

ENVIRONMENTÁLNA KUZNETSOVA KRIVKA A POZÍCIA SLOVENSKA A ČESKEJ REPUBLIKY V EURÓPSKEJ ÚNII

Tomáš Želinský

Úvod

Model pôvodnej Kuznetsovej invertovanej U-krivky popisoval vzťah medzi nerovnosťou rozdeľovania príjmov a úrovňou príjmov [16]. Základy modelu boli položené v Kuznetsovom článku [15], v ktorom analyzoval vzťah medzi demografickými zmenami a industrializáciou na jednej strane a rozdelením príjmov krajiny na strane druhej. Podľa pôvodnej hypotézy príjmové nerovnosti najskôr rastú a následne klesajú v súvislosti s ekonomickým rastom. Od predstavenia bola táto hypotéza podrobená nespočetnému množstvu analýz a nevyhla sa ani kritike.

Keďže podobným spôsobom možno modelovať aj vzťah medzi kvalitou životného prostredia (resp. znečistením) a ekonomickou úrovňou, začiatkom deväťdesiatych rokov sa začali objavovať prvé vedecké články, podľa ktorých existuje vzťah v tvare obráteného písmena „U“ (v angl. „inverted-U“) medzi HDP a vybranými typmi znečistenia vzduchu [9], [11]. Autori vychádzali z predpokladu, že hypotéza invertovanej U-krivky je konzistentná so scenárom, podľa ktorého rozvoj priemyslu najskôr vedie k zvyšovaniu znečisťujúcich emisií a v neskorších obdobiach dochádza k ich poklesu v súvislosti s ekonomickým rozvojom. Zdôvodňujú to predovšetkým zvyšovaním dopytu spoločnosti po kvalite životného prostredia a lepšom zdraví.

Podobne, ako v prípade pôvodnej Kuznetsovej krivky, aj environmentálnej Kuznetsovej krivke bola venovaná dostatočná pozornosť. Spočiatku bolo uskutočnených viacero štúdií zameraných na podporenie pôvodnej hypotézy, pričom boli použité rôzne ukazovatele znečistenia prostredia (pozri napr. [4], [10], [22], [42]), alebo sa autori zamerali priamo na určitú krajinu/región (pozri napr. [8], [20], [33], [35]), prípadne hľadali vzájomné súvislosti medzi

pôvodnou Kuznetsovou krivkou a environmentálnou Kuznetsovou krivkou [13]. Súčasný výskum environmentálnej Kuznetsovej krivky (ďalej len EKC – z angl. *Environmental Kuznets Curve*) je spojený s aktuálnymi problémami životného prostredia ako napr. odlesňovanie [14], príp. krivka je skúmaná vo vzťahu k environmentálnej chudobe [18], energetickej efektívnosti [31] atď.

Ani EKC sa nevyhla kritike. Najvýznamnejšia kritika sa týka skutočnosti, že bežné analýzy nezohľadňujú napr. predpisy týkajúce sa regulácie znečisťovania životného prostredia. Ak napríklad krajina s vyššou ekonomickou úrovňou prijme opatrenia na zníženie emisií, výroba sa môže presunúť do menej rozvinutých krajín. V konečnom dôsledku sa to môže javiť, že s rastom HDP skutočne súvisí pokles znečistenia [26]. Kritika EKC sa týkala aj ekonomického modelovania, pričom v minulosti bol za hlavný považovaný problém s heteroskedasticitou v modeloch [25], [27]. Od obdobia tejto kritiky prešlo už dlhšie obdobie, a tak v súvislosti s novými nástrojmi ekonometrického modelovania už nie je aktuálna, no medzitým vznikli nové problémy, napríklad súvisiace s dynamizáciou modelu [6].

Keďže súčasná spoločnosť si vo väčšej miere začína uvedomovať hrozbu environmentálnych problémov v súvislosti s aktuálnym ekonomickým vývojom, v poslednom období bolo aj v SR a ČR publikovaných viacero článkov zaoberajúcich sa vzťahmi medzi ekonomikou a životným prostredím [3], [5], [7], [17], [23], [29], [32]. Priamo hypotézou environmentálnej Kuznetsovej krivky sa zaoberali napríklad [19] a [37].

Cieľom článku je odhadnúť environmentálnu Kuznetsovú krivku a jej zodpovedajúci bod obratu pre krajiny Európskej únie. Odhadnutím krivky je možné identifikovať krajiny, ktoré už

dosiahli svoj bod obratu, tzn. dosiahli ekonomickú úroveň, od ktorej dochádza k poklesu množstva emisií. Rovnako je možné identifikovať krajiny, ktoré ešte svoj bod obratu nedosiahli, a teda rast ekonomickej úrovne krajiny je spojený s rastom množstva emisií. Zvláštna pozornosť je venovaná Slovensku a Českej republike a ich pozície v Európskej únii z pohľadu environmentálnej Kuznetsovej krivky.

Odhad krivky je založený na údajoch z databázy Svetovej banky World Development Indicators s použitím všetkých dostupných údajov za každú krajinu Európskej únie za obdobie 1960–2011. Na odhad modelu bola použitá štandardná metodika odhadu regresných modelov pre panelové údaje.

1. Ekonometrická analýza EKC

Vzhľadom na povahu analyzovaného vzťahu, už prvé pokusy [12] o empirickú verifikáciu tejto hypotézy boli založené na ekonometrickom modelovaní panelových údajov so zohľadnením špecifických efektov krajiny a času. Citovaná štúdia [12], ako aj ďalšie sú totiž založené na predpoklade, že množstvo emisií významne závisí od špecifických podmienok v jednotlivých krajinách a navyše, existujú faktory spoločné pre všetky krajiny v jednotlivých obdobiach.

Pôvodná práca Holtza-Eakin a Seldena ([11] a [12]) inšpirovaná štúdiou Grossmana a Kruegera [9] a Seldena a Songa [24] uvažujú kvadratický vzťah medzi množstvom emisií CO_2 (c_{it}) na obyvateľa a HDP na obyvateľa (y_{it}):

$$c_{it} = \beta_0 + \beta_1 y_{it} + \beta_2 y_{it}^2 + \gamma_i + f_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

resp. jeho logaritmickú podobu:

$$\ln c_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 (\ln y_{it}) + \alpha_2 (\ln y_{it})^2 + \gamma_i + f_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

kde f_i a γ_i sú fixné efekty krajín a období a ε_{it} je náhodná chyba.

Podobne aj v súčasnosti je akceptovaný štandardný model [17]:

$$\ln \left(\frac{E}{P} \right)_{it} = \alpha_i + \gamma_i + \beta_1 \ln \left(\frac{GDP}{P} \right)_{it} + \beta_2 \left(\ln \left(\frac{GDP}{P} \right)_{it} \right)^2 + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

kde E sú emisie, P je počet obyvateľov, α_i a γ_i sú fixné efekty (úrovňové konštanty) pre jednotlivé krajiny i a roky t a ε_{it} je náhodná

chyba. Bod obratu (teda hodnota HDP, v ktorom je koncentrácia emisií maximálna a od tohto bodu začína klesať) je daný vzťahom:

$$\tau = \exp \left(\frac{-\beta_1}{2\beta_2} \right) \quad (4)$$

Na základe uskutočnených analýz dochádza Stern vo svojej štúdií [26] k záveru, že jedine model fixných efektov so zohľadnením časových a individuálnych efektov (tzv. *fixed effects two-way error component model* [1]) môže byť odhadnutý konzistentne.

V našej práci sa zameriame na ekonometrickú analýzu EKC založenú na rovnici (3). Vzhľadom na skutočnosť, že Európska únia je spoločenstvom značne heterogénnych krajín, okrem modelu pre celú EÚ budú v štúdiu odhadnuté dva ďalšie modely – jeden pre (pracovne nazvané) „*bohaté krajiny*“ (t.j. krajiny, ktorých HDP na obyvateľa vyjadrený v parite kúpnej sily za obdobie posledných piatich rokov bol v priemere vyšší ako priemer EÚ; patria sem krajiny: *Belgicko, Dánsko, Nemecko, Španielsko, Francúzsko, Taliansko, Írsko, Luxembursko, Holandsko, Rakúsko, Fínsko, Švédsko, Veľká Británia*) a druhý pre „*chudobné krajiny*“ (t. j. krajiny, ktorých HDP na obyvateľa vyjadrený v parite kúpnej sily za obdobie posledných piatich rokov bol v priemere nižší ako priemer EÚ; patria sem krajiny: *Bulharsko, Česká republika, Estónsko, Grécko, Cyprus, Lotyšsko, Litva, Maďarsko, Malta, Poľsko, Portugalsko, Rumunsko, Slovinsko, Slovensko*).

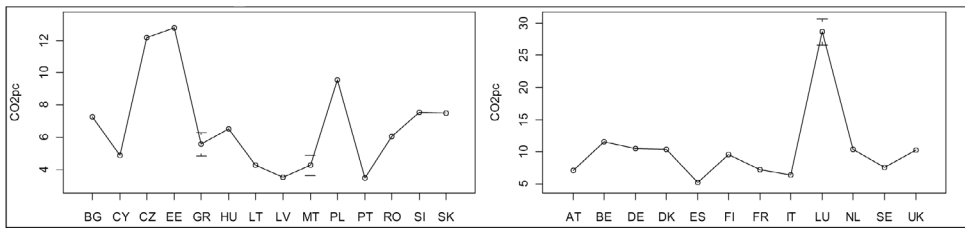
2. Metodika práce

2.1 Opis použitých údajov a jednotiek pozorovania

Zdrojom údajov použitých v tejto práci je databáza Svetovej banky World Development Indicators [28]. V práci sú použité údaje za všetkých 27 krajín Európskej únie, pričom časové pokrytie sa líši – v prípade „*bohatých krajín*“ sa pohybuje na úrovni 18–29 rokov, v prípade „*chudobných krajín*“ sú dostupné údaje za obdobie 14–49 rokov. (Maximálna možná dĺžka časového radu mohla obsahovať údaje za obdobie 1960–2011.)

Ako vyplýva z predchádzajúceho textu, **vysvetľovanou premennou** v modeli je množstvo CO_2 emisií v tonách na jedného obyvateľa [CO_2pc].

Obr. 1: Stredné hodnoty množstva CO₂ emisií v tonách na jedného obyvateľa



Vysvetlivky: BG – Bulharsko, CY – Cyprus, CZ – Česká republika, EE – Estónsko, GR – Grécko, HU – Maďarsko, LT – Litva, LV – Lotyšsko, MT – Malta, PL – Poľsko, PT – Portugalsko, RO – Rumunsko, SI – Slovinsko, SK – Slovensko; AT – Rakúsko, BE – Belgicko, DE – Nemecko, DK – Dánsko, ES – Španielsko, FI – Fínsko, FR – Francúzsko, IT – Taliansko, LU – Luxembursko, NL – Holandsko, SE – Švédsko, UK – Veľká Británia

Zdroj: vlastné spracovanie v prostredí R

Obrázok 1 zachytáva stredné hodnoty množstiev CO₂ emisií v tonách na jedného obyvateľa v krajinách EÚ. Ako je z obrázku zjavné, najnižšie priemerné hodnoty na obyvateľa sú zaznamenané v krajinách Portugalsko, Lotyšsko, Litva, Malta, Cyprus („chudobné krajiny“), v „bohatých krajinách“ najnižšie priemerné hodnoty dosahuje Španielsko. V rámci skupiny „chudobných krajín“ sú najvyššie hodnoty zaznamenané v ČR, Estónsku a v Poľsku, v „bohatých krajinách“ signifikantne vysoké hodnoty vykazuje Luxembursko, ktoré niekoľkonásobne prevažuje priemer ostatných krajín.

V štúdií porovnáваме výsledky štyroch modelov, v ktorých ako vysvetľujúcu premennú budeme uvažovať:

- HDP na obyvateľa vyjadrený v parite kúpnej sily v medzinárodných dolároch v stálych cenách roku 2005 [*GDPpcPPP_constant2005*],
- HDP na obyvateľa vyjadrený v parite kúpnej sily v medzinárodných dolároch v bežných cenách [*GDPpcPPP_current*],
- hrubý národný dôchodok na obyvateľa v USD v stálych cenách roku 2000 [*GNIpc_constant2000*],
- hrubý národný dôchodok na obyvateľa vyjadrený v parite kúpnej sily v medzinárodných dolároch v bežných cenách [*GNIpc_PPP_current*].

Priemerné hodnoty uvedených premenných, vrátane ich intervalov spoľahlivosti sú znázornené na obrázkoch 2 (pre „chudobné krajiny“) a 3 (pre „bohaté krajiny“).

Čo sa týka priemerných hodnôt ukazovateľov ekonomickej výkonnosti „chudobných krajín“ (obr. 2) vyjadrených v parite kúpnej sily, pohybujú sa na úrovni 5 000–20 000 medzinárodných dolárov, resp. USD. Hrubý národný dôchodok v medzinárodných dolároch v stálych cenách roku 2000 (obr. 2 vľavo dole) sa pohybuje na úrovni 2 000–10 000 dolárov.

U „bohatých krajín“ (obr. 3) je heterogenita v premenných opäť vyššia a je to spôsobené vysokými hodnotami uvedených premenných v prípade krajiny Luxembursko. Najnižšia heterogenita je v prípade premennej hrubý národný dôchodok v medzinárodných dolároch v stálych cenách roku 2000 (obr. 3 vľavo dole).

2.2 Odhad modelu

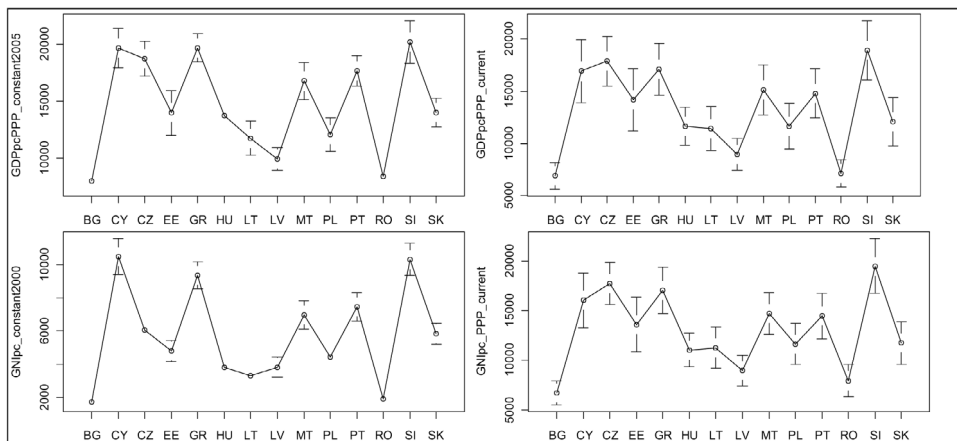
Na odhad modelov popísaných v predchádzajúcom texte je použitá štandardná metodika odhadu regresných modelov pre panelové údaje. Odhady sú uskutočnené s použitím balíka **plm** [2] v softvéri **R** [21].

Odhadnutý model je potrebné testovať, či spĺňa apriórne teoretické predpoklady o modeli (teda či ide o model fixných efektov s významnými časovými a individuálnymi efektmi) a takisto, či vyhovuje štatistickým predpokladom kladeným na takýto typ ekonometrických modelov.

Konkrétne ide o testovanie tzv. „poolability“ (teda, či je vhodné použiť štruktúru panelových údajov, príp. je postačujúce použiť jednoduchú

Obr. 2:

Stredné hodnoty a príslušné intervaly spoľahlivosti pre ukazovatele výkonu ekonomiky „chudobných krajín“ EÚ

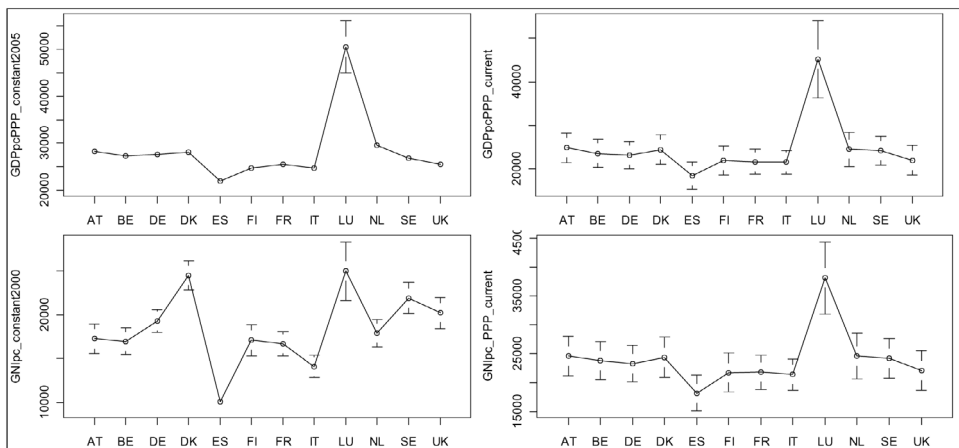


Vysvetlivky: pozri vysvetlivky k obr. 1

Zdroj: vlastné spracovanie v prostredí R

Obr. 3:

Stredné hodnoty a príslušné intervaly spoľahlivosti pre ukazovatele výkonu ekonomiky „bohatých krajín“ EÚ



Vysvetlivky: pozri vysvetlivky k obr. 1

Zdroj: vlastné spracovanie v prostredí R

metódu najmenších štvorcov ignorujúcu panelové zoskupenie údajov); testovanie významnosti časových, individuálnych, príp. oboch typov efektov (pomocou testov Breusch a Pagana; Hondu); testovanie prierezovej závislosti (Pesaranov test prierezovej závislosti v paneloch), poradovej korelácie (Breuschov-Godfreyov/Wooldridgeov test), stacionarity (Maddala-Wu test jednotkového koreňa pre panelové údaje) a heteroskedasticity (Breuschov-Paganov test) (pozri napr. [1] a [13]). V praxi sa často používa aj Hausmanov test na testovanie, či je vhodný test náhodných efektov alebo fixných efektov, no ak je v modeli prítomná prierezová závislosť alebo poradová korelácia, estimátor náhodných efektov nie je efektívny, a tak výsledok Hausmanovho testu môže byť skreslený [34]. Týka sa to aj nášho modelu, a tak od tohto testu upustíme. Prakticky to pre nás znamená, že sa budeme pridŕžať „opatrnějšího“ prístupu, kedy a priori predpokladáme, že nepozorovateľné efekty sú korelované s vysvetľujúcimi premennými.

Heteroskedasticita, poradová korelácia a prierezová závislosť bývajú nezriedka prítomné v ekonometrických modeloch, čo má okrem iného za následok skreslený odhad štandardných odchýlok odhadnutých koeficientov, a v konečnom

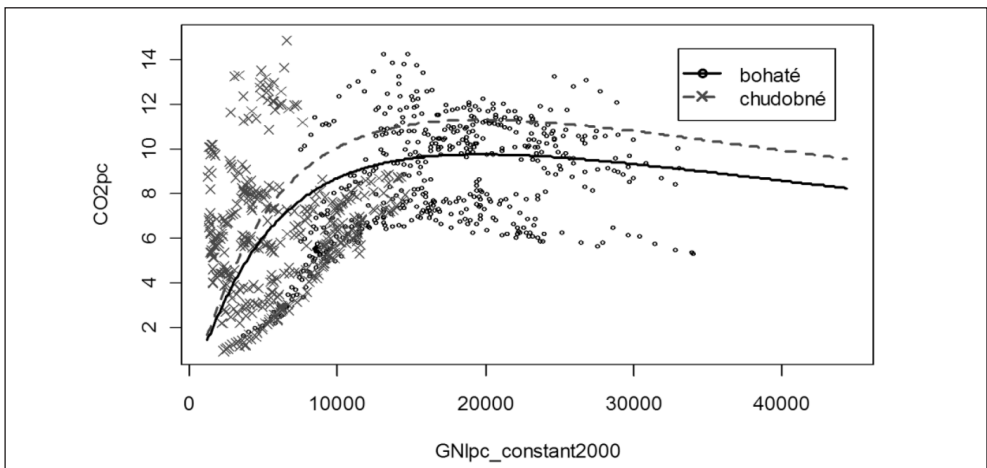
dôsledku sa tak môžeme dopustiť nesprávnych záverov týkajúcich sa významnosti regresných koeficientov. V takom prípade sa odporúča odhadnúť robustnú variančno-kovariančnú maticu [2], [36].

3. Výsledky

Ako bolo uvedené v úvodnej časti práce, na overenie platnosti hypotézy environmentálnej Kuznetsovej krivky sa spravidla používa regresný model panelových údajov s časovými a individuálnymi fixnými efektmi. V prípade analýzy krajín EÚ-27 (Tab. 1) sa ukázal tento model ako vhodný (z pohľadu všetkých uvažovaných alternatív makroekonomického výstupu), t. j. individuálne aj časové efekty sú štatisticky významné.

Z pohľadu na Tab. 1 je ďalej zrejme, že takmer každý z modelov má porušenie viacerých predpokladov (prierezová závislosť, poradová korelácia a heteroskedasticita), a tak pri interpretácii významnosti regresných koeficientov je potrebné vychádzať z výsledkov testov založených na robustnej variančno-kovariančnej matici (teda pravá časť každého zo stĺpcov). (Rovnakým spôsobom je potrebné pristupovať aj k interpretácii výsledkov ostatných modelov v tejto štúdii.)

Obr. 4: Vstupné údaje a odhadnuté krivky k modelu C.1



Zdroj: vlastné spracovanie

V prípade krajín EÚ-27 tak možno za najlepší model považovať model, do ktorého ako vysvetľujúca premenná vstupuje *hrubý národný dôchodok na obyvateľa* (v USD v stálych cenách roku 2000). Tento model (model C.1) je založený na 919 pozorovaniach. Koeficient kvadratického člena uvedeného modelu je záporný a je štatisticky významný, a tak sa skutočne môžeme prikloniť k názoru, že situácia v krajinách EÚ-27 potvrdzuje platnosť environmentálnej Kuznetsovej krivky.

Uvedený predpoklad je podložený aj grafickým znázornením vstupných údajov (Obr. 4), kde je zrejmé, že vstupné údaje vizuálne pripomínajú

časť paraboly. V grafe na obr. 4 sú zámerne použité dva typy symbolov: „x“ pre chudobné krajiny a „o“ pre bohaté krajiny. (Kvôli prehľadnosti grafu je os y „useknutá“ na úrovni cca 15 ton CO₂ na obyvateľa, čo spôsobilo vypadnutie hodnôt pre Luxembursko z dôvodu vysokých hodnôt.) V grafe sú znázornené dve odhadnuté krivky – jedna pre „bohaté“ krajiny EÚ, druhá pre „chudobné“ krajiny EÚ. Keďže každej krajine prislúcha jedna krivka (v súvislosti s odhadnutými individuálnymi efektmi), konštantné členy funkcií pre obe skupiny krajín sú odhadnuté ako „priemerné“ individuálne efekty pre každú zo skupiny krajín.

Tab. 1:

Odhadny modelov (krajiny EÚ-27, model fixných efektov: individuálne + časové efekty)

	Model A.1		Model B.1		Model C.1		Model D.1	
$\hat{\beta}_1$	0,013 (0,589) (3,069)	-0,035 (0,312) (1,530)	***5,065 (0,332) (2,039)	*	-0,008 (0,331) (1,538)			
$\hat{\beta}_2$	0,035 (0,031) (0,165)	*0,035 (0,016) (0,085)	***-0,256 (0,019) (0,127)	*	0,028 (0,018) (0,086)			
R ²	0,180	0,186	0,249		0,113			
R ² korigovaný	0,165	0,171	0,228		0,103			
Veľkosť vzorky	n=27, T=9-29, N=667	n=27, T=14-29, N=686	n=27, T=9-49, N=919		n=27, T=14-29, N=677			
Individuálne efekty	9391,6 (0,000) (0,000)	96,9 (0,000)	8341,0 (0,000) (0,000)	91,3 (0,000)	29152,3 (0,000) (0,000)	170,7 (0,000)	9070,5 (0,000) (0,000)	95,2 (0,000)
Časové efekty	27,0 (0,000) (0,000)	5,2 (0,000)	113,1 (0,000) (0,000)	10,6 (0,000)	40,6 (0,000) (0,000)	6,4 (0,000)	98,5 (0,000) (0,000)	9,9 (0,000)
Dvojité efekty	9418,6 (0,000) (0,000)	72,2 (0,000)	8454,1 (0,000) (0,000)	72,1 (0,000)	29192,9 (0,000) (0,000)	125,2 (0,000)	9169,0 (0,000) (0,000)	74,4 (0,000)
Prierezová závislosť	-2,2 (0,031)	-2,2 (0,027)	-7,7 (0,000)		-1,9 (0,054)			
Poradová korelácia	461,9 (0,000)	472,2 (0,000)	753,6 (0,000)		461,4 (0,000)			
Heteroskedasticita	17,4 (0,000)	3,6 (0,165)	32,4 (0,000)		4,3 (0,114)			
Stacionarita	252,6 (0,000)							

Vysvetlivky: Označenie modelov podľa použitej vysvetľujúcej premennej: **A** – HDP na obyvateľa vyjadrený v parite kúpnej sily v medzinárodných dolároch v stálych cenách roku 2005; **B** – HDP na obyvateľa vyjadrený v parite kúpnej sily v medzinárodných dolároch v bežných cenách; **C** – hrubý národný dôchodok na obyvateľa v USD v stálych cenách roku 2000; **D** – hrubý národný dôchodok na obyvateľa vyjadrený v parite kúpnej sily v medzinárodných dolároch v bežných cenách.

V ľavej časti stĺpca sú u každého modelu pod odhadmi koeficientov $\hat{\beta}_1$ (pre lineárny člen) a $\hat{\beta}_2$ (pre kvadratický člen) v zátvorkách uvedené odhady ich štandardných chýb, v pravej časti stĺpca sú uvedené upravené odhady štandardných chýb odhadnuté pomocou robustnej matice. V prípade, že koeficient je štatisticky významný, je to zvýraznené jedným z kódov významnosti: 0 (***), 0.001 (**), 0.01 (*), 0.05 (·), 0.1 () . R² je koeficient determinácie.

Veľkosť vzorky: *n* – počet prierezových jednotiek; *T* – dĺžka časového radu; *N* – celkový počet pozorovaní.

Zvyšná časť tabuľky sa týka použitých testov, uvedené sú hodnoty testovacej štatistiky, pod ktorými sa v zátvorkách nachádzajú príslušné p-hodnoty. Individuálne, časové a dvojité efekty – testovanie významnosti časových, individuálnych, príp. dvojitých efektov pomocou testu Breusch a Pagana (ľavá časť stĺpca); Hondovho testu (pravá časť stĺpca). Prierezová závislosť: Pesaranov test prierezovej závislosti v paneloch. Poradová korelácia: Breuschov-Godfreyov/Wooldridgeov test. Heteroskedasticita: Breuschov-Paganov test. Stacionarita: Maddalov-Wuov test jednotkového koreňa pre panelové údaje.

Zdroj: vlastné spracovanie

Čo sa týka modelu odhadnutého pre „bohaté“ krajiny (Tab. 2), výsledky testov štatistickej významnosti časových efektov nie sú úplne jednoznačné: podľa Breuschovho-Paganovho testu by sme sa v troch prípadoch priklonili k názoru, že časové efekty nie sú štatisticky významné a výsledky Hondovho testu sú značne nejednoznačné. Významné časové efekty sa prejavili len v modeli A.2, kde vysvetľujúcou premennou bol HDP na obyvateľa vyjadrený v parite kúpnej sily v medzinárodných dolároch v stálych cenách roku 2005. Môžeme preto predpokladať, že na skupinu „bohatých“ krajín mohli v jednotlivých obdobiach pôsobiť v zásade

spoločné faktory, a tak sa neprejavili významné časové efekty. Mali by sme sa preto prikloniť k jednoduchšiemu modlu – k modelu fixných efektov s individuálnymi efektmi. (Z výsledkov vyplýva, že dvojité efekty sú štatisticky významné, no to je spôsobené predovšetkým silnou štatistickou významnosťou individuálnych efektov.)

Z výsledkov v Tab. 2 je ďalej zrejmé, že v prípade všetkých modelov je koeficient pre kvadratický člen funkcie záporný a štatisticky významný, a tak sa opäť môžeme prikloniť k platnosti hypotézy environmentálnej Kuznetsovej krivky na prípade krajín EÚ.

Tab. 2: Odhady modelov („bohaté“ krajiny, model fixných efektov: individ. + časové efekty)

	Model A.2		Model B.2		Model C.2		Model D.2	
$\hat{\beta}_1$	***11,821 (1,258)	** (3,971)	***6,062 (0,614)	*** (1,586)	***16,638 (0,639)	*** (1,389)	***6,597 (0,677)	*** (1,728)
$\hat{\beta}_2$	***-0,541 (0,058)	** (0,178)	***-0,271 (0,028)	*** (0,068)	***-0,843 (0,032)	*** (0,068)	***-0,309 (0,033)	*** (0,078)
R ²	0,233		0,253		0,593		0,251	
R ² korigovaný	0,204		0,222		0,525		0,219	
Veľkosť vzorky	n=12, T=18-29, N=337		n=12, T=18-29, N=337		n=12, T=18-49, N=537		n=12, T=18-29, N=337	
Individuálne efekty	1672,7 (0,000)	40,9 (0,000)	2670,2 (0,000)	51,7 (0,000)	8650,4 (0,000)	93,0 (0,000)	2926,732 (0,000)	54,099 (0,000)
Časové efekty	33,7 (0,000)	5,8 (0,000)	2,4 (0,125)	1,5 (0,031)	1,6 (0,209)	1,3 (0,052)	0,847 (0,358)	0,920 (0,089)
Dvojité efekty	1706,4 (0,000)	33,0 (0,000)	2672,5 (0,000)	37,6 (0,000)	8652,0 (0,000)	66,7 (0,000)	2927,579 (0,000)	38,905 (0,000)
Prierezová závislosť	-2,7 (0,006)		-2,7 (0,007)		-4,0 (0,000)		-2,771 (0,006)	
Poradová korelácia	216,4 (0,000)		213,9 (0,000)		406,3 (0,000)		210,824 (0,000)	
Heteroskedasticita	5,0 (0,081)		0,5 (0,787)		4,8 (0,092)		3,664 (0,160)	
Stacionarita	100,0 (0,000)							

Vysvetlivky: Obdobne ako v prípade Tab. 1

Zdroj: vlastné spracovanie

V prípade „chudobných“ krajín je situácia z pohľadu štatistickej významnosti časových efektov podobná – závery testov nie sú vo všetkých prípadoch jednoznačné. Napr. v prípade modelov založených na HDP (v stálych aj bežných cenách, teda modely A.3 a B.3) sú podľa testu Breuscha-Pagana štatisticky nevýznamné, no podľa Hondovho testu sú významné. V prípade modelov založených na hrubom národnom dôchodku sa prikláňame k záveru, že časové efekty sú štatisticky významné.

Zaujímavejšie je ale zistenie, že v skupine „chudobných“ krajín majú všetky odhadnuté funkcie kladný (a štatisticky významný) koeficient pri kvadratickom člene. Súvisí to pravdepodobne s relatívne nízkou úrovňou makroekonomického výstupu (v porovnaní s „bohatými“ krajinami) a hlbšie sa tomu budeme venovať v nasledujúcej kapitole venovanej diskusií k výsledkom.

Tab. 3: Odhady modelov („chudobné“ krajiny, model fixných efektov: individuálne + časové efekty)

	Model A.3		Model B.3		Model C.3		Model D.3	
$\hat{\beta}_1$	***-14,911 (1,151)	*** (2,543)	***-8,945 (0,546)	*** (1,441)	***-8,701 (0,515)	*** (1,850)	***-9,270 (0,550)	*** (1,289)
$\hat{\beta}_2$	***0,850 (0,061)	*** (0,132)	***0,540 (0,029)	*** (0,078)	***0,553 (0,030)	*** (0,113)	***0,552 (0,030)	*** (0,070)
R ²	0,599		0,681		0,595		0,628	
R ² korig.	0,517		0,587		0,493		0,539	
Veľkosť vzorky	n=14, T=14-29, N=321		n=14, T=14-29, N=320		n=14, T=10-49, N=373		n=14, T=14-29, N=311	
Individuálne efekty	8333,4 (0,000)	91,3 (0,000)	8178,9 (0,000)	90,4 (0,000)	36938,1 (0,000)	192,2 (0,000)	9115,0 (0,000)	95,4 (0,000)
Časové efekty	2,6 (0,106)	-1,6 (0,027)	2,6 (0,104)	1,6 (0,026)	21476,4 (0,000)	146,5 (0,000)	4,6 (0,031)	2,1 (0,008)
Dvojité efekty	8335,9 (0,000)	63,4 (0,000)	8181,5 (0,000)	65,1 (0,000)	58414,6 (0,000)	239,5 (0,000)	9119,6 (0,000)	69,0 (0,000)
Prierezová závislosť	-4,4 (0,000)		-4,1 (0,000)		-2,918 (0,004)		-4,2 (0,000)	
Poradová korelácia	204,7 (0,000)		174,0 (0,000)		260,656 (0,000)		160,9 (0,000)	
Heteroskedasticita	32,5 (0,000)		12,6 (0,002)		62,351 (0,000)		12,7 (0,002)	
Stacionarita	156,4 (0,000)							

Vysvetlivky: Obdobne ako v prípade Tab. 1

Zdroj: vlastné spracovanie

Ako bolo uvedené, po rozdelení krajín na dve skupiny – „chudobné“ a „bohaté“ – výsledky testov štatistickej významnosti časových efektov neboli vždy jednoznačné, a tak bolo

potrebné odhadnúť modely zohľadňujúce len individuálne fixné efekty (Tab. 4 pre „bohaté“ krajiny a Tab. 5 pre „chudobné“ krajiny).

Tab. 4: Odhady modelov („bohaté“ krajiny, model fixných efektov: individuálne efekty)

	Model A.4	Model B.4	Model C.4	Model D.4
$\hat{\beta}_1$	***5,725 (1,051) (3,134)	***1,846 (0,431) (0,968)	***15,370 (0,516) (0,983)	***2,411 (0,499) (1,038)
$\hat{\beta}_2$	***-0,280 (0,051) (0,149)	***-0,094 (0,022) (0,047)	***-0,788 (0,027) (0,849)	***-0,123 (0,025) (0,051)
R ²	0,087	0,059	0,653	0,072
R ² korig.	0,083	0,056	0,636	0,069
Prierezová závislosť	5,384 (0,000)	5,857 (0,000)	8,651 (0,000)	6,440 (0,000)
Poradová korelácia	183,985 (0,000)	191,453 (0,000)	408,378 (0,000)	190,597 (0,000)
Heteroskedasticita	5,015 (0,081)	0,480 (0,787)	4,775 (0,092)	3,664 (0,160)

Vysvetlivky: Obdobne ako v prípade Tab. 1

Zdroj: vlastné spracovanie

U „bohatých“ krajín je vo všetkých modeloch koeficient pri kvadratickom člene záporný a zároveň štatisticky významný (hoci v modeli A.4 je štatisticky významný len na hladine významnosti 0,1). Svedčí to teda o predpoklade platnosti hypotézy EKC.

V prípade „chudobných“ krajín dostávame podobné výsledky ako v Tab. 3 a síce, koeficient pri kvadratickom člene je vo všetkých modeloch kladný.

Tab. 5: Odhady modelov („chudobné“ krajiny, model fixných efektov: individuálne efekty)

	Model A.5	Model B.5	Model C.5	Model D.5
$\hat{\beta}_1$	***-10,526 (1,471) (2,854)	***-5,730 (0,742) (1,532)	***-7,743 (0,711) (2,028)	***-5,475 (0,730) (1,297)
$\hat{\beta}_2$	***0,568 (0,077) (0,151)	***0,313 (0,040) (0,080)	***0,497 (0,041) (0,121)	***0,302 (0,039) (0,067)
R ²	0,223	0,205	0,671	0,230
R ² korig.	0,212	0,195	0,642	0,218
Prierezová závislosť	13,838 (0,000)	15,773 (0,000)	24,318 (0,000)	17,694 (0,000)
Poradová korelácia	221,297 (0,000)	217,931 (0,000)	264,300 (0,000)	189,049 (0,000)
Heteroskedasticita	32,526 (0,000)	12,564 (0,002)	62,351 (0,000)	12,713 (0,002)

Vysvetlivky: Obdobne ako v prípade Tab. 1

Zdroj: vlastné spracovanie

4. Diskusia

Z dosiahnutých výsledkov sme dospeli k záverom, že s využitím údajov za všetky krajiny EÚ môžeme predpokladať platnosť hypotézy environmentálnej Kuznetsovej krivky, rovnako je

tomu v prípade „bohatých“ krajín EÚ. No v „chudobných“ krajinách EÚ je situácia iná – koeficient pri kvadratickom člene odhadnutej funkcie je kladný, teda nejde o invertovanú U-krivku, ale štandardnú U-krivku.

Takáto situácia môže súvisieť so skutočnosťou, že väčšina „chudobných“ krajín ešte nedosiahla tzv. bod obratu, teda takú úroveň ekonomickej úrovne, od ktorej množstvo emisií na obyvateľa začne klesať.

4.1 Bod obratu

Jeden z výsledkov, ku ktorým je možné dospieť ekonometrickou analýzou environmentálnej Kuznetsovej krivky, je odhad bodu obratu udávajúceho úroveň makroekonomického výstupu, od ktorej množstvo emisií na obyvateľa začína

klesať. Tento bod je daný vzťahom (4) v prvej kapitole tejto práce.

Pre hlavný model – zohľadňujúci všetky krajiny EÚ – sa odhadnutá hodnota bodu obratu pre GNI/obyv. pohybuje na úrovni okolo 19 660 USD v stálych cenách roku 2000. Ide o bod obratu zachytený na obr. 1. S touto skutočnosťou súvisí aj fakt, že predpoklad platnosti hypotézy EKC bol potvrdený v prípade „bohatých“ krajín, no v prípade „chudobných“ nie, nakoľko chudobné krajiny ešte takúto hodnotu GNI na obyvateľa nedosiahli.

Tab. 6: Body obratu environmentálnej Kuznetsovej krivky

	HDP/obyv. v PKS v medz. dolároch v stálych cenách roku 2005	HDP/obyv. v PKS v medz. dolároch v bežných cenách	GNI/obyv. v USD v stálych cenách roku 2000	GNI/obyv. v PKS v medz. dolároch v bežných cenách
EÚ-27, dvoj. ef.	x	x	19 660	x
bohaté, dvoj. ef.	55 764	70 792	19 283	43 894
<i>bez LU</i>	<i>34 638</i>	38 012	<i>33 187</i>	30 216
bohaté, indiv. ef.	27 556	19 092	17 102	18 731
<i>bez LU</i>	25 455	<i>19 121</i>	17 388	<i>19 036</i>

Pozn.: dvoj. ef.: dvojité efekty; indiv. ef.: individuálne efekty; „bez LU“ – odhadnuté hodnoty pre skupinu bohatých krajín po nezahrnutí Luxemburska.

Čitateľ by si mal všimnúť predovšetkým hodnoty zvýraznené tučným písmom (t. j. pre modely zohľadňujúce, resp. nezohľadňujúce časové efekty v súlade so závermi príslušných testov).

Zdroj: vlastné spracovanie

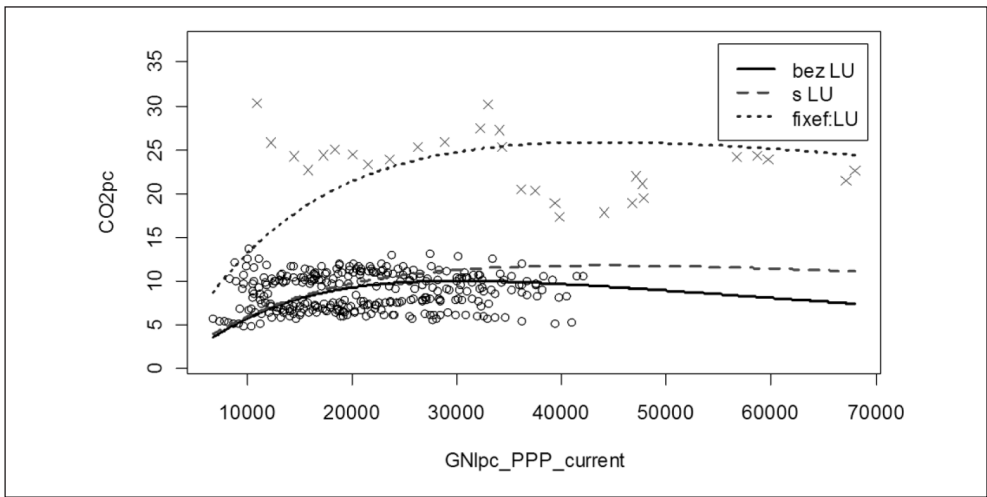
Výsledky „bohatých“ krajín sú do istej miery poznačené prítomnosťou Luxemburska, pre ktoré sú príznačné vysoké hodnoty ukazovateľov makroekonomickej výkonnosti, ale zároveň vysoké hodnoty emisií (ktoré sú cca trikrát vyššie ako v ostatných „bohatých“ krajinách). Uvedená situácia je zachytená na obr. 5 (na str. 14) (na príklade GNI/obyv. v PKS v bežných cenách).

Z obr. 5 a tab. 6 je zrejmé, že keď v modeli nezohľadníme Luxembursko, bod obratu sa pohybuje na úrovni okolo 30 tis. dolárov. Ak Luxembursko zohľadníme, bod obratu sa posunie na úroveň okolo 44 tis. dolárov. Na obr. 5 je ďalej zachytený posun odhadnutej krivky po zohľadnení individuálnych efektov pre Luxembursko (bodkovaná čiara). Uvedená krivka prechádza pôvodnými pozorovaniami, no bod obratu sa nemení a pohybuje sa na úrovni okolo 44 tis. dolárov.

Ako bolo naznačené, „chudobné“ krajiny ešte nedosiahli ekonomickú úroveň, od ktorej by už dochádzalo k znižovaniu emisií na obyvateľa. K rovnakému záveru by sme dospeli aj vizuálnou analýzou vzťahu medzi emisiami a ekonomickou úrovňou (Obr. 6 na str. 14).

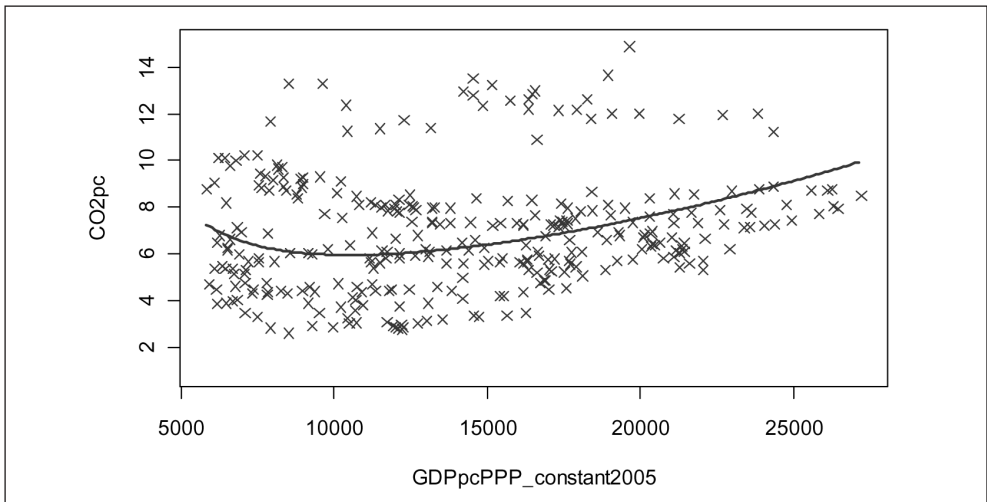
Na základe vizuálnej analýzy bodov na obr. 5 je zrejmé, že popisujú časť paraboly a pre úroveň HDP na obyvateľa vyjadreného v dolároch v PKS v stálych cenách roku 2005 od hodnoty cca 10 tis. dolárov je odhadnutá krivka rastúca. Znamená to, že podľa hypotézy EKC „chudobné“ krajiny EÚ ešte nedosiahli takú ekonomickú úroveň, aby množstvo nimi vyprodukovaných emisií (na obyvateľa) začalo klesať. V prípade „bohatých“ krajín došlo z pohľadu tohto ukazovateľa k poklesu emisií až od úrovne cca 25 000 dolárov.

Obr. 5: Odhad krivky pre „bohaté“ krajiny pre model D.2 bez/so zohľadnením Luxemburska



Zdroj: vlastné spracovanie

Obr. 6: Odhad krivky pre „chudobné“ krajiny pre model A.5



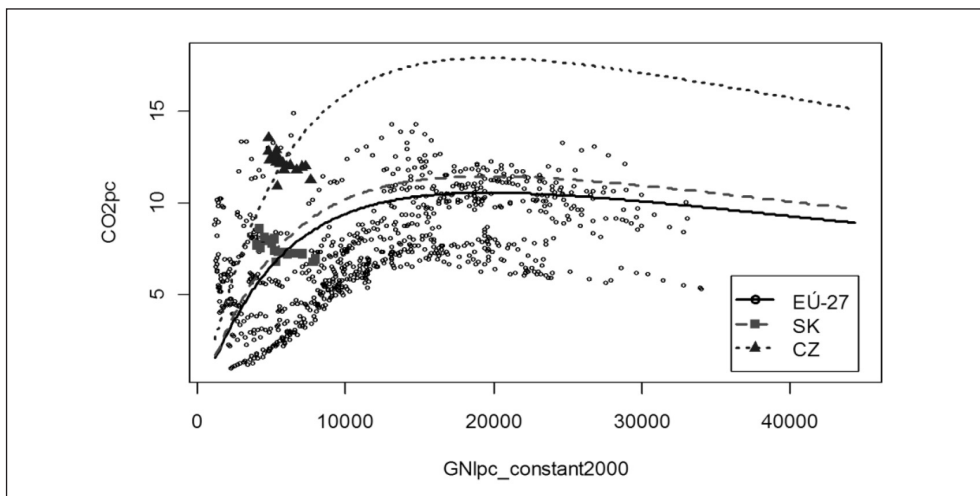
Zdroj: vlastné spracovanie

4.2 Pozícia Slovenska a Českej republiky

Z predchádzajúcich analýz vyplýva, že väčšina zo skupiny „chudobných“ krajín Európskej únie

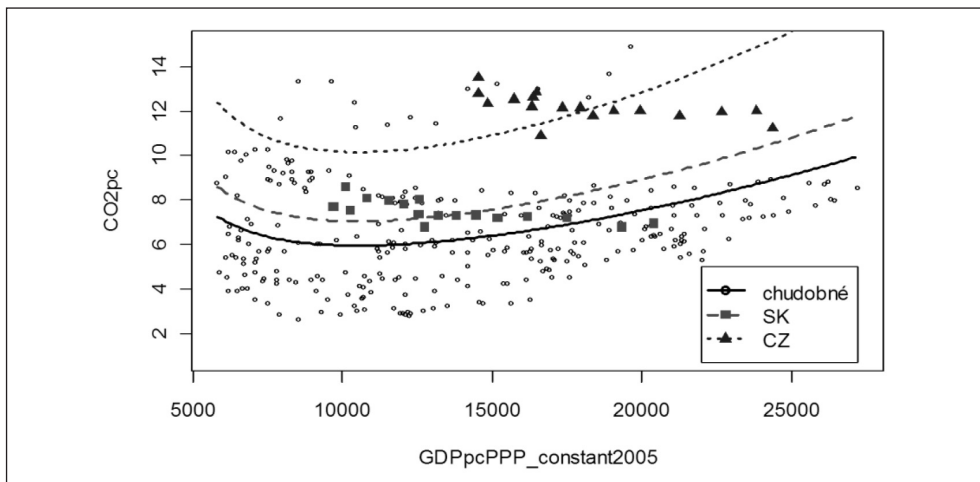
ešte nedosiahla bod obratu, no v prípade SR a ČR nie je situácia úplne jednoznačná. Za obe krajiny sme mali k dispozícii údaje za obdobie rokov 1992–2008, teda 17 pozorovaní.

Obr. 7: Postavenie SR a ČR v EÚ



Zdroj: vlastné spracovanie

Obr. 8: Postavenie SR a ČR v „chudobných“ krajinách EÚ

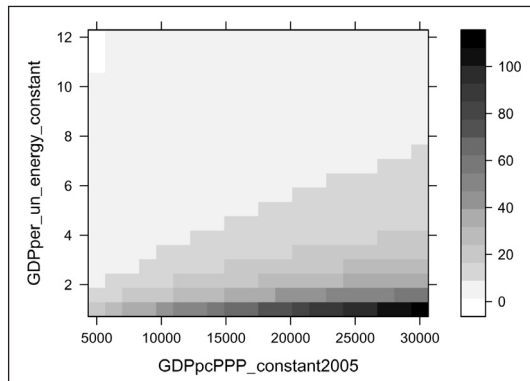


Zdroj: vlastné spracovanie

Z obrázkov 7 a 8 je zrejmé, že so zvyšovaním hodnôt GNI resp. GDP dochádza k miernemu poklesu množstva emisií na obyvateľa. Keďže nemáme k dispozícii údaje za obdobie pred rokom 1992, nie je možné jednoznačne posúdiť platnosť hypotézy EKC v prípade týchto dvoch krajín.

Množstvo emisií CO_2 na jedného obyvateľa pokleslo v SR z hodnoty približne 8,6 t v roku 1992 na približne 6,9 t v roku 2008, t.j. za uvedené obdobie došlo k poklesu emisií o cca 19 % (resp. priemerné ročné tempo poklesu sa pohybovalo na úrovni 1,33 %). V ČR došlo k poklesu z hodnoty cca 15,5 t v roku 1992 na približne

Obr. 9: Vzťah medzi emisiami CO₂ na obyvateľa, HDP na obyvateľa a HDP na jednotku vynaloženej energie (EÚ-27)



Vysvetlivky: GDPper_un_energy_constant – HDP v stálych cenách roku 2005 na jednotku vynaloženej energie (vychýslenej ako počet kilogramov ekvivalentu ropy); GDPpcPPP_constant2005 – HDP na obyvateľa vyjadrený v parite kúpnej sily v medzinárodných dolároch v stálych cenách roku 2005.

Zdroj: vlastné spracovanie

11,2 t v roku 2008, t. j. došlo k poklesu o cca 17 % (priemerné ročné tempo poklesu 1,16 %).

So vzťahom medzi množstvom emisií CO₂ na obyvateľa a HDP na obyvateľa úzko súvisí aj premenená HDP na jednotku vynaloženej energie (obr. 9).

Obrázok 9 potvrdzuje predpoklad, že čím je HDP vyprodukovaný „ekologickejšie“, teda na jednotku vyprodukovaného HDP je potrebné nižšie množstvo energie a zároveň čím je HDP na obyvateľa nižší, tým je množstvo emisií CO₂ na obyvateľa nižšie. Naopak čím je produkcia HDP menej ekologická a zároveň HDP vyššie, množstvo emisií CO₂ pripadajúce na jedného obyvateľa je vyššie.

Čo sa týka pozície SR, v roku 1990 pripadalo na jednu jednotku vynaloženej energie cca 3,15 USD HDP, v ČR to boli cca 3,44 USD. Do roku 2010 vzrástol objem HDP na jednotku energie v SR na úroveň 6,33 USD a v ČR na úroveň 5,87 USD. Na Slovensku došlo za uvedené obdobie k 100,6% rastu vyprodukovaného HDP vo vzťahu k vynaloženej energii (priemerné ročné tempo rastu sa pohybovalo na úrovni 3,54 %), v Českej republike došlo k približne 70,6% rastu, t.j. priemerné ročné tempo rastu bolo približne 2,71 %.

Záver

Cieľom príspevku bolo zamerať sa na ekonomickú analýzu environmentálnej Kuznetsovej

krivky na prípade krajín Európskej únie. Na základe dosiahnutých výsledkov možno vysloviť názor, že s využitím dostupných údajov možno skutočne predpokladať platnosť vzťahu, ktorý popisuje táto hypotéza.

Vzhľadom na skutočnosť, že Európska únia je spoločenstvom relatívne heterogénnych krajín, popri skúmaní vzťahov na úrovni EÚ sme sa zamerali aj na analýzu situácie v „bohatých“ a „chudobných“ krajinách EÚ (klasifikačným kritériom bol HDP na obyvateľa vyjadrený v parite kúpnej sily ako percento priemeru EÚ). V prípade „bohatých“ krajín sme dospeli k podobnému záveru ako v prípade analýzy všetkých 27 krajín EÚ (teda, že možno predpokladať platnosť skúmanej hypotézy). U „chudobných“ krajín bola situácia iná – vzťah medzi množstvom emisií CO₂ na obyvateľa a ekonomickou úrovňou bol priamy, tzn. s rastom HDP bol spojený rast množstva emisií CO₂ na obyvateľa. Tento jav môže súvisieť so skutočnosťou, že „chudobné“ krajiny ešte nedosiahli bod obratu, t.j. úroveň HDP, od ktorej množstvo emisií CO₂ na obyvateľa začína klesať, ako tomu bolo u „bohatých“ krajín. Ani toto zistenie však nie je v rozpore s hypotézou EKC, nakoľko hypotéza predpokladá, že pri nízkych úrovniach HDP produkcia množstva emisií rastie. Tento predpoklad vychádza z myšlienky, že krajiny s nízkou ekonomickou úrovňou sa zameriavajú predovšetkým na dosahovanie

ekonomického rastu a až od dosiahnutia určitej úrovne ekonomického rastu sa začínajú zamýšľať nad negatívnymi dopadmi svojej činnosti na životné prostredie.

Čo sa týka postavenia Slovenska a Českej republiky v EÚ z pohľadu EKC, nie je úplne jednoznačné. Vzhľadom na relatívne krátke časové rady (len 17 rokov) nie je možné potvrdiť, ani vyvrátiť túto hypotézu. Na základe dosiahnutých výsledkov sme dospeli k záveru, že v oboch krajinách je s rastom ekonomickej úrovne spojený mierny pokles vyprodukovaných emisií CO₂ na obyvateľa.

Uskutočnená analýza berie do úvahy len základné aspekty skúmaného javu a nie je možné určiť, či rast ekonomickej úrovne (sprevádzaný rastom technologickej úrovne) je tým hlavným dôvodom pre znižovanie emisií, príp. akú úlohu zohralo napr. premiestňovanie výroby znečisťujúcej životné prostredie do iných krajín, predovšetkým mimo EÚ. Takáto výskumná otázka by si vyžadovala komplexnejšiu analýzu, čo môže byť predmetom ďalšieho skúmania.

Napísanie príspevku bolo podporené Vedeckou grantovou agentúrou MŠVVaŠ SR a SAV: VEGA 1/0127/11 Priestorová distribúcia chudoby v EÚ a VEGA 2/0004/12 Paradigmy budúcich zmien v 21. storočí (geopolitické, ekonomické a kultúrne aspekty) a Stipendiem Husovy nadace a Nadácie UPJŠ.

Literatúra

- [1] BALTAGI, B.H. *Econometric Analysis of Panel Data*. 3rd ed. Chichester: John Wiley and Sons, 2005. ISBN 978-0-470-01456-1.
- [2] CROISSANT Y., MILLO, G. Panel Data Econometrics in R: The plm Package. *Journal of Statistical Software*. 2008, roč. 27, č. 2, s. 1–51. ISSN 1548-7660.
- [3] ČECH, J. Ekonomický rast a znehodnocovanie životného prostredia. *Acta Montanistica Slovaca*. 2007, roč. 12, č. 3, s. 194–204. ISSN 1335-1788.
- [4] DE BRUYN, S.M., VAN DEN BERGH, J.C.J.M., OPSCHOOR, J.B. Economic growth and emissions: reconsidering the empirical basis of environmental Kuznets curves. *Ecological Economics*. 1998, roč. 25, č. 2, s. 161–175. ISSN 0921-8009.
- [5] FARKAŠOVÁ, E. et al. *Ochrana životného prostredia z pohľadu ekonomickej teórie*. Košice: Technická univerzita v Košiciach, 2010. ISBN 978-80-553-0585-1.

[6] FOSTEN, J., MORLEY, B., TAYLOR, T. Dynamic misspecification in the environmental Kuznets curve: Evidence from CO₂ and SO₂ emissions in the United Kingdom. *Ecological Economics*. 2012, roč. 76, s. 25–33. ISSN 0921-8009.

[7] GÁLOVÁ, L. Teoretické otázky vzťahu ekonómie a životného prostredia. *Almanach (Actual Issues in World Economics and Politics)*. 2008, roč. 3, č. 2, s. 102–112. ISSN 1337-0715.

[8] GAWANDE, K. et al. Internal migration and the environmental Kuznets curve for US hazardous waste sites. *Ecological Economics*. 2000, roč. 33, č. 1, s. 151–166. ISSN 0921-8009.

[9] GROSSMAN, G.M., KRUEGER, A.B. Environmental Impacts of a North American Free Trade Agreement. *NBER Working Paper No. 3914*. Cambridge (MA): National Bureau of Economic Research: 1991. ISSN 0898-2937.

[10] HILTON, F.G.H., LEVINSON, A. Factoring the environmental Kuznets curve: Evidence from automotive lead emissions. *Journal of Environmental Economics and Management*. 1998, roč. 35, č. 2, s. 126–141. ISSN 0095-0696.

[11] HOLTZ-EAKIN, D., SELDEN, T.M. Stoking the fires? CO₂ emissions and economic growth. *Journal of Public Economics*. 1995, roč. 57, č. 1, s. 85–101. ISSN 0047-2727.

[12] HOLTZ-EAKIN, D., SELDEN, T.M. Stoking the Fires? CO₂ Emissions and Economic Growth. *NBER Working Paper Series*. WP No. 4248. Cambridge (MA): National Bureau of Economic Research, 1992. ISSN 0898-2937.

[13] HSIAO, C. *Analysis of Panel Data*. 2nd ed. Cambridge: Cambridge University Press, 2003. ISBN 0-521-81855-9.

[14] CHIU, Y.-B. Deforestation and the Environmental Kuznets Curve in Developing Countries: A Panel Smooth Transition Regression Approach. *Canadian Journal of Agricultural Economics*. 2012, roč. 60, č. 2, s. 177–194. ISSN 1744-7976.

[15] KUZNETS, S. Economic growth and income inequality. *American Economic Review*. 1955, roč. 45, č. 1, s. 1–28. ISSN 0002-8282.

[16] KUZNETS, S. Quantitative Aspects of the Economic Growth of Nations. *Economic Development and Cultural Change*. 1963, roč. 11, č. 2, s. 1–80. ISSN 0013-0079.

[17] LICHNER, I., DOMONKOS, T. Teoretické východiská modelovania dopadu klimatických zmien na vybrané sektory SR. *Forum Statisticum Slovacum*. 2011, roč. 7, č. 3, s. 56–64. ISSN 1336-7420.

[18] LIU, L. Environmental poverty, a decomposed environmental Kuznets curve, and alternatives:

Sustainability lessons from China. *Ecological Economics*. 2012, roč. 73, s. 86–92. ISSN 0921-8009.

[19] MAZUREK, J. Environmental Kuznets Curve – A Tie between Environmental Quality and Economic Prosperity. *E+M Ekonomie a Management*. 2011, roč. 14, č. 4, s. 22–31. ISSN 1212-3609.

[20] PATEL, S.H., PINCKNEY, T.C. a JAEGER, W.K. Smallholder wood production and population pressure in East-Africa – Evidence of an environmental Kuznets curve. *Land Economics*. 1995, roč. 71, č. 4, s. 516–530. ISSN 0023-7639.

[21] R CORE TEAM. *R: A language and environment for statistical computing*. Viedeň: R Foundation for Statistical Computing, 2012. ISBN 3-900051-07-0.

[22] ROBERTS, J.T., GRIMES, P.E. Carbon intensity and economic development 1962–91: A brief exploration of the environmental Kuznets Curve. *World Development*. 1997, roč. 25, č. 2, s. 191–198. ISSN 0305-750X.

[23] ROMANČÍKOVÁ, E. *Ekonomía a životné prostredie*. Bratislava: Iura Edition, 2011. ISBN 978-80-8078-426-3.

[24] SELDEN, T.M. a SONG, D.Q. Environmental-quality and development – Is there a Kuznets Curve for air-pollution emissions. *Journal of Environmental Economics and Management*. 1994, roč. 27, č. 2, s. 147–162. ISSN 0095-0696.

[25] SCHMALENSEE, R., STOKER, T.M., JUDSON, R.A. World carbon dioxide emissions: 1950–2050. *Review of Economics and Statistics*. 1998, roč. 80, č. 1, s. 15–27. ISSN 0034-6535.

[26] STERN, D.I. The Rise and Fall of the Environmental Kuznets Curve. *World Development*. 2004, roč. 32, č. 8, s. 1419–1439. ISSN 0305-750X.

[27] STERN, D.I., COMMON, M.S., BARBIER, E.B. Economic growth and environmental degradation: The environmental Kuznets curve and sustainable development. *World Development*. 1996, roč. 24, č. 7, s. 1151–1160. ISSN 0305-750X.

[28] SVETOVÁ BANKA. *World Development Indicators* [online]. Washington, DC: Svetová banka, 2012-07-09 [cit. 2012-08-12]. Dostupné z: <<http://data.worldbank.org/data-catalog/world-development-indicators>>.

[29] TEPLICKÁ, K. *Nástroje environmentálnej politiky a ich prínosy v praxi*. Košice: ES F BERG TU, 2012. ISBN 978-80-553-0917-0.

[30] TORRAS, M., BOYCE, J.K. Income, inequality, and pollution: a reassessment of the environmental Kuznets Curve. *Ecological Economics*. 1998, roč. 25, č. 2, s. 147–160. ISSN 0921-8009.

[31] TURNER, K., HANLEY, N. Energy efficiency, rebound effects and the environmental Kuznets Curve. *Energy Economics*. 2011, roč. 33, č. 5, s. 709–720. ISSN 0140-9883.

[32] TUŠAN, R. *Financie životného prostredia*. Košice: Ekonomická fakulta TU Košice, 2008. ISBN 978-80-553-0108-2.

[33] WANG, P. et al. A risk-based environmental Kuznets curve for US hazardous waste sites. *Applied Economics Letters*. 1998, roč. 5, č. 12, s. 761–763. ISSN 1350-4851.

[34] WOOLDRIDGE, J.M. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. Cambridge (MA): The MIT Press, 2002. ISBN 0-262-23219-7.

[35] ZAIM, O., TASKIN, F.A. Kuznets Curve in environmental efficiency: An application on OECD countries. *Environmental & Resource Economics*. 2000, roč. 17, č. 1, s. 21–36. ISSN 0924-6460.

[36] ZEILEIS, A. Econometric Computing with H and HAC Covariance Matrix Estimators. *Journal of Statistical Software*. 2004, roč. 11, č. 10, s. 1–17. ISSN 1548-7660.

[37] ŽÚDEL, B. Environmentálna Kuznetsova krivka. *Almanach (Actual Issues in World Economics and Politics)*. 2008, roč. 3, č. 1, s. 186–203. ISSN 1337-0715.

Ing. Tomáš Želinský, PhD.

Technická univerzita v Košiciach

Ekonomická fakulta

Katedra regionálnych vied a manažmentu

tomas.zelinsky@tuke.sk

Doručeno redakcii: 2. 11. 2012

Recenzováno: 13. 12. 2012, 20. 1. 2013

Schváleno k publikovaniu: 4. 7. 2013

Abstract

ENVIRONMENTAL KUZNETS CURVE AND THE POSITION OF SLOVAKIA AND THE CZECH REPUBLIC IN THE EUROPEAN UNION**Tomáš Želinský**

The aim of this article is to analyse the position of Slovakia and the Czech Republic in the European Union from the viewpoint of the Environmental Kuznets Curve (EKC) hypothesis. Econometric models for panel data with CO₂ emissions as the dependent variable and four different types of macroeconomic aggregates are employed in the study. The EU-27 data used in the study supports the hypothesis of the EKC. As the EU countries are heterogeneous, the countries are further classified into “rich” and “poor” (according to the level of their GDP), and further analyses are performed. Considering the “rich” EU countries the EKC hypothesis holds, but if the “poor” EU countries are taken into account, the coefficient of the quadratic regressor is positive which relates to the traditional U-shaped curve, not the inverted one. Such a finding is still not in contradiction to the EKC hypothesis, as it assumes that at the low level of economic output, as the development progresses, the emissions increase. The estimated value of the EKC turning point is 19 660 USD (constant 2000 USD) which has not been reached by the “poor” EU countries yet. As for the position of Slovakia and the Czech Republic in the EU, the results are not unambiguous. The CO₂ emissions have been decreasing very slightly in both countries since 1992 (with 1.33 percent mean annual rate of decrease in Slovakia and 1.16 percent mean annual rate of decrease in the Czech Republic). The GDP per unit of energy use (constant 2005 PPP USD per kg of oil equivalent) increased from 3.15 USD to 6.33 USD in Slovakia between 1990 and 2010 (i.e. 3.54 percent mean annual growth rate). The mean annual growth rate of the Czech GDP per unit of energy use was slightly slower: 2.71 percent.

Key Words: Environmental Kuznets Curve (EKC), turning point, Slovakia, Czech Republic.

JEL Classification: Q53, Q56.