342779

Null Hypothesis: RESID12 has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.048344	0.0001
Test critical values:		
1% level	-2.616203	
5% level	-1.948140	
10% level	-1.612320	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Tablica 4. Regresijska analiza nad diferenciranim varijablama kubičnog modela

Dependent Variable: D(CO2)

Method: Least Squares

Date: 06/17/11 Time: 02:14

Sample (adjusted): 1961 2007

Included observations: 47 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(BDP)	27.83042	18.76299	1.483262	0.1453
D(BDP^2)	-3.396357	2.497852	-1.359711	0.1810
D(BDP^3)	0.141857	0.109580	1.294557	0.2024
C	-0.008351	0.012912	-0.646759	0.5212
R-squared	0.603195	Mean dependent var		0.030730
Adjusted R-squared	0.575511	S.D. dependent var		0.097627
S.E. of regression	0.063607	Akaike info criterion		-2.590930
Sum squared resid	0.173970	Schwarz criterion		-2.433470
Log likelihood	64.88684	Hannan-Quinn criter.		-2.531676
F-statistic	21.78856	Durbin-Watson stat		1.174484

Rezultati pokazuju da su vrijednosti varijabli u skladu sa očekivanim vrijednostima za N oblik krivulje, no visoke p-vrijednosti upućuju da niti jedna varijabla nije statistički značajna u modelu pa se pomoću kubične funkcije ne može objasniti odnos između emisije CO₂ i dohotka *per capita* u Kini.

Jednaka se analiza provodi i nad kvadratnim oblikom (vidi tablice 5 i 6) modela koji izravno testira postojanje EKC oblika odnosa između varijabli od interesa. Ni u ovom slučaju varijable u modelu nisu kointegrirane pa se problem prividne regresije rješava diferenciranjem varijabli.

Tablica 5. Testiranje kointegriranosti varijabli kvadratnog modela

Dependent Variable: CO2

Method: Least Squares

Date: 06/17/11 Time: 03:13

Sample: 1960 2007

Included observations: 48

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BDP	4.779446	0.767609	6.226404	0.0000
BDP^2	-0.260380	0.050985	-5.107013	0.0000
C	-20.47051	2.870986	-7.130132	0.0000
R-squared	0.947418	Mean dependent var		0.495040
Adjusted R-squared	0.945081	S.D. dependent var		0.588549
S.E. of regression	0.137925	Akaike info criterion		-1.063750
Sum squared resid	0.856050	Schwarz criterion		-0.946800
Log likelihood	28.53001	Hannan-Quinn criter.		-1.019555
F-statistic	405.4039	Durbin-Watson stat		0.226359
Prob(F-statistic)	0.000000			

Null Hypothesis: RESID13 has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.896517	0.0047
Test critical values:		
1% level	-2.616203	
5% level	-1.948140	
10% level	-1.612320	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Tablica 6. Regresijska analiza nad diferenciranim varijablama kvadratnog modela

Dependent Variable: D(CO₂)

Method: Least Squares

Date: 06/17/11 Time: 02:28

Sample (adjusted): 1961 2007

Included observations: 47 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(BDP)	3.594843	1.261989	2.848554	0.0067
D(BDP ²)	-0.164624	0.085763	-1.919511	0.0614
C	-0.014608	0.012064	-1.210888	0.2324
R-squared	0.587730	Mean dependent var		0.030730
S.D. dependent var	0.097627	S.E. of regression		0.064093
Akaike info criterion	-2.595249	Sum squared resid		0.180750
Schwarz criterion	-2.477155	Log likelihood		63.98835
Hannan-Quinn criter.	-2.550809	F-statistic		31.36314
Durbin-Watson stat	1.148668			

Rezultati dobiveni regresijskom analizom prvih diferencija pokazuju da je vrijednost kvadrata dohotka *per capita* suvišna varijabla u modelu. P—vrijednost (0,0614) viša je od empirijske razine signifikantnosti $\alpha = 0,05$. Prema tome, EKC hipoteza za Kinu se odbacuje.

Dalje se testira postojanje linearnog odnosa (vidi tablice 7 i 8) između emisije CO₂ i dohotka *per capita* u Kini, odnosno utječe li uopće promjena dohotka *per capita* na emisije CO₂ i u kojoj mjeri. Iako je iz grafičkog prikaza moguće utvrditi da obje pojave imaju sličnu dinamiku tokom te je u ovom slučaju EG pristup testiranju kointegracije najpouzdaniji s obzirom da se radi o modelu sa dvije varijable, rezultati upućuju na nestacionarnost rezidualnih odstupanja. Drugim riječima, varijable nisu kointegrirane, a na problem prividne regresije upozorava i vrijednost DW test veličine.

Tablica 7. Testiranje kointegriranosti varijabli linearnog modela

Dependent Variable: CO2

Method: Least Squares

Date: 06/17/11 Time: 03:19

Sample: 1960 2007

Included observations: 48

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BDP	0.862409	0.038270	22.53510	0.0000
C	-5.854465	0.282845	-20.69846	0.0000
R-squared	0.916942	Mean dependent var		0.495040
Adjusted R-squared	0.915137	S.D. dependent var		0.588549
S.E. of regression	0.171452	Akaike info criterion		-0.648251
Sum squared resid	1.352209	Schwarz criterion		-0.570284
Log likelihood	17.55803	Hannan-Quinn criter.		-0.618787
F-statistic	507.8307	Durbin-Watson stat		0.160192
Prob(F-statistic)	0.000000			

Null Hypothesis: RESID14 has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.109004	0.0349
Test critical values:		
1% level	-2.616203	
5% level	-1.948140	
10% level	-1.612320	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Tablica 8. Regresijska analiza nad diferenciranim varijablama kvadratnog modela

Dependent Variable: D(CO2)

Method: Least Squares

Date: 06/17/11 Time: 02:31

Sample (adjusted): 1961 2007

Included observations: 47 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(BDP)	1.190776	0.159526	7.464439	0.0000
C	-0.021326	0.011885	-1.794329	0.0795
R-squared	0.553207	Mean dependent var		0.030730
Adjusted R-squared	0.543279	S.D. dependent var		0.097627
S.E. of regression	0.065977	Akaike info criterion		-2.557385
Sum squared resid	0.195886	Schwarz criterion		-2.478655
Log likelihood	62.09855	Hannan-Quinn criter.		-2.527759
F-statistic	55.71785	Durbin-Watson stat		1.077198
Prob(F-statistic)	0.000000			

Engle – Grangerov test kointegracije pokazuje da varijable *BDP per capita* i emisije CO_2 nisu međusobno kointegrirane, što iznenađuje s obzirom da se grafički prikazi vremenskih nizova varijabli kreću paralelno, (Slika 4.), ali se isto tako može pripisati nedovoljno dugim vremenskim serijama. Stoga se provodi analiza prvih diferencija koja pokazuje da postoji linearna povezanost između varijabli. Vrijednost koeficijenta determinacije $R^2 = 0.553$ srednjeg je intenziteta. Procijenjena vrijednost parametra ΔBDP statistički je značajna u modelu koji sada glasi:

$$\widehat{\Delta CO_2} = 1.19 \Delta BDP$$

Dakle, ekonomski rast utječe na rast emisije CO_2 u Kini. No, budući da je model procijenjen pomoću prvih diferencija varijabli kako bi se osigurala stacionarnost ovaj se rezultat odnosi samo na kratkoročnu dinamiku pojava.

6. ZAKLJUČAK

Cilj ovog rada je putem empirijske analizu istražiti valjanost Kuznetsove krivulje za okoliš na primjeru Kine. Analizom je utvrđena linearna povezanost između ekonomskog rasta izraženog u *BDP per capita* i emisija CO_2 u metričkim tonama *per capita* za razdoblje od 1960. - 2007. Dakle, EKC hipoteza za Kinu se ne može potvrditi. No, budući da je model procijenjen pomoću prvih diferencija varijabli kako bi se osigurala stacionarnost nizova, dobiveni rezultati odnose se samo na kratki rok. U ovom radu korišten je Engle Grangerov pristup testiranju kointegriranosti koji, iako popularan zbog svoje jednostavnosti, ima određene nedostatke. Najveći nedostatak je jednodimenzionalnost samog pristupa koji se pokazuje neadekvatnim ako se analizira više od dvije varijable. Zbog toga je dugoročnu dinamiku pojava u kubičnom i kvadratnom obliku modela prikladnije analizirati na temelju vektorskih autoregresijskih (VAR) modela.

Ako prihvatimo da se dobiveni rezultati odnose samo na kratki rok, postojanje EKC za Kinu u dugom roku ne može se u potpunost odbaciti. Kina se može nalaziti na uzlaznom dijelu krivulje sa dohodovnom prekretnicom koju tek treba doseći. No, s obzirom da Kina već u ovom razdoblju ima najveću svjetsku emisiju CO_2 kao i najveći udio u svjetskom stanovništvu, ostaje pitanje o nepovratnosti utjecaja odnosno, hoće li poticanje rasta i prateće gomilanje CO_2 u atmosferi premašiti otpornost ekosustava da se nosi sa posljedicama onečišćenja. Nesumnjivo je da će u Kini najvažniju ulogu u zaštiti okoliša i smanjenju emisije ugljičnog dioksida u budućnosti odigrati donositelji politika, društvene institucije i tržište.

LITERATURA

1. Ang, J.B. (2007) CO_2 Emissions, Energy Consumption, and Output in France, *Energy Policy*, 35, pp. 4772-4778.
2. Annicchiarico, B., Bennato, A.R. and Costa, A. (2009) Economic Growth and Carbon Dioxide Emissions in Italy, 1861-2003, Munich Personal RePEc Archive

3. Arrow, K., Bolin, B., Costanza, R., Dasgupta, P., Folke, C., Holling C. S., Jansson, B.O., Levin, S., Mäler, K.G., Perrings, C. and Pimentel, D. (1995) Economic growth, carrying capacity, and the environment. *Science*, 15, pp. 91– 95
4. Bahovec, V. i Erjavec, N. (2009) *Uvod u ekonometrijsku analizu*, Zagreb, Element
5. Borghesi, S. (1999) **The Environmental Kuznets Curve: a Survey of the Literature**, European University Institute
6. Carson, R.T. (2010) The Environmental Kuznets Curve: Seeking Empirical Regularity and Theoretical Structure, *Review of Environmental Economics and Policy*, 4(1), pp. 3–23.
7. Cavlovic, T., Baker, K., Berrens, R. and Gawande, K. (2000.) A meta-analysis of the environmental Kuznets curve studies, *Agriculture and Resource Economics Review*, 29, pp. 32–42.
8. Cole, M.A., Rayner, A.J. and Bates, J.M. (1997) The Environmental Kuznets Curve: An Empirical Analysis, *Environment and Development Economics*, 2, pp. 401-416.
9. Coondoo, D. and Dinda, S. (2002) Causality between income and emission: a country group-specific econometric analysis, *Ecological Economics*, 40 (3), pp. 351– 367.
10. Copeland, B.R., Taylor, M.S. (1995) Trade and environment: a partial synthesis. *American Journal of Agricultural Economics* 77, pp. 765– 771
11. Dasgupta, S., Laplante, B., Wang, H. and Wheeler, D. (2002) Confronting the Environmental Kuznets Curve, *Journal of Economic Perspectives*, 16 (1), pp. 147–168.
12. De Bruyn, S.M., Van De Bergh, J.C.J.M and, Opschoor, J.B. (1998) Economic Growth and Emissions: Reconsidering the Empirical Basis of Environmental Kuznets Curves, *Ecological Economics*, 25, pp. 161-175.
13. Dickey, D.A. and Fuller W.A. (1979) Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root, *Journal of the American Statistical Association*, 74, pp. 427–431.
14. Dijkgraaf, E. and Vollebergh, H.R.S. (1998) Growth and environment— is there a Kuznets curve for carbon emissions?. 2nd ESEE conference, University of Geneva.
15. Dinda, S. (2004), Environmental Kuznets Curve Hypothesis: A Survey, *Ecological Economics*, 49, pp. 431 – 455.
16. Egli, H. (2004) The Environmental Kuznets Curve – Evidence from Time Series Data for Germany, Working Paper Series 03/28, WIF- Institute of Economic Research
17. Ekins, P. (1997) The Kuznets Curve for the environment and economic growth: examining the evidence. *Environment and Planning*, 29, pp. 805– 830.
18. Engle, R. F. and Granger, C.W. J. (1987) Co-integration and error correction: Representation, estimation and testing, *Econometrica*, 55(2), pp. 251-276.
19. Friedl, B. and Getzner, M. (2003), Determinants of CO2 Emissions in a Small Open Economy, *Ecological Economics*, 45, pp. 133-148.
20. Grossman, G. and Krueger, A. (1994), Economic Growth and The Environment, NBER, Working Paper No. 4634.
21. Grossman, G.M. and Krueger, A.B. (1991), Environmental Impacts of a North American Free Trade Agreement, NBER Working Papers Series, No. 3914

22. Halicoglu, F. (2008), An Econometric Study of CO2 Emissions, Energy Consumption, Income and Foreign Trade in Turkey, MPRA Paper No. 11457
23. Heston, A., Summers, R. and Aten, B., Penn World Table Version 7.0, Center for International Comparisons of Production, Income and Prices at the University of Pennsylvania, May 2011.
24. Hettige, H., Mani, M. and Wheeler, D., (2000) Industrial pollution in economic development: the environmental Kuznets curve revisited, *Journal of Development Economics*, 62, pp. 445– 476
25. Holtz-Eakin, D. and Selden, T.M., (1995.) Stoking the fires?: CO2 emissions and economic growth, *Journal of Public Economics*, 57, pp. 85–101.
26. Kuznets, S. (1955) Economic Growth and Income Inequality, *American Economic Review*, 45, March 1955, pp. 1-28.
27. Lieb, C. M. (2003), The Environmental Kuznets Curve: A Survey of the Empirical Evidence and of Possible Causes, Discussion Paper Series, No. 391
28. Mota, R. P. and Dias, J., (2006) Determinants of CO2 emissions in open economies: testing the environmental Kuznets curve hypothesis (1970-2000), *MPRA Paper No. 13342*
29. Munasinghe, M. (1999) Is environmental degradation an inevitable consequence of economic growth: tunneling through the environmental Kuznets curve, *Ecological Economics*, 29, pp. 89– 109.
30. Panayotou, T. (1993) Empirical Tests and Policy Analysis of Environmental Degradation at Different Stages of Economic Development, Working Paper WP238, Technology and Employment Programme, International Labour Office, Geneva
31. Panayotou, T. (2003) Economic development and the Environment, *Economic Survey of Europe*, 2003 No. 2, pp. 45-72.
32. Roca, J., Padilla, E., Farre, M. and Galletto, V. (2001), Economic Growth and Atmospheric Pollution in Spain: Discussing the Environmental Kuznets Curve Hypothesis, *Ecological Economics*, 39, pp. 85 – 99.
33. Shafik, N., (1994) Economic development and environmental quality: an econometric analysis. *Oxford Economic Papers* 46, pp.757– 773.
34. Shafik, N., Bandyopadhyay, S., (1992) Economic Growth and Environmental Quality: Time Series and Cross-Country Evidence. Background Paper for the World Development Report. The World Bank, Washington, DC.
35. Shahbaz, M., Jalil, A. and Dube, S.(2010) Environmental Kuznets curve (EKC): Time series evidence from Portugal, MPRA Paper No. 27443
36. Selden, T. M. and Song, D. (1994) Environmental Quality and Development: Is There a Kuznets Curve for Air Pollution Emissions?, *Journal of Environmental Economics and Management*, 27, pp. 147-162
37. Stern, D.I. and Common, M.S. (2001) Is there an environmental Kuznets curve for sulfur?, *Journal of Environmental Economics and Management*, 41 (2), pp. 162–178.
38. Stern, D.I. (2004).The Rise and Fall of the Environmental Kuznets Curve, *World Development*, 32(8), pp. 1419-1439.

39. Soytas, U., Sari, U. and Ewing, B. T. (2007) Energy consumption, income and carbon emissions in the United States, *Ecological Economics*, 62, pp. 482-489.
40. Suri, V. and Chapman, D. (1998), Economic Growth, Trade and Energy: Implications for the Environmental Kuznets Curve, *Ecological Economic*, 25, pp.195–208.
41. Todaro, M.P. and Smith, S.C. (2006) *Ekonomski razvoj*, Šahinpašić, Sarajevo
42. Torras, M. and Boyce, J.K. (1998), Income, Inequality, and Pollution: A Reassessment of the Environmental Kuznets Curve, *Ecological Economics* 25, pp. 147-160.
43. Unruh, G.C. and Moomaw, W.R. (1998) An Alternative Analysis of Apparent EKC-type Transitions, *Ecological Economics*, 25, pp. 221-229.
44. World Development Indicators (2011), World Bank, Washington D.C.