

UNIVERZA V LJUBLJANI
EKONOMSKA FAKULTETA

DIPLOMSKO DELO

**REALNA KONVERGENCA V EVROPSKI UNIJI:
PROSTORSKA EKONOMETRIČNA ANALIZA**

Ljubljana, avgust 2007

MARKO OGOREVC

IZJAVA

Študent Marko Ogorevc izjavljam, da sem avtor tega diplomskega dela, ki sem ga napisal pod mentorstvom dr. Črta Kostevca, in dovolim objavo diplomskega dela na fakultetnih spletnih straneh.

V Ljubljani, dne 16.8.2007

Podpis: _____

KAZALO

1. UVOD	1
2. TEORIJA	2
2.1. B- KONVERGENCA	2
2.1.1. <i>Solow-Swanov model</i>	2
2.1.2. σ -konvergenca	6
2.2. MODELI ENDOGENE GOSPODARSKE RASTI.....	7
2.2.1. <i>AK model</i>	8
2.2.2. <i>Model središča in obrobja (ang. centre-periphery model)</i>	10
3. REGIONALNA POLITIKA.....	12
4. PROSTORSKA EKONOMETRIČNA ANALIZA	14
4.1. PODATKI	14
4.2. KONVERGENCA, OCENJENA Z METODO NAJMANJŠIH KVADRATOV	15
4.3. PROSTORSKI PODATKI	17
4.4. PROSTORSKI ODLOG IN PROSTORSKA POVEZANOST MED OSTANKI REGRESIJE.....	20
4.4.1. <i>Prostorska avtokorelacija</i>	20
4.4.2. <i>Prostorska heterogenost</i>	21
4.5. ANALIZA PROSTORSKE ODVISNOSTI	22
4.6. PONOVDNA SPECIFIKACIJA OSNOVNEGA MODELA	24
4.7. KONVERGENČNI KLUBI	25
4.8. OBROBJE (PERIFERIJA) IN SREDIŠČE	27
5. MOŽNOSTI RAZDELITVE SLOVENIJE NA NUTS-2 REGIJE	31
6. SKLEP	34
LITERATURA	37
VIRI	39

1. Uvod

Po stoletjih vojn je državam zahodne Evrope postalo jasno, da je gospodarsko povezovanje edini način za zagotavljanje dolgoročne stabilnosti in gospodarske rasti v Evropi. Sprva je bila ustanovljena Evropska skupnost za premog in jeklo, ki je predvsem služila skupnemu upravljanju francoske in nemške premogovniške in jeklarske industrije (za zagotavljanje miru), iz katere sta kasneje nastali Evropska gospodarska skupnost in Evropska unija. Ker pa je bilo povezovanje držav zelo uspešno, so se ustanovnim članicam (Belgija, Nizozemska, Luksemburg, Francija, Italija in Zahodna Nemčija) postopoma pridruževale še ostale države (Danska, Irska, Združeno kraljestvo, Grčija, Portugalska, Španija, Avstrija, Finska, Švedska). Članice EU-15 so postajale vse bolj integrirane, razlike v ekonomski razvitosti pa so se zmanjševale.

Evropska unija je danes eden izmed najbogatejših delov sveta, a z zadnjimi širitvenimi procesi 1. maja 2004 (EU-10) ter 1. januarja 2007 (Bolgarija, Romunija) so se notranja neskladja glede dohodkov močno povečala. Zaradi izkušenj starih (EU-15) članic (predvsem koehezijskih držav) je prisoten optimizem, da lahko integracija v EU, skupni trg in evropska regionalna politika odpravijo dohodkovna neskladja. Zmanjševanje razlik ter izenačevanje gospodarskih in socialnih razmer med gospodarstvi, ki se imenuje realna konvergenca, je glavna tema diplomskega dela, ki je poleg uvoda razdeljeno na 5 delov. Slednji vsebujejo teorijo, politiko, empirijo ter njihov vpliv na oblikovanje slovenskih NUTS-2 regij.

V prvem delu bom predstavil teoretično ozadje, ki je potrebno za proučevanje realne konvergenca. Predstavljeni bodo neoklasični Solow-Swanov model, AK model ter novejši model jedra in periferije, ki izhaja iz nove ekonomske geografije. Ker vsak izmed njih poda različne zaključke o procesu zblíževanja gospodarskega razvoja, bodo služili kot možne alternative pri ugotavljanju konvergenca oziroma bodo dodatno pojasnjevali »neznane« pojave.

V drugem delu bom podal argumente za in proti skupni regionalni politiki ter njene vplive na gospodarski razvoj v regijah, ki so deležne pomoči, in predstavil tesno povezanost med realno konvergenca in regionalno politiko v luči omenjenih teorij.

Sledila bo natančna ekonometrična analiza procesa realne konvergenca. V prvi fazi bom ocenil hitrost konvergenca z eno najbolj pogosto uporabljenih metod - metodo navadnih najmanjših kvadratov in obenem ugotavljal, ali rezultati zadoščajo določenim predpostavkam, ki morajo biti izpolnjene, da so ugotovljeni rezultati nepristranski. Omenil bom težave, ki se porajajo pri delu s presečnimi podatki, in možne rešitve, ki pripomorejo k učinkovitejšem in nepristranskem ocenjevanju resnične hitrosti približevanja. Pokazal bom, da je prostor pomemben dejavnik, ki ne sme biti izpuščen iz analize, saj lahko z

analizo vplivov okolice na proučevano enoto dobimo bolj jasno sliko o dejavnikih, ki vplivajo na gospodarsko rast.

Na koncu bom predstavil možnosti oblikovanja slovenskih NUTS-2 regij. NUTS je nomenklatura teritorialnih enot, katere drugi nivo (NUTS-2) se uporablja za določanje upravičenosti do pomoči iz naslova regionalne politike. Razdelitve na NUTS-2 v Sloveniji še ni.

2. Teorija

Konvergenčna hipoteza je različno obravnavana v ekonomski teoriji. Obstajajo namreč neoklasični ekonomski model, ki pojasnjuje konvergenco, osnovni modeli endogene rasti, ki zavračajo hipotezo o konvergenci, obenem pa nam nova ekonomska geografija ponuja model, ki pojasnjuje divergenco.

2.1. β -Konvergenca

Ena izmed najbolj prepričljivih razlag oziroma pristopov proučevanja konvergence v dohodku per capita je β -konvergenca, ki so jo razvili Mankiw et al. (1992) ter Barro in Sala-i-Martin (1995).

Beta konvergenca je osnovana na neoklasičnem modelu dolgoročne rasti, Solow-Swan modelu, ki predvideva (pogojno) konvergenco k ustaljenem stanju ob predpostavki, da so parametri, ki določajo ustaljeno stanje, enaki za vse enote (regije, države). Ustaljeno stanje je stanje, v katerem vsi parametri rastejo s konstanto stopnjo. Model je bil sprva namenjen pojasnjevanju dohodkovnih razlik med narodi, vendar se je kasneje izkazal, da bolje pojasnjuje regionalne razlike znotraj države oziroma skupin držav (Arbia, 2006, str. 8).

2.1.1. Solow-Swanov model

Solow-Swanov model predpostavlja konstantno (eksogeno) stopnjo varčevanja (s) in zaprto ekonomijo (državo ali skupino držav), sestavljeno iz izoliranih regij. Gospodarstvo je definirano s parametri: stopnja varčevanja (s), deprecijacija kapitala (δ) in rast prebivalstva ($n = \dot{L}/L$; L predstavlja delovno silo). Vse regije oziroma države v ekonomiji imajo enako produkcijsko funkcijo (Cobb-Dauglas). Če definiramo obseg kapitala s K in dohodek z Y , imajo vse regije enako ustaljeno stanje in enake vrednosti parametrov $k = K/L$ in per capita dohodek $y = Y/L$.

$$y = f(k) = AK^\alpha L^{\alpha-1} \quad (1)$$

s konstantnimi donosi obsega ter tehnološko konstanto A . Druga pomembna enačba ponazarja funkcijo akumulacije (fizičnega) kapitala:

$$\dot{K} = I - \delta K \quad (2)$$

kjer I pomeni bruto investicije (ang. gross investment flow) in \dot{K} derivat K ob upoštevanju časa. Tako je v vsakem časovnem obdobju rast fizičnega kapitala enaka bruto toku investicij manj deprecijacija kapitala. Ob predpostavki, da so investicije enake varčevanju in da je varčevanje proporcionalno dohodku, dobimo:

$$I = sy = sAK^\alpha L^{1-\alpha} \quad (3)$$

$$\dot{K} = sAK^\alpha L^{1-\alpha} - \delta K \quad (4)$$

Če želimo preučevati razvoj dohodkov per capita, si zamislimo naslednjo relacijo:

$$\frac{\dot{k}}{k} = \frac{\dot{K}}{K} - \frac{\dot{L}}{L} = \frac{\dot{K}}{K} - n \quad (5)$$

$$\dot{k} = \frac{\dot{K}}{K}k - nk = \frac{\dot{K}}{L} - nk \quad (6)$$

in ob upoštevanju enačbe (3) dobimo:

$$\dot{k} = \frac{I - \delta K}{L} - nk \quad (7)$$

Ko izvedemo substitucijo enačbe (3) v (7), dobimo

$$\dot{k} = \frac{sAK^\alpha L^{1-\alpha}}{L} - \frac{\delta K}{L} - nk = sAk^\alpha - k(\delta + n) \quad (8)$$

iz česar izrazimo rast kapitala γ_k tako, da enačbo (6) delimo s k .

$$\gamma_k = \frac{\dot{k}}{k} = sAk^{\alpha-1} - (\delta + n) \quad (9)$$

Iz enačbe (1) je razvidno, da je rast dohodka (y) proporcionalna rasti kapitala (k), zato enačba (7) opisuje tudi rast dohodka per capita. Če torej predpostavljamo, da so parametri

s, n in A konstantni v času, potem enačba (7) pomeni, da bodo imele regije z nižjim začetnim razmerjem kapitala in dela (manj razvite regije) višje rasti per capita γ_k in bodo zato konvergirale k tistim z višjim razmerjem (razvite regije). V širšem smislu, z vključitvijo ideje o pogojni konvergenci, neoklasični model pomeni, da bodo regije konvergirale k lastnim ustaljenim stanjem s hitrostjo, ki je obratno sorazmerna z oddaljenostjo od ustaljenega stanja.

Osnovni model je bil nadgrajen tako, da lahko upošteva tehnološki napredek, in sicer:

$$\gamma_k = sA(\hat{k})^{\alpha-1} - (x + n + \delta) \quad (10)$$

kjer \hat{k} predstavlja transformirano verzijo razmerja med kapitalom in delom, definirano kot:

$$\hat{k} = \frac{k}{A(t)} = \frac{k}{AL(t)} \quad (11)$$

kjer A(t) predstavlja rast tehnologije po konstantni stopnji x.

Če upoštevamo log-linearni približek enačbe (8) v okolici ustaljenega stanja, dobimo (Barro, Sala-i-Martin, 1995, str. 36):

$$\gamma_{\hat{k}} = d[\ln(\hat{k})]/dt \cong -b \left[\ln \left(\frac{\hat{k}}{\hat{k}^*} \right) \right] \quad (12)$$

kjer ln predstavlja naravni logaritem, \hat{k}^* vrednost \hat{k} v ustaljenem stanju, koeficient b pa je izražen kot $b = (1 - \alpha)(x + n + \delta)$. Če se vrnemo na enačbo (2.9) in upoštevamo, da je rast k proporcionalna rasti y, dobimo:

$$\hat{y} = \frac{y}{A(t)} - \frac{Y}{LA(t)} \quad (13)$$

Ko izvedemo substitucijo izraza (11) v enačbo (8) in uporabimo Cobb-Dauglasovo funkcijo (2.1), dobimo naslednjo diferencialno enačbo (Arbia, 2006, str. 11):

$$\ln[\hat{y}(T)] = (1 - e^{-bt}) \ln(\hat{y}^*) + e^{-bt} \ln[\hat{y}(0)] \quad (14)$$

kjer \hat{y}^* predstavlja vrednost y' v ustaljenem stanju. Koeficient b v enačbi (12) izhaja iz log-linearizacije enačbe (8) okoli ustaljenega stanja, kjer determinira hitrost, s katero se \hat{k} giblje proti ustaljenemu stanju (\hat{k}^*). Enostavna Cobb-Dauglasova funkcija (1) nam razkrije,

da je hitrost konvergence (b) za dohodek per capita enak hitrosti konvergence k. Obenem pa enačba (12) prikaže, da njene vrednosti niso odvisne od tehnologije A(t).

Ena glavnih pomanjkljivosti modela (12) je, da predpostavlja konstantno stopnjo varčevanja (s). Nekateri avtorji so zato poizkusili razširiti omenjeni model tako, da so upoštevali, da je stopnja varčevanja odvisna od kapitala per capita, vendar jih je to pripeljalo do enakega zaključka oziroma enačbe (12) (Barro, Sala-I-Martin, 1995, str. 87). Če torej upoštevamo celotno obdobje od časa 0 do T, dobimo povprečno stopnjo rasti dohodka per capita:

$$\frac{1}{T} \ln \left[\frac{y(T)}{\hat{y}(0)} \right] = x + \frac{(1 - e^{-bt})}{T} \ln \left(\frac{\hat{y}^*}{\hat{y}(0)} \right), \quad (15)$$

ki jo zaradi lažjega ocenjevanja funkcije priredimo v:

$$\ln \left[\frac{y_t}{y_0} \right] = \alpha' - \beta \ln[y_t], \quad (16)$$

kjer $t = 1, 2, 3, \dots, T$ in $\alpha' = x + (1 - e^{-bT})(\ln(\hat{y}^*) + x_t)$ pa je predpostavljena kot konstantna v vseh regijah. Koeficient β je povezan s hitrostjo konvergence (b) na način:

$$\beta = -(1 - e^{-bt}) \Rightarrow b = -\frac{\ln(1 - \beta)}{t}. \quad (17)$$

Če imamo opravka z le dvema opazovanjema na začetku in na koncu opazovalnega obdobja, potem iz enačbe (16) sledi, da je povprečna stopnja rasti v danem časovnem intervalu T enaka:

$$\frac{1}{T} \ln \left[\frac{y_T}{y_0} \right] = \alpha' - \beta \ln[y_0], \quad (18)$$

kjer je $\alpha' = x + \frac{(1 - e^{-bT})}{T} \ln(\hat{y}^*)$ in $\beta = -\frac{(1 - e^{-bT})}{T}$.

Da pa lahko upoštevamo tudi naključne nepričakovane spremembe v produkcijski funkciji in preferencah in da jih ocenimo s presečnimi podatki, so predlagali sledeči statistični model:

$$\frac{1}{T} \ln \left[\frac{y_{T,i}}{y_{0,i}} \right] = \mu_{0,T,i} + \varepsilon_i, \quad (19)$$

kjer $\mu_{0,T,I}$ predstavlja sistematično komponento modela, dano z:

$$\mu_{0,T,i} = \alpha' - \frac{(1 - e^{-bT})}{T} \ln y_{0,i}, \quad (20)$$

kjer je b hitrost konvergence in ε_i nesistematična komponenta modela. Iz enačb (19) in (20) tako na koncu dobimo:

$$\frac{1}{T} \ln \left[\frac{y_{T,i}}{y_{0,i}} \right] = \alpha' - \frac{(1 - e^{-bT})}{T} \ln y_{0,i} + \varepsilon_i. \quad (21)$$

Ker želimo model oceniti z metodo najmanjših kvadratov, ga ustrezno preuredimo, tako da je $\beta = -(1 - e^{-bT})$ ter $\alpha = T\alpha'$ in enačba (17) postane (Barro, Sala-I-Martin, 1995, str. 90):

$$\ln \left[\frac{y_{T,i}}{y_{0,i}} \right] = \alpha - \beta \ln y_{0,i} + \varepsilon_i. \quad (22)$$

Iz enačbe (22) je razvidno, da bodo regije z nižjim začetnim stanjem ($\ln y_{0,i}$) rasle hitreje od tistih z višjim začetnim stanjem pod pogojem, da so parametri, ki določajo ustaljeno stanje (rast prebivalstva, obrestna mera in raven tehnologije) konstantni v času. Regije se tako približujejo ustaljenemu stanju s hitrostjo (17), ki je inverzno povezana z oddaljenostjo od ustaljenega stanja. Poleg hitrosti konvergence »b« obstaja še drugi pomemben parameter za ocenjevanje konvergence, ki se imenuje polčas (ang. half-life time). Polčas je definiran kot čas, v katerem regije prepolovijo razlike v gospodarski razvitosti, oziroma kot čas, ki je potreben, da regije pridejo od začetnega stanja ($\ln y_{0,i}$) do polovice poti do ustaljenega stanja. Vrednost polčasa mora zato zadostiti pogoju $e^{-bt} = 0,5$, kjer čas izrazimo kot:

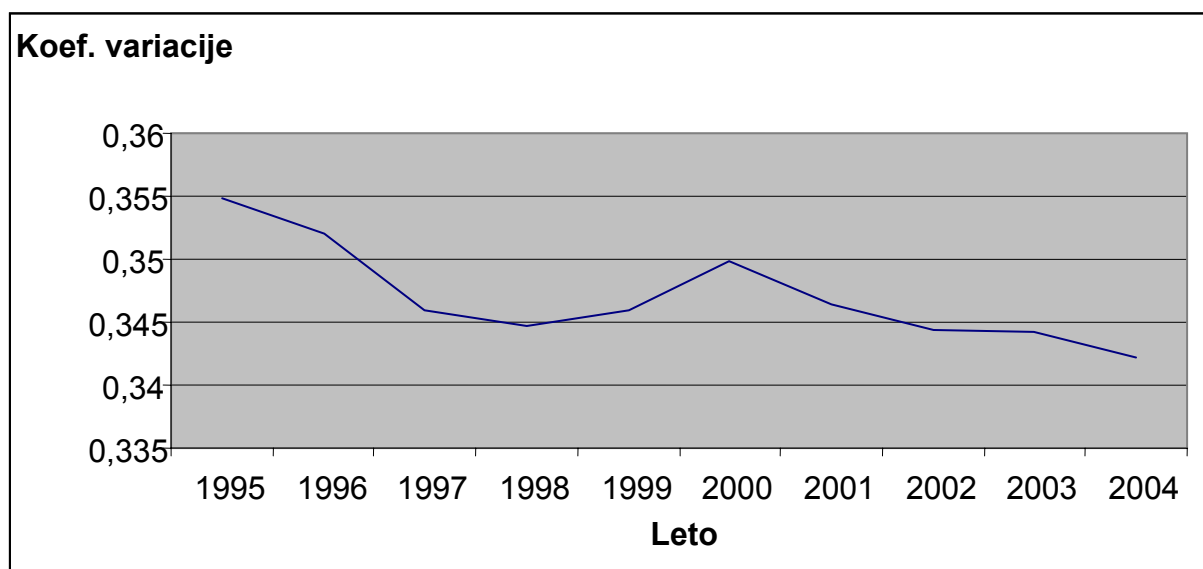
$$T_{\text{polčas}} = \ln(2)/b = 0,69b^{-1}. \quad (23)$$

2.1.2. σ -konvergenca

Druga možna razlaga oziroma pristop k analizi dohodkovnih razlik med regijami je tako imenovana sigma konvergenca. Pristop, ki ga je razvil Sala-I-Martin (1996), se navadno meri s koeficientom variacije (razmerje med standardnim odklonom in povprečjem) in prikazuje zmanjševanje dohodkovnih razlik v času. Beta konvergenca je potreben pogoj za zagotavljanje sigma konvergence, ki jo za prikaz zmanjševanja dohodkovnih razlik med regijami uporablja Evropska komisija. Zmanjševanje dohodkovnih razlik v obdobju 1995-2004 za EU-25 je prikazano na sliki 1 (glej na str. 6).

Iz slike 1 je razvidno, da so se razlike v gospodarski razvitosti (merjene z BDPpc) znotraj Evropske unije v obdobju 1995–2004 postopoma zmanjševale. Povečanje razlik je zaslediti le v letih 1999 in 2000, kar je posledica divergence znotraj perifernih držav članic EU (EU-10 in kohezijske države) in nepravilnega ponderiranja (razmerje med številom središčnih regij in perifernih regij je približno 2, medtem ko znaša BDP periferije približno 10% EU-25). Kljub temu se je koeficient variacije v celotnem obdobju zmanjšal z 0,355 na 0,342, kar znaša dobro odstotno točko. Zmanjševanje razlik je tako potrjeno s sigma konvergenco, kar pomeni, da mora hkrati obstajati tudi beta konvergenca, saj je le-ta potreben pogoj.

Slika 1: Sigma konvergenca



Vir: REGIO podatkovna baza, Lastni izračuni (Excel), 2007.

2.2. Modeli endogene gospodarske rasti

Glavna pomanjkljivost neoklasičnega modela dolgoročne gospodarske rasti je pojasnjevanje dolgoročne gospodarske rasti per capita z eksogeno določenim tehnološkim napredkom (Gramc, 2006, str. 79). Prav tako je problematičen model z vključenim tehnološkim napredkom. Težava tiči v predpostavkah neoklasičnega modela, saj model ne predvideva namernih investicij, če je tehnologija dostopna vsem proizvajalcem (Jenko, 2006, str. 29). Podjetja bi investirala v tehnološki razvoj, le če bi imela od tega koristi, zaradi česar bi morala biti tehnologija vsaj deloma izključujoča. Tako mora namesto popolne konkurence, kot velja v neoklasičnem modelu, obstajati nepopolna konkurenca (npr. monopolistična konkurenca). To pomanjkljivost je med prvimi skušal odpraviti P. M. Romer (1986), zaradi česar ga štejemo za enega od začetnikov teorije endogene rasti, s katero je dokazal, da tudi v primeru naraščajočih donosov obsega obstaja ravnotežje v

konkurenčnih razmerah, ki pa sicer ni Pareto optimalno. Zavrnitev predpostavke padajočih donosov kapitala per capita tako pomeni, da konvergenca ne bo dolgoročni rezultat.

2.2.1. AK model

Osnovni model, ki se imenuje AK model, temelji na predpostavki konstantne in eksogeno določene stopnje varčevanja (s), nespremenljivi ravni tehnologije (A) ter konstantnih donosov kapitala. Zavrnitev predpostavke padajočih donosov kapitala je osnovana na širšem pogledu na kapital. Poleg fizičnega kapitala, ki je uporabljen v neoklasičnem modelu, je v AK modelu vključen tudi človeški kapital. Zamislimo si enostavni AK model rasti, v katerem imamo reprezentativno gospodinjstvo, ki se odloča med zasebno potrošnjo (c) in investicijami per capita (x) v vsakem obdobju, tako da maksimizirajo življenjsko koristnost U (McGrattan, 1998):

$$Max_{(c_t, x_t)} = \sum_{t=0} \beta^t U(c_t), \quad (24)$$

kjer β zavzema vrednosti med 0 in 1, t je indeks časa. Optimizacija problema (24) ima tri omejitve, in sicer:

$$c_t + x_t = Ak_t \quad (25)$$

$$k_{t+1} = (1 - \delta)k_t + x_t \quad (26)$$

$$c_t, x_t \geq 0, \quad (27)$$

kjer k_t predstavlja zalogo kapitala v času t , A je raven tehnologije in δ deprecijacija kapitala. Per capita dohodek je tako določen kot:

$$y_t = Ak_t. \quad (28)$$

Če se torej raven tehnologije (A) ne spreminja v času, potem ta enostavna verzija implicira, da je stopnja rasti dohodka enaka stopnji rasti kapitala. Če delimo obe strani enačbe (26) s sedanjo zalogo kapitala (k_t) in upoštevamo enačbo (28), dobimo:

$$\gamma_t = 1 - \delta + x_t/k_t \quad (29)$$

$$\gamma_t = 1 - \delta + Ax_t/y_t, \quad (30)$$

kjer γ_t predstavlja rast kapitala in dohodka v času t . Enačba (30) ilustrira tesno povezavo med stopnjo investicij in rastjo dohodka. Povečanje razmerja investicij in dohodka (x_t/y_t) bo povzročilo rast dohodka.

Kot sem že omenil, je v AK modelu v pojmu kapital zajet tako fizični kot človeški kapital. Če označimo fizični kapital s k in človeškega s h , kjer x_k in x_h predstavljata investicije v omenjeni vrsti kapitala, je maksimizacija koristnosti (24) podrejena sledečim omejitvam:

$$c_t + x_{kt} + x_{ht} = Ak_t^\alpha h_t^{\alpha-1} \quad (31)$$

$$k_{t+1} = (1 - \delta)k_t + x_{kt} \quad (32)$$

$$h_{t+1} = (1 - \delta)h_t + x_{ht} \quad (33)$$

$$c_t, x_{kt}, x_{ht} \geq 0, \quad (34)$$

kjer α predstavlja delež fizičnega kapitala v produkciji. Če predpostavljamo, da obe vrsti kapitala depreciirata po enaki stopnji δ , je dohodek določen kot:

$$y = Ak^\alpha h^{\alpha-1}. \quad (35)$$

V modelu (35) se gospodinjstva odločajo o investicijah tako, da dosežejo konstantno razmerje med človeškim in fizičnim kapitalom:

$$h/k = (1 - \alpha)/\alpha, \quad (36)$$

zaradi česar enačbo (35) zapišemo kot linearno funkcijo k :

$$Ak^\alpha h^{\alpha-1} = A((1 - \alpha)/\alpha)^{1-\alpha} k. \quad (37)$$

In stopnja rasti fizičnega kapitala je ponovno enaka stopnji rasti dohodka. Tudi če razmerje h/k na začetku ni enako $(1 - \alpha)/\alpha$, se hitro prilagodi na (36), če neenakosti (34) niso obvezujoče. Ko enačbo (32) delimo s k_t in upoštevamo razmerje (36), dobimo:

$$\gamma_t = 1 - \delta + x_t/k = 1 - \delta + A((1 - \alpha)/\alpha)^{1-\alpha} x_t/y \quad (38)$$

in ponovno opazimo tesno povezavo med rastjo dohodka in stopnjo investiranja v fizični kapital. Glavno sporočilo AK modela je, da so investicije glavno gonilo rasti in da gospodarstva rastejo po enaki stopnji per capita ne glede na začetno stanje dohodka (y_0). Model tako predvideva, da bo hitrost konvergence, dana z $b = (1 - \alpha)(x + n + \delta)$, enaka 0, ker je delež na enoto kapitala $\alpha = 1$. »Ta rezultat je ena bistvenih pomanjkljivosti modela, saj je pogojna konvergenca dejstvo, ki jo potrjujejo empirične analize« (Jenko, 2005, str. 31).

V zadnjih letih so z razvojem novih orodij (programov za matematično računanje in modeliranje) dokazali, da sta z vključevanjem ekonomij obsega in aglomeracije v produkcijsko funkcijo obe teoriji zmožni razlagati tako konvergenco kot divergenco, kar nakazuje, da ne obstaja nikakršna podlaga za razlikovanje teorij na teorije konvergence in divergence, optimistične in pesimistične teorije (Capello, 2007, str. 10).

2.2.2. Model središča in obrobja (ang. centre-periphery model)

Osnovni model nove ekonomske geografije (NEG), ki se imenuje model središča in obrobja, poizkuša razložiti, zakaj se ekonomska aktivnost zgošča. Temelji na nekoliko nerealnih predpostavkah, vendar dobro pojasnjuje interakcije med naraščajočimi donosi na nivoju podjetja, transportnimi stroški ter mobilnostjo produkcijskih faktorjev (Krugman et al., 1999, str. 61).

Predpostavke modela so sledeče (Krugman et al., 1999, str. 61-62; Capello, 2007, str. 229):

- Obstajata dve regiji in dva sektorja: kmetijski in industrijski (ang. manufacturing). Dobrine v kmetijskem sektorju so proizvedene s konstantnimi donosi (popolna konkurenca), v industrijskem pa z naraščajočimi donosi (monopolistična konkurenca).
- Podjetja v industrijskem sektorju proizvajajo dobrine različne kakovosti.
- Potrošnikova koristnost je odvisna tako od količine kot tudi od kvalitete.
- Transportni stroški obstajajo v primeru, da se dobrina proizvede v eni regiji in prodaja v drugi. Transportni stroški imajo obliko »ledene gore«.
- Transportni stroški obstajajo le v industrijskem sektorju, v kmetijskem jih ni.
- Delovna sila kmetijskega sektorja ne more migrirati, medtem ko se v industrijskem sektorju lahko giblje iz ene regije v drugo.
- Delovna sila kmetijskega in industrijskega sektorja je enakomerno porazdeljena med regijama (za industrijski sektor to velja le na začetku).

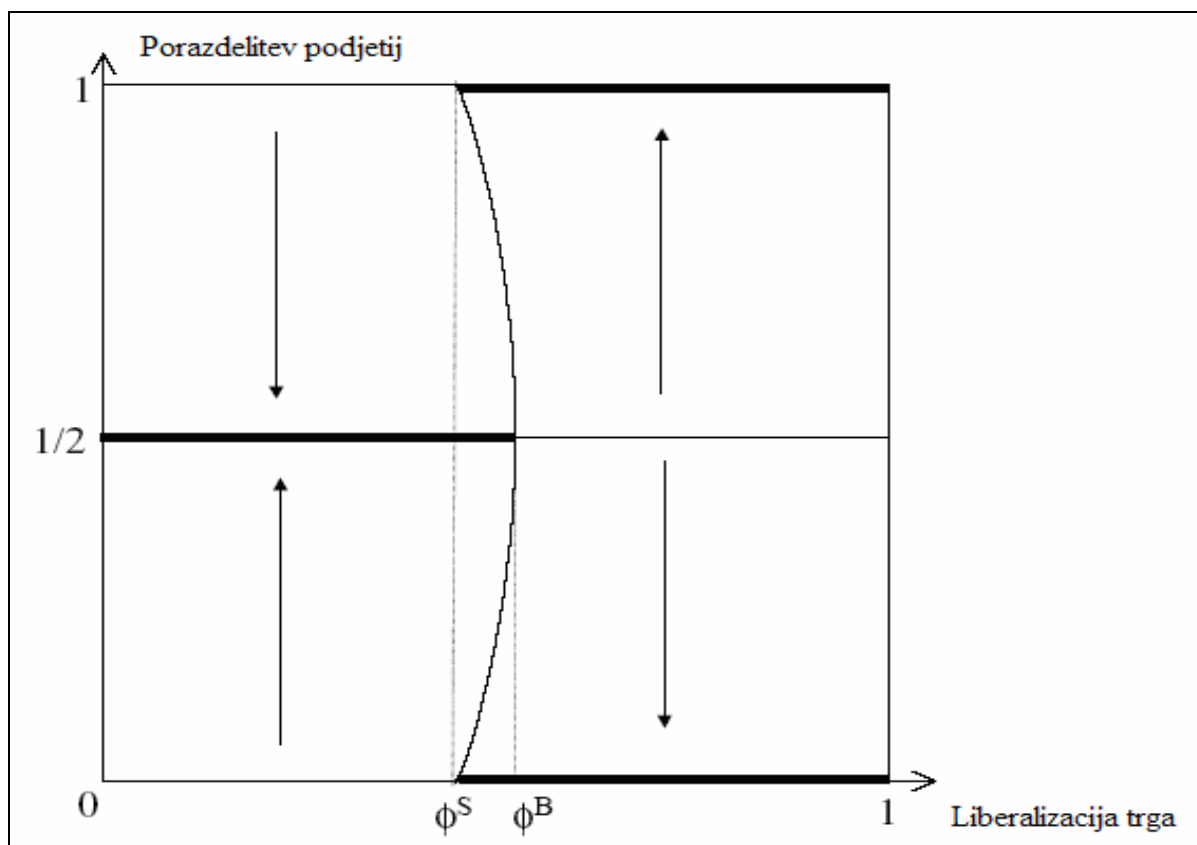
Če torej predpostavljamo enakomerno porazdelitev ekonomske aktivnosti (podjetij) na začetku časovnega obdobja, bo odločitev podjetja, ki je eksogeno vključeno v model, spremenila začetno ravnotežje in sprožila sledeča učinka: učinek konkurence in učinek povpraševanja.

Učinek konkurence pomeni, da vstop novega (industrijskega) podjetja zmanjša tržni delež ostalih podjetij, zniža cene dobrin in s tem profite na lokalnem trgu. Drugi učinek vstopa novega podjetja se kaže v povečanem povpraševanju po delovni sili, ki povzroči, da se razlike v plačah povečajo v prid rastočega lokalnega sektorja, kar privlači nove delavce in s tem nove rezidente v regijo, kjer se je povečal trg. Rast trga pa pozitivno vpliva na donose v tem sektorju in naredi regijo še privlačnejšo (Capello, 2007, str. 230).

Opisana učinka imata nasprotno učinke na rentabilnost novih regij. V primeru, da bo skupni učinek pozitivno vplival na profite, je aglomeracija industrijskega sektorja edino dolgoročno ravnotežje. Kateri učinek bo prevladal, zavisi od določenih parametrov. Na učinek konkurence vplivata elastičnost substitucije med dobrinami, proizvedenimi v industrijskem sektorju, in transportni stroški, na učinek povpraševanja pa naraščajoči

donosi ter delež dohodka, porabljenega za nakup industrijskih dobrin (Capello, 2007, str. 232). Do aglomeracije torej pride, ko je substitucija dobrin v industrijskem sektorju težka, transportni stroški nizki, naraščajoči donosi močni ter delež dohodka, namenjen dobrinam kmetijskega sektorja, majhen.

Slika 2: Vpliv liberalizacije trga na porazdelitev in koncentracijo gospodarskih subjektov



Vir: Ottaviano, 2002, str. 5.

Prav tako tudi liberalizacija trga vpliva na lokacijo podjetij (aglomeracijo) v zgoraj omenjenem modelu na enak način kot zniževanje transportnih stroškov. Odnos med liberalizacijo trga (Φ) in porazdelitvijo gospodarskih subjektov je podan na sliki 2. Ordinarna os (porazdelitev podjetij) prikazuje koncentracijo gospodarskih subjektov v dveh regijah (regija 0 in regija 1), pojasnjevalna spremenljivka je liberalizacija trga. Polne črte prikazujejo možne dolgoročne konfiguracije. Za nizko stopnjo liberalizacije trga ($\Phi < \Phi^S$) je razpršenost (polovica gospodarskih subjektov v regiji 0 in druga polovica v regiji 1) edini možni dolgoročni rezultat. Pri vmesnih stopnjah ($\Phi^S < \Phi < \Phi^B$) se na dolgi rok lahko pojavita tako razpršenost ekonomske aktivnosti kot tudi aglomeracija. Zgoščenost v le eni regiji (aglomeracija), ki se pojavi v katerikoli regiji, je edini možni dolgoročni rezultat, ko je stopnja liberalizacije trga večja od Φ^B ($\Phi > \Phi^B$). Tako lahko model pojasnjuje divergenco med regijami.

3. Regionalna politika

Evropska regionalna politika je že od nekdaj kontroverzna. Tisti, ki ne zaupajo v strokovnost politikov, se bojijo, da regionalna politika kaznuje uspešna podjetja v razvitih regijah, da lahko financira nestabilna podjetja v manj razvitih regijah. Menijo namreč, da so razlike v ekonomski razvitosti neizbežen pojav na enotnem trgu, vendar jih migracije delovne sile, investicije in rastoča trgovina samodejno zmanjšajo. Vendar drugi ne verjamejo v »nevidno roko« in se pri tem opirajo na sledeče argumente v prid skupni regionalni politiki.

Zaradi enotnega trga in monetarne unije postajajo države članice EU vse bolj povezane, odvisne druga od druge. Tako je tudi gospodarski razvoj vedno bolj odvisen od sosednjih držav, zaradi česar je v lastnem ekonomskem interesu države, da regije v ostalih članicah EU nimajo visoke brezposelnosti in nizkih dohodkov. Drugi argument v prid regionalni politiki je finančno ciljanje. Manj razvite oziroma revne regije niso enakomerno porazdeljene po državah članicah, temveč so skoncentrirane po t.i. periferiji (Portugalska, jug Italije, Grčija, Vzhodna Evropa). Če bi regionalna politika obstajala le na nacionalnem nivoju, bi to za revnejše države pomenilo hudo finančno breme ali povedano drugače, revnejše države so nemočne pri odpravljanju regionalnih razlik (Martin, 1998, str. 77). Tretji argument se navezuje na učinke integracije, ki niso enakomerno porazdeljeni med članice oziroma regije. Posledice integracije brez skupne regionalne politike bi tako privedle do divergence (El-Agraa, 2004, str. 404).

V InfoRegio informacijskem biltenu za leto 2006 je zapisano, da "bodo SRR, ESS in kohezijski sklad prispevali k trem ciljem: konvergenca (ESRR; ESS in kohezijski sklad), regionalna konkurenčnost in zaposlovanje (ESRR; ESS) ter evropsko teritorialno sodelovanje (ESRR)." Prvemu cilju (konvergenca) je namenjeno €251.162 mio od skupno €308.041 mio, kar znaša približno 79% proračuna regionalne politike. Torej je nedvoumno, da je eden izmed ciljev regionalne politike (realna) konvergenca.

Raziskovanje regionalnih dohodkovnih razlik v EU je široko preučeno v literaturi z uporabo neoklasičnega modela. Rezultati empiričnih raziskav so potrdili konvergenco med državami (Barro, Sala-I-Martin, 1991) kot tudi divergenco znotraj držav (Esteban, 1994). Namesto, da bi revne regije dohitevale bolj razvite, je evropska integracija najbolj koristila najbogatejšim regijam v revnejših državah (Dall'erba in Gallo, 2003).

Da bi se te razlike zmanjševale, Evropska unija uporablja strukturne sklade kot najbolj pomemben instrument Evropske regionalne politike. Eden glavnih argumentov v prid javni intervenciji (regionalni politiki) so eksternalije, ki povzročajo negativne učinke na trgu. Te eksternalije se pojavijo, kadar je tehnološki napredek prostorsko lokaliziran. Če inovativni sektor uporablja vložek (ang. input) industrijskega sektorja, mu prostorska koncentracija omogoča nižje transportne stroške in s tem nižje stroške inoviranja. Druga

vrsta eksternalij izhaja iz dejstva, da podjetja pri odločitvah o lokaciji podjetja ne upoštevajo vplivov na dobrobit agentov, ki ne morejo migrirati. Agenti, ki ostanejo v regiji, iz katere se selijo podjetja, izgubijo tako kot delavci kot potrošniki. Z manjšanjem števila podjetij v regiji se manjša raznolikost ponudbe storitev in dobrin za potrošnike v regiji, obenem so zaradi transportnih stroškov dražje tudi dobrine in storitve, ki jih sedaj proizvajajo v drugi regiji. Zaradi selitve podjetij se oteži proces zaposlovanja, kar podaljša in/ali poveča brezposelnost. Obenem tudi izobraženi delavci (delavci s človeškim kapitalom, ki ponavadi lahko migrirajo) zapustijo regijo, išoč boljše zaposlitev (Martin, 2000, str. 3-4). Podoben vpliv na regije ima prost pretok delovne sile. Agenti se selijo v aglomeracije zaradi boljšega življenja, ki je pogojeno z večjo ponudbo dobrin in storitev, zaradi česar se manjša proizvodnja v revnejši regiji, kar povzroči padec življenjskega standarda vseh agentov v revni regiji. Ne nazadnje je prostor tisti, ki povzroča negativne učinke na trgu z nepopolno konkurenco. Razlog za to je razdalja med producenti, ki imajo relativno tržno moč nad potrošniki, ki so locirani v bližini.

Ko skuša regionalna politika omiliti negativne učinke na trgu z implementacijo strukturnih skladov, s tem povzroča močne prostorske eksternalije, saj v glavnem financira javno infrastrukturo (Dall'erba, Gallo, 2003, str. 3). Če npr. financirajo transportno infrastrukturo, ki vpliva na zniževanje transportnih stroškov, se učinki kažejo v odločitvah glede lokacije industrije. Posledično strukturni skladi ne prispevajo sistematično k dolgoročni rasti v regiji, kjer so implementirani (Vickerman et al., 1999; Dall'erba, 2003). Zato imajo dejavniki, ki vplivajo na realokacijo / aglomeracijo (produktivnost, transportna infrastruktura, tehnološke eksternalije, mobilnost produkcijskih faktorjev) izrazito geografsko komponento.

Neoklasični model rasti vključuje strukturne sklade kot povečano stopnjo fizičnega kapitala, ki povzroči višje ustaljeno stanje. Zaradi padajoče mejne produktivnosti kapitala stopnja investicij pada, ko se približuje ustaljenemu stanju, kjer je enaka depreciaciji kapitala. Zato višja stopnja investicij v revnih regijah lahko pospeši konvergenco, vendar na dolgi rok ne poviša ustaljenega stanja. Nasprotno teorija endogene rasti pripisuje javnim politikam pomembno vlogo pri določanju rasti na dolgi rok. Aschauer (1989) in Barro (1990) napovesta, da v kolikor javna infrastruktura vstopa v produkcijsko funkcijo kot input, potem politike, ki financirajo novo infrastrukturo, povišajo mejni produkt privatnega kapitala in tako povečajo akumulacijo kapitala in gospodarsko rast.

Kadar pa so takšne investicije (npr. kohezijski sklad) namenjene financiranju transportne infrastrukture, katerih posledice se kažejo v zmanjšanih transportnih stroških, lahko vplivajo na lokacijo industrije (ang. process of industrial location). Ekonomsko-geografska literatura prikazuje, da takšne investicije sistematično ne prispevajo k dolgoročni rasti v regiji, kjer so implementirane (Martin, 2000, str. 12). To je pomembno sporočilo ob dejstvu, da se 30% sredstev iz strukturnih skladov in 60% iz kohezijskega sklada nameni prav novi transportni infrastrukturi.

Empirična raziskava Vickeraman et al. (1999) je pokazala, da so nove prometne infrastrukture v glavnem postavljene med središčnimi regijami (ang. core regions), ker je povpraševanje v tem sektorju največje. Puga in Venables (1997) sta pokazala, da takšna mreža promovira aglomeracije, saj so transportni stroški manjši tako med središčno in periferno regijo kot tudi med središčnimi regijami, večji pa ostanejo med perifernimi regijami. Čeprav to področje še ni najbolj raziskano (Dall'erba, Gallo, 2003, str. 8), kljub temu velja prepričanje, da medregionalne povezave bolj koristijo središčnim regijam kot perifernim.

Za Martina (2000) je vpliv prometne infrastrukture na regionalni razvoj takšen kot odločitev (ang. trade-off) med enakostjo in učinkovitostjo. Medregionalne prometne povezave v periferiji ne vplivajo na gospodarsko rast, po drugi strani pa promoviranje rasti z medregionalnimi povezavami vodi v industrijsko realokacijo, ki najbolj koristi središčnim regijam. Zato transportna infrastruktura ni vedno učinkovit instrument za zmanjševanje gospodarskih razlik med regijami.

4. Prostorska ekonometrična analiza

Četrto poglavje je namenjeno temeljiti ekonometrični analizi. Najprej bom predstavil zbirko podatkov, ki sem jo uporabil za ocenjevanje regresijskih koeficientov oziroma hitrosti konvergiranj regij, nato pa z metodo OLS ocenil absolutno konvergenco. Preverjal bom, ali rezultati modela zadostijo predpostavkam, na katerih je metoda osnovana. Prikazal bom, da metoda OLS ne zagotovi neodvisnosti ostankov od pojasnjevalnih spremenljivk. Odvisnost (korelacija) med pojasnjevalnimi spremenljivkami kot tudi med ostanki regresije bom prikazal z vpeljavo nove spremenljivke – prostora.

Sledila bo t.i. prostorska ekonometrična analiza, kjer bom predstavil dva osnovna modela, ki se uporabljata za ugotavljanje in pojasnjevanje prostorske avtokorelacije in prostorske heterogenosti.

4.1. Podatki

Podatki uporabljeni v analizi izhajajo iz Eurostatovih podatkovnih baz REGIO in GISCO. Pojasnjevalna spremenljivka je naravni logaritem vrednosti bruto domačega proizvoda na prebivalca, popravljenega za pariteto kupne moči iz leta 1995. Odvisna spremenljivka je rast bruto domačega proizvoda med leti 1995 in 2004 oziroma naravni logaritem razmerja BDP iz let 2004 in 1995. Čeprav je konvergenca dolgoročni proces, analiza v daljšem časovnem obdobju ne bi ustrezala namenu te raziskave iz dveh razlogov. Prvi je ta, da ne obstajajo verodostojni podatki o BDP-ju za nove članice EU-25 pred letom 1995, drugi

razlog pa je prehod iz centralno-planskega na tržni sistem. To pomeni, da bi bila, tudi če bi bili podatki dostopni, njihova interpretacija in primerljivost netočna.

Podatki, uporabljeni v analizi, obsegajo 1193 od skupno 1233 NUTS-3 regij vseh držav EU-25 razen Cipra, Malte in nekaterih regij Portugalske in Francije, ki so izpuščene zaradi oddaljenosti oziroma manjkajočih podatkov.

NUTS je kratica za nomenklaturu teritorialnih enot, namenjenih statistiki. Osnovni kriterij razvrščanja NUTS regij na tri nivoje je število prebivalcev v regiji. Tako v prvo skupino oziroma NUTS-1 spadajo tista območja, katerih povprečno število prebivalcev je med 3 in 7 milijoni, v skupino NUTS-2, ki je podskupina NUTS-1, tista s povprečno 800 tisoč do 3 milijonov prebivalcev ter v zadnjo oziroma NUTS-3 regije tista, ki štejejo manj kot 800 tisoč in več kot 150 tisoč prebivalcev v povprečju. Namen nomenklaturo NUTS je predvsem v lažjem zbiranju, razvoju in harmonizaciji statističnih kazalcev, socialno-ekonomski analizi regij ter določanju območij, ki so upravičena do pomoči iz naslova regionalne politike.

4.2. Konvergenca, ocenjena z metodo najmanjših kvadratov

Z metodo najmanjših kvadratov želim oceniti vrednost koeficienta β , katerega vrednost bo razkrila, ali je prisotna konvergenca ali divergenca. Negativna vrednost koeficienta bi potrdila obstoj absolutne konvergence in dobro pojasnjevalno moč neoklasičnega modela. Podatki se nanašajo na regije po NUTS-3 klasifikaciji v Evropski uniji 25 za obdobje med leti 1995 in 2004 in so izraženi kot BDP per capita, popravljenem za pariteto kupne moči (PPP).

$$H_0 : \beta = 0 \quad H_1 : \beta < 0$$

$$\ln \left[\frac{y_{T,i}}{y_{0,i}} \right] = \alpha' - \beta \ln y_{0,i} + \varepsilon_i$$

V modelu je odvisna spremenljivka naravni logaritem rasti bruto domačega proizvoda na prebivalca v celotnem obdobju (1995-2004), neodvisna pa začetno stanje oziroma naravni logaritem bruto domačega proizvoda na prebivalca v začetnem letu (1995). OLS koeficient neodvisne spremenljivke je negativen (-0,1327938) in statistično značilen, kar pomeni, da je prisotna absolutna β -konvergenca na celotnem ozemlju EU-25 v obdobju 1995–2004 oziroma da se regije približujejo istemu ustaljenemu stanju. Letna stopnja konvergence znaša 1,4248%, čas, ki je potreben, da regije dosežejo polovico poti do ustaljenega stanja, je ocenjen na 48,64925 let. Ključna predpostavka, na kateri temeljijo testi za preverjanje domnev, je osnovana na normalni porazdelitvi slučajne spremenljivke.

Tabela 1: Rezultati regresije OLS

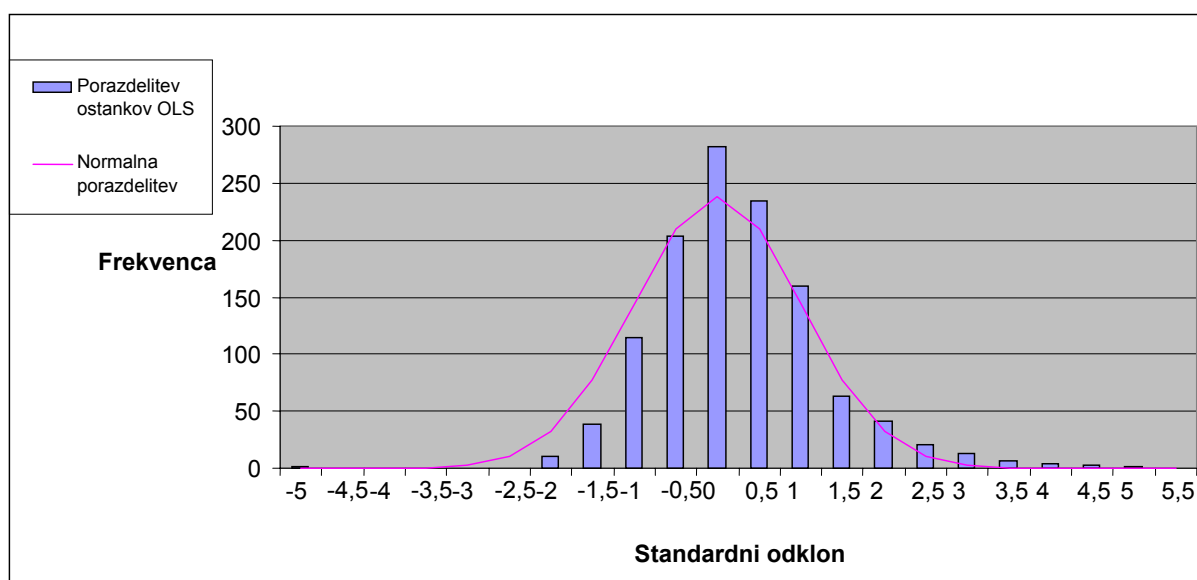
model OLS	
α	1,633***
S.D.	0,080
β	-0,133***
S.D.	0,008
R^2	0,173
AIC	-1676,840
N	1193,000
hitrost	0,014
polčas	48,648

Opombe: (***) statistična značilnosti pri stopnji tveganja 1%

Vir: REGIO podatkovna baza, Lastni izračuni, 2007.

Jarque–Berra test, s katerim preverjamo veljavnost omenjene predpostavke, nam razkrije, da ostanki niso normalno porazdeljeni. Z vrednostjo 295,93 zavrne ničelno domnevo o normalni porazdelitvi ostankov pri točni stopnji značilnosti 0,000. Porazdelitev ostankov OLS je prikazana v histogramu (Slika 3, str. 16), kjer je opaziti, da je porazdelitev asimetrična v desno.

Slika 3: Histogram porazdelitve ostankov OLS



Vir: REGIO podatkovna baza, Lastni izračuni (Excel), 2007.

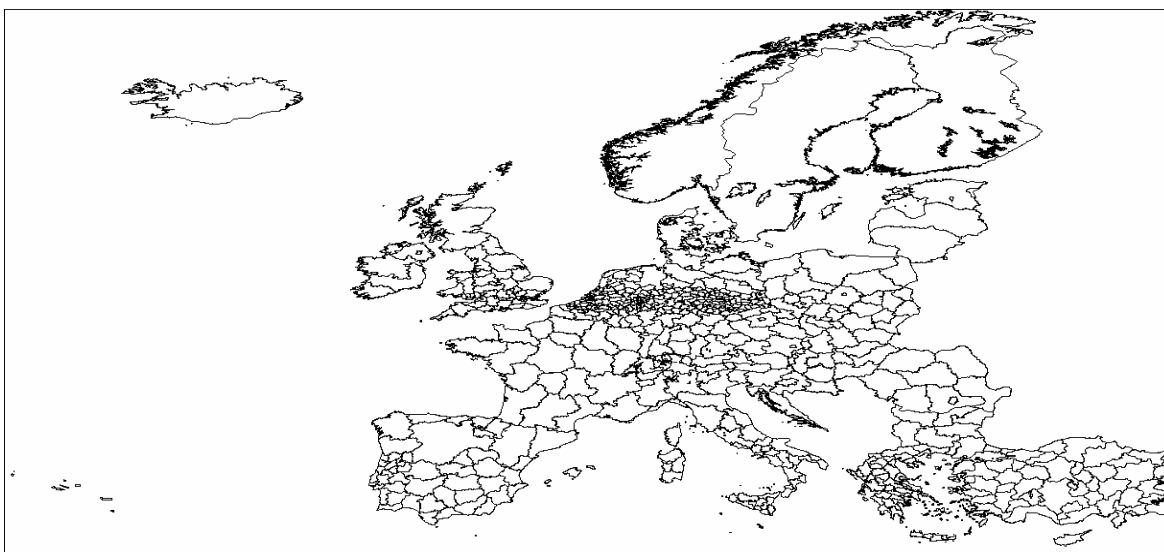
4.3. Prostorski podatki

Oba β -konvergenčna pristopa, absolutni in pogojni, sta bila zelo kritizirana tako na teoretični kot na metodološki ravni. Omenil sem že, da so β -konvergenčni testi pristranski, zaradi česar kažejo rezultate okoli 2%. To je utemeljil Quah (1996), ko je pokazal, da so β lahko pod vplivom Galtonove napake regresije proti sredini, poleg tega pa obstajajo razni metodološki problemi, kot so heterogenost, endogenost in problemi merjenja.

Prav tako mnoge empirične študije ne upoštevajo prostorske dimenzije podatkov in predpostavljajo, da so regije kot »izolirani otoki«. Zato lahko z uporabo prostorske ekonometrije modeliramo pojave, ki jih z navadno regresijo ni mogoče.

Če želimo podatke prostorsko obravnavati, jim moramo določiti spremenljivke, ki določajo njihovo lego v prostoru. Eden od načinov je, da iz podatkovne zbirke (GISCO), ki vsebuje vektorski zapis administrativnih meja (Slika 4, str. 17), izračunamo središčne točke (Slika 5, str. 18), ki služijo kot točke, določene z zemljepisno širino in višino, na katerih so zbrani podatki.

Slika 4: Vektorski zapis administrativnih meja NUTS-2



Vir: GISCO podatkovna baza, 2007.

Na podlagi geografsko določenih podatkov oblikujemo povezovalno matriko. Tobler (1970) je dejal, da je vse povezano z vsem, a bližje stvari so bolj povezane kot oddaljene. Na tem načelu tudi oblikujemo povezovalno matriko. To bi lahko storili na vsaj dva načina. Lahko bi določili okolico okoli vsake točke, tako da bi bila vsaka točka povezana z vsaj eno, ali pa bi določili število sosednjih točk. Če torej definiramo prostor S , kjer je vsaka točka (s koordinatama) s_i element prostora S , določimo razdaljo med poljubnima točkama kot:

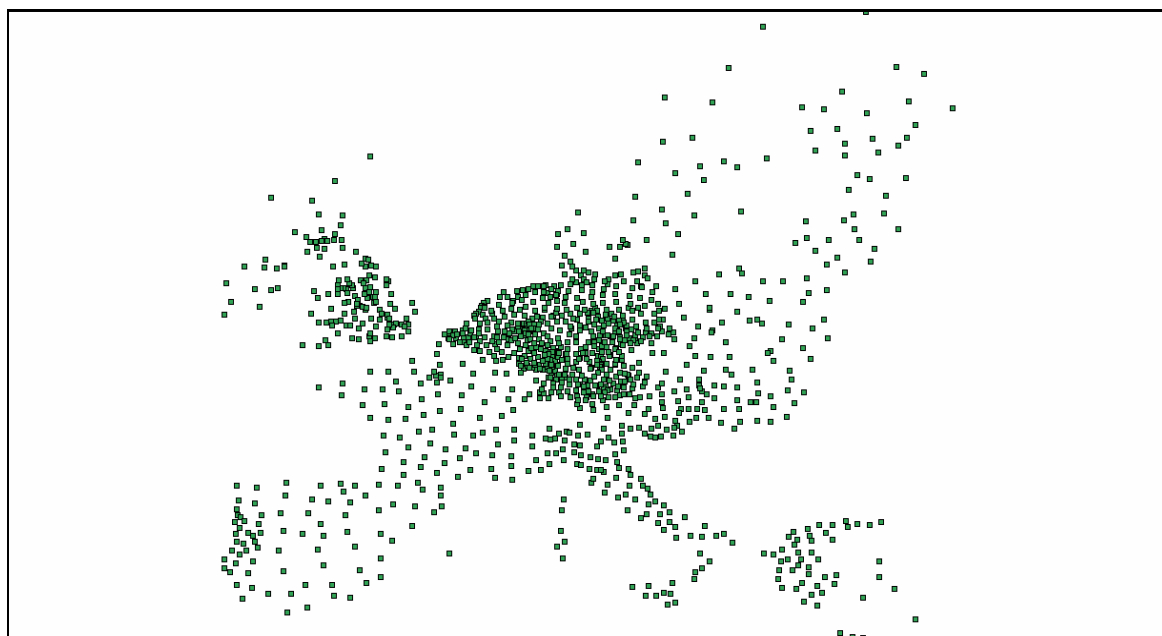
$$d_{ij} = d(s_i, s_j) = \sqrt{(s_i - s_j)^T (s_i - s_j)} \quad (39)$$

Okolico točke določimo tako, da izračunamo najdaljšo razdaljo med najbližjimi sosedi. Najbližji sosedi sta točki s_i in s_j , ki zadostita pogoju $d_{ij} = \min(d_{ij})$ za vsak i, j . Polmer okolice s_i tako postane:

$$Max(\min(d_{ij})) \quad (40)$$

Sedaj lahko oblikujemo enostavno binarno povezovalno matriko W . Ta zavzema vrednosti za elemente w_{ij} , tako da dodeli vrednost 1 vsem elementom, ki so v okolici, in 0 za vse w_{ij} , ki so zunaj okolice.

Slika 5: Prikaz središčnih točk NUTS-3 regij za EU-25



Vir: GISCO podatkovna baza, 2007.

Povezovalna matrika W je prikazana na sliki 6 (glej na str. 19), kjer vsak stolpec ponazarja število središčnih točk v okolici vsake s_{ij} , (števila nad stolpci pa prikazujejo število regij, ki imajo enako število središčnih točk v okolici).

Kot sem že omenil, sta to le dva izmed mnogih načinov za določitev povezovalne matrike. Boljši, a mnogo zahtevnejši način je, da namesto geografske razdalje upoštevamo transportne povezave in s preprosto uporabo algoritma za najkrajšo pot med vsemi točkami določimo vrednosti w_{ij} . Transportne povezave bi lahko merili po času, poti ali po transportnih stroških. Nekateri avtorji so predlagali socialne razdalje (Conley, Topa, 2002) ali širšo definicijo ekonomske razdalje (Doreian, 1980).

Namesto enostavne binarne povezovalne matrike lahko uporabimo generalizirane uteži, ki omogočajo vključitev predznanja o geografiji v model (npr. naravne ovire). Vendar se ob tem poraja dvom, da bo težko ločiti med čistimi geografskimi učinki in učinki, ki so bili vsiljeni s strani raziskovalca (Arbia, 2006, str. 38). Osnovna oblika generalizirane povezovalne matrike je:

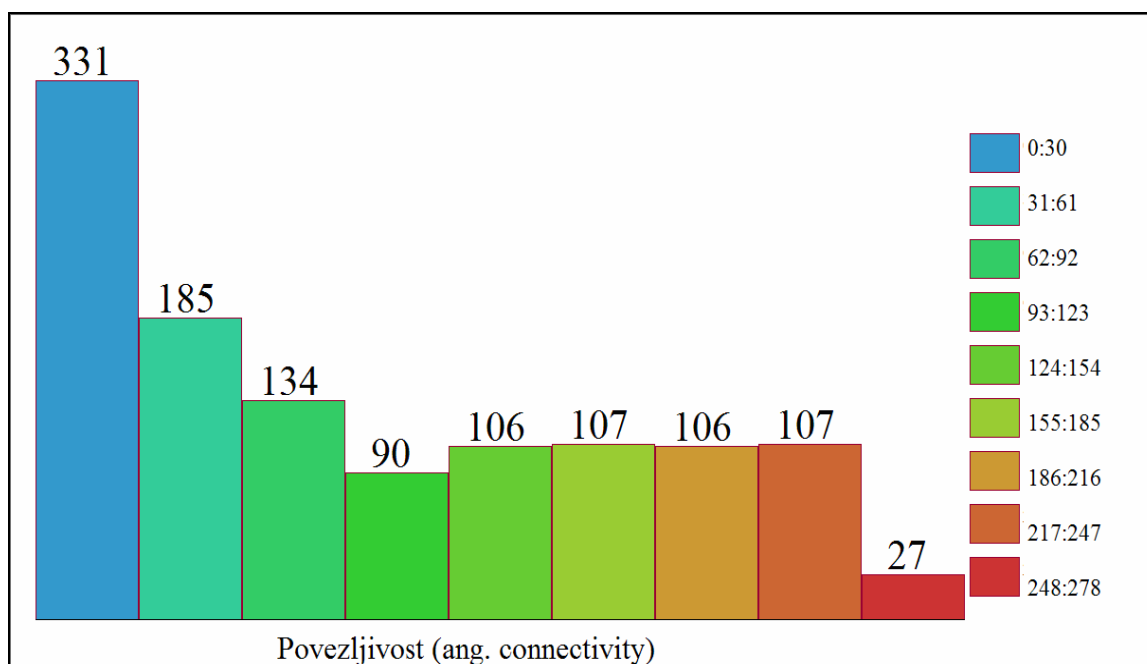
$$w_{ij} = g(d_{ij}) \quad (41)$$

kjer g predstavlja inverzno funkcijo razdalje. Če želimo modelirati pojave, ki se pojavljajo s prostorskim odlogom, je priporočljivo uporabiti standardizirano povezovalno matriko po vrsticah (ang. Row standardized connectivity matrix):

$$w_{ij}^* = \frac{w_{ij}}{\sum_j w_{ij}} = \frac{w_{ij}}{\eta_i} \quad (42)$$

kjer je $\sum_j w_{ij}^* = 1$

Slika 6: Povezovalna matrika za NUTS3 regije



Vir: GISCO podatkovna baza, REGIO podatkovna baza, Lastni izračuni (GeoDa), 2007

4.4. Prostorski odlog in prostorska povezanost med ostanki regresije

Spremenljivka s prostorskim odlogom (ang. spatial lag) je narejena podobno kot spremenljivka s časovnim odlogom pri časovnih vrstah ($L(X_t) = X_{t-1}$). Glavna razlika med prostorskim in časovnim odlogom je v smeri zamika oziroma odloga. Pri prostorskih spremenljivkah se zamik pojavlja v vse smeri, zato se za prostorski odlog uporablja povprečje vseh točk v okolici točke s_{ij} (če uporabljamo enostavno binarno povezovalno matriko). Osnovni model nadgradimo v model s prostorskim odlogom (ang. Spatial Lag Model - SAR):

$$\ln \left[\frac{y_{T,i}}{y_{0,i}} \right] = \alpha' - \beta \ln y_{0,i} + \rho \sum w_{ij} \ln \left[\frac{y_{T,i}}{y_{0,i}} \right] + u_i$$

Na enak način lahko vključimo povezanost med ostanki (prostorsko avtokorelacijo) (ang. Spatial Error Model - SER) v osnovni model, in sicer:

$$\varepsilon_i = \rho \sum w_{ij} \varepsilon_j + u_i$$

$$\ln \left[\frac{y_{T,i}}{y_{0,i}} \right] = \alpha' - \beta \ln y_{0,i} + \rho \sum w_{ij} \varepsilon_j + u_i,$$

Pojavi, ki jih lahko modeliramo s prostorsko ekonometrijo, so navadno v dveh oblikah: prostorski avtokorelaciji in prostorski heterogenosti.

4.4.1. Prostorska avtokorelacija

Prostorska avtokorelacija se nanaša na povezanost med podobnimi atributi in lokacijskimi podobnostmi (Anselin, 2001). V primeru gospodarske rasti prostorska avtokorelacija pomeni, da so bogate regije blizu druga drugi, da so zgoščene v prostoru. Enako pomeni tudi za revne regije, da so zgoščene v prostoru. Med dejavnike, ki vplivajo na povezanost med regijami, se ponavadi šteje trgovina med regijami, difuzija tehnologije in znanja ter regionalne eksternalije (ang. spillovers) (Dall'erba, Gallo, 2003, str. 10).

Integracija prostorske avtokorelacije je pomembna iz treh razlogov (Dall'erba, Gallo, 2003, str. 9):

1. glavna predpostavka MNKV (OLS) je osnovana na neodvisnosti ostankov regresije;

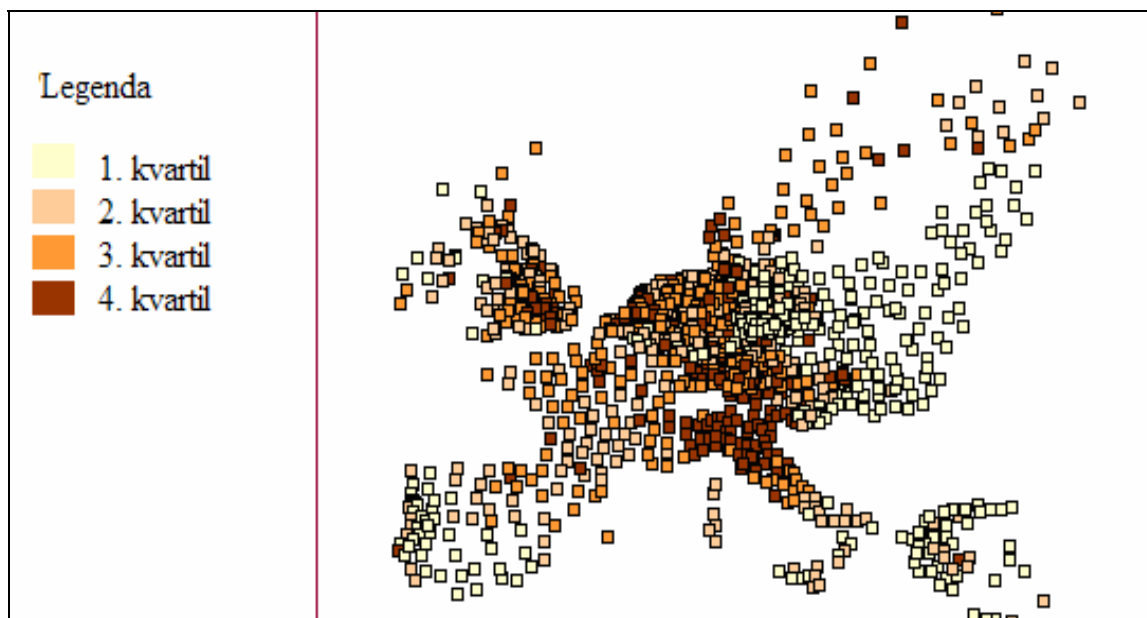
2. prostorska avtokorelacija omogoča zajemanje eksternalij (ang. spillovers) med evropskimi regijami z uporabo različnih modelov (ang. Spatial Lag, Spatial Error, Spatial cross-regressive);
3. prostorska avtokorelacija omogoča variacijo med odvisno spremenljivko, ki je posledica neopazovanih spremenljivk.

4.4.2. Prostorska heterogenost

Prostorska heterogenost pomeni, da ekonomsko obnašanje ni stabilno v prostoru – heteroskedastičnost. Tako variiranje v obnašanju sledi specifičnemu geografskemu vzorcu, kot sta vzhod – zahod, sever – jug. Prisotnost prostorske heterogenosti pogosto pomeni prisotnost konvergenčnih klubov (Durlauf, Johnson, 1995), kot jo prikazuje slika 7. Točke so obarvane glede na razvitost (naravni logaritem BDP iz leta 1995 izražen v PPP) in so razdeljene v kvartale, kjer temnejše točke prikazujejo višjo stopnjo bruto domačega proizvoda, popravljenega za pariteto kupne moči (LnBDP95 v PPP).

Konvergenčni klubi so skupina regij, katerih začetni pogoji so dovolj enaki, da sledijo istemu ustaljenemu stanju. Na sliki 7 je možno opaziti geografski vzorec tako za razviti sever in nerazviti jug kot tudi za razlike med vzhodom in zahodom, obenem pa zaznamo porazdelitev v smislu jedro – periferija.

Slika 7: Porazdelitev začetnega stanja (naravni logaritem BDP iz leta 1995 (LN95))



Vir: GISCO, REGIO, Lastni izračuni, 2007.

4.5. Analiza prostorske odvisnosti

Za testiranje prisotnosti prostorske odvisnosti se uporabljajo različni testi. Moranov I test (lokalni Moranov I - LISA) in dve različni verziji testa Lagrangovega multiplikatorja (LM testa). Moranov I test je nastal kot posledica opažanj prostorske povezanosti. Izhaja iz Durbin-Watsonovega testa, ki se uporablja za testiranje avtokorelacije pri časovnih vrstah. Moranov I test nam torej pove, v kolikšni meri so ostanki regresije OLS prostorsko povezani. Pozitivna prostorska avtokorelacija ($I > 0$) pomeni, da so ostanki urejeni v gruče oziroma skupke (ang. clusters), medtem ko negativna avtokorelacija pomeni nasprotno. Ker pa je Moranov I test globalne prostorske povezanosti, se za določanje prostorske povezanosti posamezne regije uporablja lokalni Moranov I (LISA).

$$I_i = \frac{(x_i - \bar{x})}{\frac{1}{n} \sum_{k=1}^n (x_k - \bar{x})^2} \sum_{j=1}^n w_{ij} (x_j - \bar{x}) \quad (43)$$

Ničelna domneva Moranovega I je odsotnost prostorske povezanosti, kar nakazuje, da geografska lokacija regije ni pomembna. LISA razčleni globalni vzorec prostorske povezanosti in prikaže, do katere mere je regija obdana s podobnimi ($I > 0$) ali različnimi vrednostmi ($I < 0$). Pozitivno avtokorelacijo lahko razdelimo na povezanost med visokimi vrednostmi (visok-visok) in na povezanost med nizkimi vrednostmi (nizek-nizek). Negativna prostorska povezanost pomeni, da so vrednosti sosednjih regij karakterizirane z nasprotnimi vrednostmi (visok-nizek ali nizek-visok) in ne z naključnim vzorcem. Razčlenitev je podana v štirih kategorijah (Feldkircher, 2003, str. 104-105):

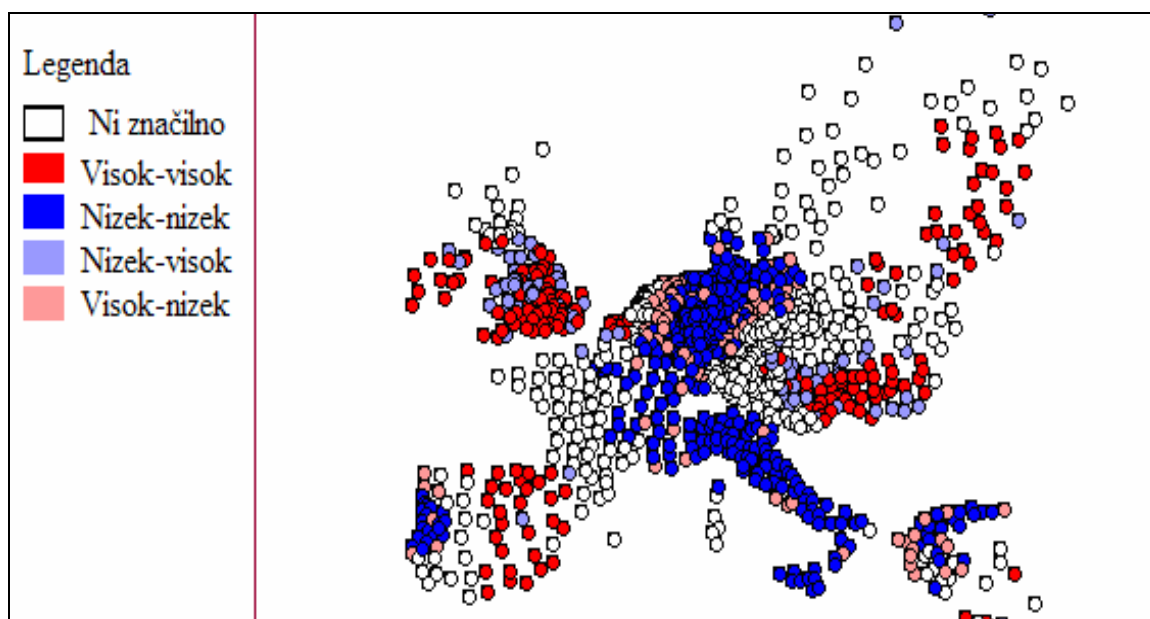
- 1) visok-visok
- 2) nizek-nizek
- 3) visok-nizek
- 4) nizek-visok

Razčlenitev Moranovega I glede na ostanke regresije OLS v štiri kategorije je prikazana na sliki 8 (glej na str. 23). Z nepobarvanimi točkami so prikazane regije, katerih prostorska povezanost ni statistično značilna pri $\alpha = 0,05$. Pogled na sliko 8 nam razkrije, da ostanki niso naključno porazdeljeni, oziroma ostanki OLS niso neodvisni od pojasnjevalnih spremenljivk.

Čeprav je Moranov I test v literaturi zelo poznan in pogosto uporabljen, ima tudi mnogo slabosti. Prva je ta, da koeficient korelacije in njegovo definicijsko območje ni med -1 in 1. Prav tako ni pravi statistični test, saj nima neničelne (alternativne) domneve (Arbia, 2006, str. 90). Vseeno pa predstavlja enega izmed najpreprostejših in najbolj uporabljenih testov v prostorski ekonometrični literaturi, saj ima brez alternativne domneve veliko prednost pri začetnem pristopu k reševanju in opisovanju problemov. Nenazadnje je Burridge (1980) tudi dokazal, da je Moranov I test asimptotično ekvivalenten testu

Lagrangovega multiplikatorja, kadar je alternativna domneva prostorske odvisnosti izražena s prostorsko avtokorelacijo (Arbia, 2006, str. 91). Ker pa je Moranov I test pokazatelj globalne prostorske povezanosti, ne poda nobenega zaključka o izvoru prostorske avtokorelacije, kar je naloga različnih testov Lagrangovega multiplikatorja (LM testov). Z LM(error) - testom preverjamo, ali so ostanki OLS prostorsko povezani, z LM(Lag) - testom pa preverjamo vpliv vrednosti sosednjih enot na vrednosti proučevanega pojava. Rezultati omenjenih testov so prikazani v tabeli 2.

Slika 8: Lokalni Moranov I (LISA) za ostanke regresije OLS



Vir: GISCO, REGIO, Lastni izračuni (GeoDa), 2007.

Vrednost Moranovega I znaša 33,604, kar kaže na prisotnost prostorske povezanosti ostankov pri stopnji značilnosti $p = 0,000$. Oba LM testa prikazeta visoke vrednosti (759,63 za SAR in 1061,14 za SER) in sta statistično značilna, kar nakazuje, da zgoraj opisani rezultati OLS (MNKV) ocen niso dovolj točni zaradi nepravilne specifikacije modela, ki ne vključuje prostorske odvisnosti.

Tabela 2: Diagnoza za prostorsko odvisnost

ZA POVEZOVALNO MATRIKO : TETS.GWT			
TEST	MI/DF	VALUE	PROB
Moran's I (error)	0,224986	33,6045621	0,0000000
LM (lag)	1	759,6304150	0,0000000
Robust LM (lag)	1	43,7017545	0,0000000
LM (error)	1	1061,1415771	0,0000000
Robust LM (error)	1	345,2129166	0,0000000

Vir: GISCO podatkovna baza, REGIO podatkovna baza, Lastni izračuni (GeoDa), 2007.

To pomeni, da nobena regija ni neodvisna od druge, kot se ponavadi predpostavlja v mnogih empiričnih analizah na regionalnem nivoju, in da je primernejši tisti model, ki vključuje prostorsko povezanost med regijami.

4.6. Ponovna specifikacija osnovnega modela

Zaradi omenjenih težav pri metodi OLS, ki izhajajo predvsem iz izključevanja prostora iz analize, je potrebno osnovni model razširiti, da zagotovimo neodvisnost ostankov regresije in s tem bolj točne ocene. Osnovni model bom razširil, kot je navedeno v (43), in sicer s prostorsko povezanostjo med ostanki regresije (SER):

$$\ln \left[\frac{y_{T,i}}{y_{0,i}} \right] = \alpha' - \beta \ln y_{0,i} + \rho \sum w_{ij} \varepsilon_j + u_i$$

ter z modelom prostorskega odloga (SAR):

$$\ln \left[\frac{y_{T,i}}{y_{0,i}} \right] = \alpha' - \beta \ln y_{0,i} + \rho \sum w_{ij} \ln \left[\frac{y_{T,i}}{y_{0,i}} \right] + u_i$$

Rezultati razširjenih modelov so prikazani v tabeli 3.

Tabela 3: Rezultati razširjenih modelov

	model OLS		model SER		model SAR
α	1,633***	α	0,969***		0,588***
S.D.	0,080	S.D.	0,106		0,088
β	-0,133***	β	-0,062***		-0,053***
S.D.	0,008	S.D.	0,011		0,008
		ρ/λ	0,849***		0,768***
		S.D.	0,035		0,040
R2		0,173	0,377		0,369
AIC	-1676,840		-1972,110		-1966,390
N	1193,000		1193,000		1193,000
hitrost	0,014		0,006		0,005
polčas	48,647		108,242		128,512

Opombe: (***) statistična značilnost pri stopnji tveganja 1%

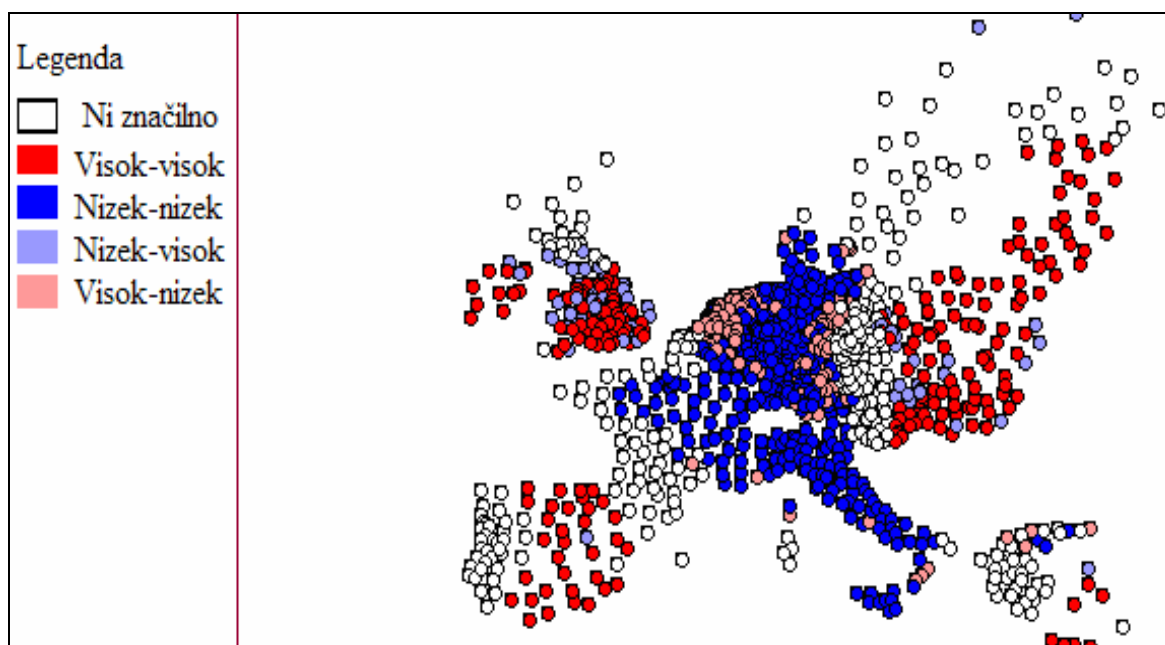
Vir: REGIO podatkovna baza, Lastni izračuni (GeoDa), 2007.

V obeh primerih se hitrost konvergence bistveno zmanjša, kajti povezanost med regijami je velika. Podatki o regionalnem bruto domačem proizvodu vsebujejo manj informacij, kot je bilo sprva predvideno. Obenem pa dobljeni rezultati niso ustrezni, saj model ne zadosti predpostavki homoskedastičnosti. Breuch-Paganov test za preverjanje predpostavke o homoskedastičnosti je statistično značilen pri točni stopnji značilnosti $p = 0,000$, kar pomeni, da zavrne ničelno domnevo o konstantni varianci po prostoru. Torej obstaja možnost konvergenčnih klubov.

4.7. Konvergenčni klubi

Armstrong (1995) je proučeval možnost obstoja regionalnih konvergenčnih klubov, kar pomeni, da je ugotavljal, ali različna območja konvergirajo k različnim ustaljenim stanjem, vendar ni našel močnih dokazov niti v primeru Evropske unije (npr. jedro in periferija, sever in jug). Je pa ugotovil naslednjo zanimivost, da je tako v Združenih državah Amerike kot v EU prisotna prostorska odvisnost med regionalnimi rastmi, da so regije, ki dosegajo visoko gospodarsko rast, skoncentrirane v prostoru in podobno tudi regije, ki dosegajo nizko gospodarsko rast (Martin, Sunley, 1996, str. 10). Slika 9 kaže porazdelitev lokalnega Moranovega I (LISA) po regijah NUTS3, izračunanega za gospodarsko rast v obdobju 1995-2004.

Slika 9: LISA za rast BDP (lnDBDP) pri stopnji značilnosti $\alpha=0,05$

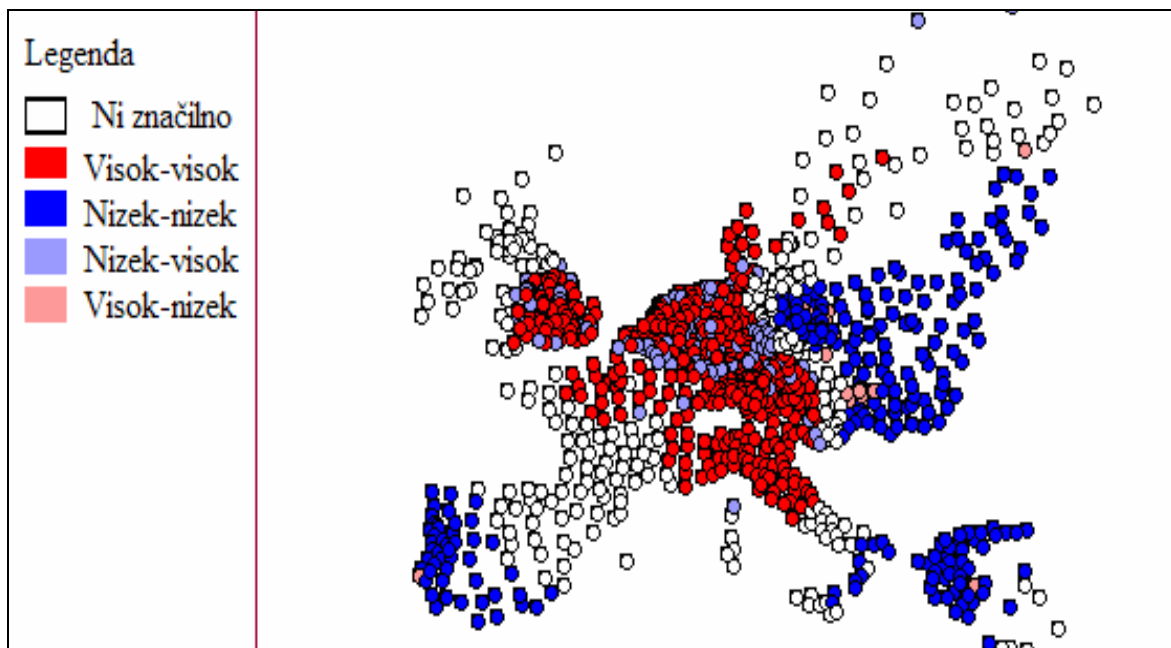


Vir: GISCO podatkovna baza, REGIO podatkovna baza, Lastni izračuni (GeoDa), 2007.

Na sliki 9 opazimo velik skupek (ang. cluster) medsebojno povezanih podpovprečnih rasti, ki se nahajajo predvsem v Italiji, Nemčiji, Franciji in na Danskem, poleg tega pa so opazni trije skupki hitreje (nadpovprečno) rastočih regij, ki se nahajajo v Španiji, Vzhodni Evropi, Angliji in na Irskem. Opisani skupki tako potrjujejo Armstrongovo ugotovitev o prostorski povezanosti regionalnih rasti.

Ker so konvergenčni klubi skupina regij, katerih začetni pogoji so dovolj enaki, da sledijo istemu ustaljenemu stanju, je bolj smiselno izračunati lokalni indikator prostorske povezanosti (LISA) na podlagi začetnih pogojev, torej BDP na prebivalca v letu 1995. Slika 10, ki prikazuje porazdelitev lokalnega Moranovega I (LISA), nam razkrije geografski vzorec na katerem je zelo izrazito prikazana porazdelitev gospodarske razvitosti v smislu jedro-periferija. To pomeni, da so regije, ki se nahajajo v središču Evrope, bolj razvite od tistih na obrobju.

Slika 10: LISA (BDP95) pri stopnji značilnosti $\alpha = 0,05$



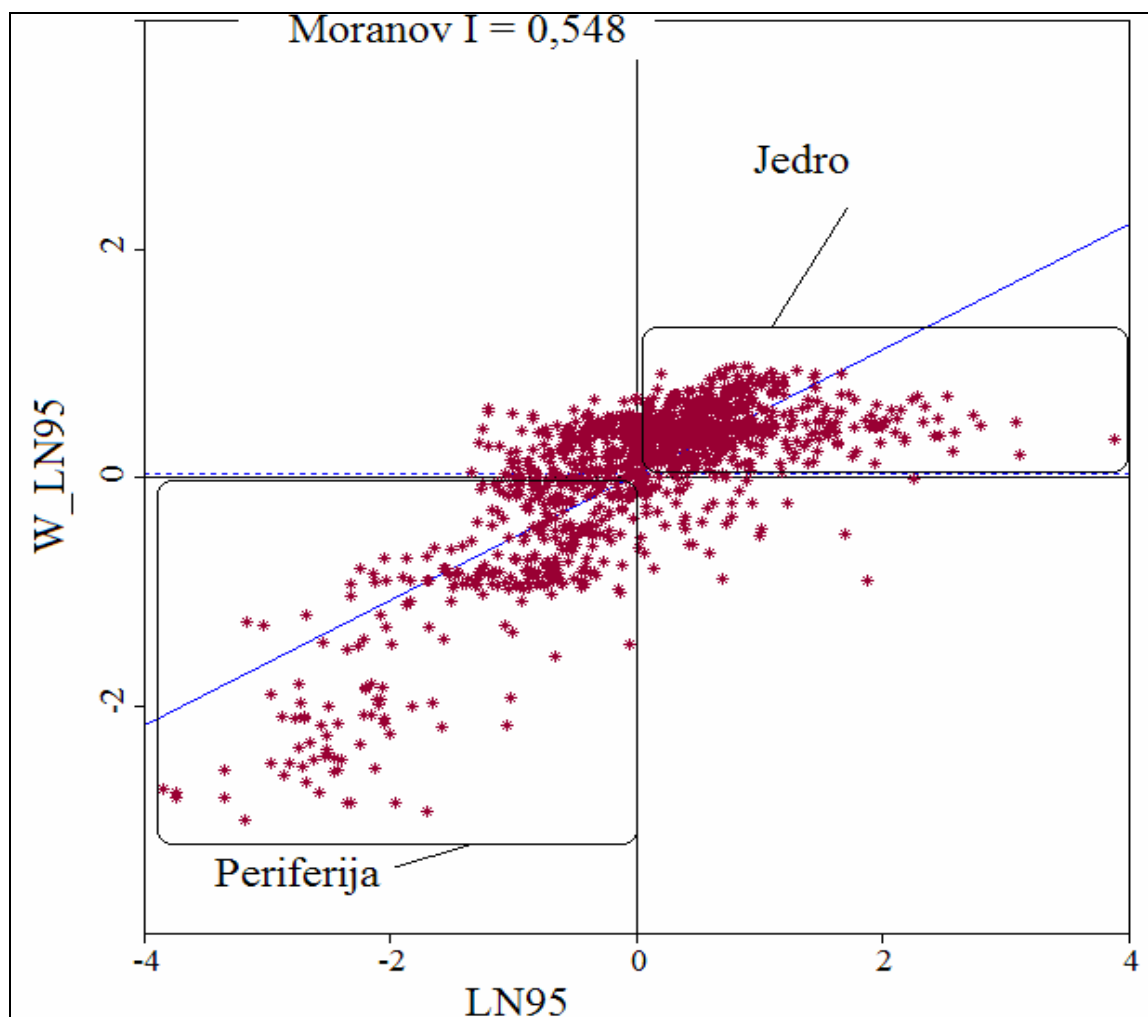
Vir: GISCO podatkovna baza, REGIO podatkovna baza, Lastni izračuni (GeoDa), 2007.

Pogled na sliko 10 nam poleg vzorca jedro – periferija razkrije tudi, da je veliko regij, ki niso vključene v nobenega od štirih omenjenih skupkov pri stopnji značilnosti $\alpha = 0,05$. Ker želim preučevati čim večje število regij, sem se odločil, da stopnje značilnosti povečam tako, da bodo v vsak skupek vključene vse regije, ki imajo enako prostorsko povezanost, ne glede na stopnjo značilnosti. Slednja razdelitev v skupke je prikazana na sliki 11 (glej na str. 27).

Na podlagi lokalnega Moranovega I sem razdelil območje Evropske unije (25 članic) na dva konvergenčna kluba, in sicer središče in obrobje (ang. core – periphery), pri čemer so izpuščene regije, ki imajo negativno prostorsko povezanost in se nahajajo v drugem in

četrtem kvadrantu. V jedro so vključene vse regije, ki se nahajajo v prvem kvadrantu, v periferijo pa regije, ki so v tretjem kvadrantu.

Slika 11: Moranov I in konvergenčni klubi



Vir: GISCO podatkovna baza, REGIO podatkovna baza, Lastni izračuni (GeoDa), 2007.

V jedro so torej vključene tiste regije, ki so imele leta 1995 nadpovprečen bruto domači proizvod na prebivalca, hkrati so nadpovprečen BDP imele tudi regije v njihovi okolici (podobno velja za periferijo, le da je BDP pod povprečjem). Oblikovanje konvergenčnih klubov je prikazano na sliki 12 (glej na str. 28).

4.8. Obrobje (periferija) in središče

Analiza približevanja regij ustaljenem stanju bo potekala na enak način kot do sedaj, le da bo zbirka podatkov NUTS-3 razdeljena na dva dela. Konvergenco bom torej ocenil ločeno za jedro in periferijo, s čimer bom lahko preizkusil domnevo o enakosti regijskih

koeficientov obeh regresijskih modelov (Chowov test). Če se bosta regresijska koeficienta β na območju periferije in jedra razlikovala ($\beta_J \neq \beta_P$), bo to potrjevalo možnost obstoja konvergenčnih klubov. Prav tako bo potrebno oblikovati novi povezovalni matriki. Pri jedru bom uporabil okolico točke s polmerom $\max(\min(d_{ij}))$, okolico periferije bom zaradi geografske oddaljenosti območij določil s številom najbližjih sosedov. Rezultati OLS so podani v tabeli 4 (glej Tab. 4, na str. 30).

4.8.1. Chowov test

S pomočjo Chowovega testa bom preveril, ali sta regresijska koeficienta v modelu jedra (β_J) in periferije (β_P) enaka. Preverjal bom, ali resnično obstajata različni območji (jedro in periferija), kjer konvergenčni proces poteka z različno hitrostjo ($\beta_J \neq \beta_P$).

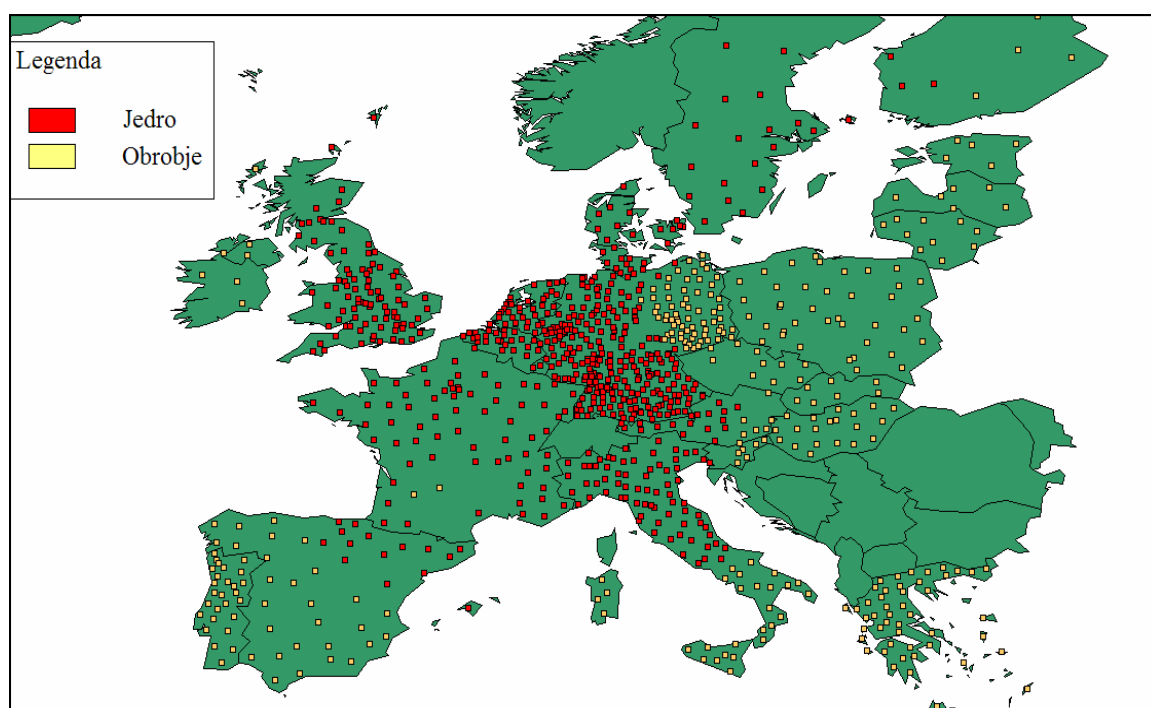
$$H_0 : \beta_J = \beta_P$$

$$H_1 : \beta_J \neq \beta_P$$

$$F = \frac{(NVK - NVK_1 - NVK_2) / k}{(NVK_1 + NVK_2) / (n_1 + n_2 + 2k)} = 94,09495$$

$$(F = 94,03495) > (F_{(\alpha=0,01, m1=2, m2=244)} \approx 4,7)$$

Slika 12: Oblikovanje konvergenčnih klubov

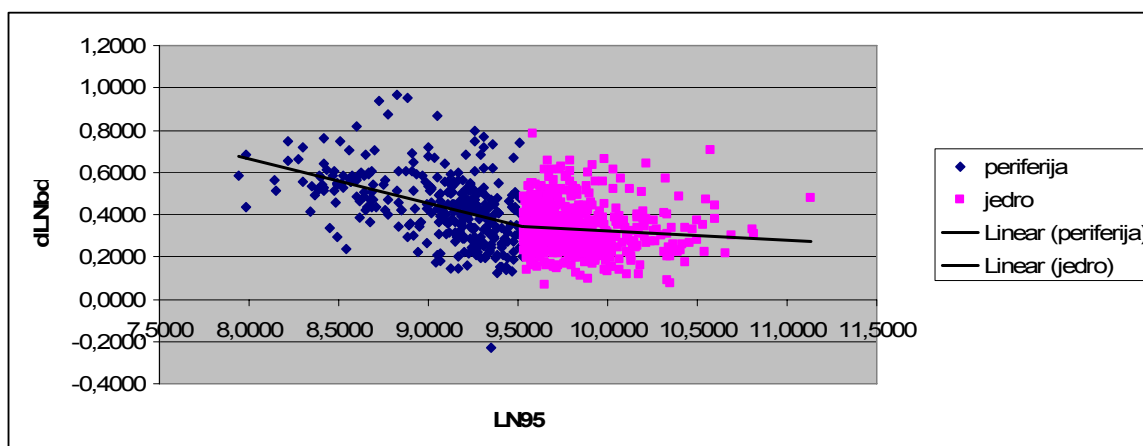


Vir: GISCO, REGIO, Lastni izračuni, 2007

S Chowovim testom sem ovrgel ničelno domnevo, da sta regresijska koeficienta na območjih jedra in periferije enaka, kar nakazuje, da obstajata konvergenčna kluba. Vsak od njiju se približuje lastnemu ustaljenemu stanju.

Iz slike 13, ki prikazuje rast bruto domačega proizvoda na prebivalca (dLNbd) v odvisnosti od začetnega stanja (LN95), je razvidno, da je konvergenca prisotna v periferiji, medtem ko je v jedru proces konvergence upočasnjjen.

Slika 13: Hitrost konvergence v jedru in periferiji



Vir: REGIO podatkovna baza, Lastni izračuni (Excel), 2007.

Če nadaljujem z rezultati iz tabele 4 (glej Tab. 4, na str. 30), se v obeh primerih (jedro in periferija) za primernejši model izkaže prostorski odlog (SAR), kar nam pokaže test Lagrangovega multiplikatorja. Osnovni model sem zato razširil, rezultati pa so prikazani v tabeli 5 (glej Tab. 5, na str. 31).

$$\ln \left[\frac{y_{T,i}}{y_{0,i}} \right] = \alpha' - \beta \ln y_{0,i} + \rho \sum w_{ij} \ln \left[\frac{y_{T,i}}{y_{0,i}} \right] + u_i$$

Pri specifikaciji jedra s prostorskim odlogom se izkaže, da konvergenca ni prisotna. Koeficient β , ki zavzame vrednost -0,0035, ni statistično značilen. Začetno stanje torej ne pojasnjuje gospodarske rasti v jedru Evrope, temveč je rast v veliki meri odvisna od rasti v sosednjih regijah. Neoklasični model se izkaže kot neustrezen predvsem zaradi neupoštevanja prostorske porazdelitve. Če torej AK model ne predvideva konvergence, lahko trdim, da bolje opisuje gospodarsko rast v jedru Evrope. Nasprotno se izkaže uporaba Solow-Swanovega modela na obrobju. Specifikacija periferije s prostorskim zamikom (SAR) razkrije hitrost konvergence, ocenjeno na 1,28% letno, statistično značilno pri točni stopnji značilnosti $p = 0,000$ in visoko vrednost koeficienta prostorskega odloga (0,4822). Regije, ki medsebojno niso neodvisne, se približujejo k ustaljenemu stanju s hitrostjo 1,28% letno, obenem pa je 48,22% rasti v obdobju od leta 1995 do 2004 pojasnjena z gospodarsko rastjo v okolici regije (NUTS-3). Slednja ugotovitev je

pomembna v povezavi s širitvijo EU. Revnejše države, ki vstopajo v Evropsko unijo (Romunija, Bolgarija, Hrvaška), ne morejo pričakovati višje gospodarske rasti na podlagi neoklasičnega modela, da bodo torej zaradi nižjega dohodka na prebivalca dosegale višje gospodarske rasti od razvitejših, ampak bo njihov gospodarski napredek pogojen z gospodarskimi gibanji v njihovi okolici. Prostor je torej pomemben, zaradi česar so ocene regresijskih koeficientov iz analize, ki zaobjemajo presečne podatke, a ne upoštevajo prostorske dimenzije, neučinkovite, a še vedno nepristranske.

Tabela 4: OLS ocena konvergence za jedro in periferijo

OLS	JEDRO	PERIFERIJA
α	0,724***	2,355***
S.D.	0,173	0,209
β	-0,040**	-0,211***
S.D.	0,018	0,002
R ²	0,008	0,208
AIC	-1042,890	-341,834
N	625,000	323,000
hitrost	0,004	0,024
polčas	168,480	29,190
LM error (SER)	975,700***	83,820***
LM lag (SAR)	1015,470***	98,440***

Opombe: (***) statistična značilnost pri stopnji tveganja 1%; (**) statistična značilnost pri stopnji tveganja 5%

Vir: REGIO podatkovna baza, Lastni izračuni, 2007.

Quah (1993) je trdil, da je pri regresiji rasti v vsakem primeru prisotna pristranskost, ki povzroči, da se hitrost konvergence oceni na 0,02, torej 2% letno. Obenem kritizira takšen pristop do ocenjevanja konvergence, saj model ne zajame regionalne dohodkovne distribucije v celoti. Zato predlaga alternativni pristop, ki bi zajemal tako regionalno distribucijo v času kot tudi prostorsko odvisnost. Do podobne ugotovitve so prišli tudi Canova in Marcet (1995), ki ugotavljata, da ob predpostavki enake stopnje konvergence in ob zanemarjanju prostorske heterogenosti regresija rasti resno podcenjuje stopnjo regionalne konvergence. Zato se oddaljita od ideje, da regije konvergirajo k identičnemu ustaljenemu stanju, a še vedno pristajata na to, da je glavna determinanta ustaljenega stanja začetno stanje distribucije dohodka (Martin, Sunley 1996, str.12).

Tabela 5: Rezultati modela s prostorskim odlogom (SAR)

SER	Jedro	Periferija
α	0,086	1,320***
S.D.	0,143	0,219
β	-0,004	-0,120***
S.D.	0,015	0,023
ρ/λ	0,845***	0,482***
S.D.	0,046	0,062
R2	0,324	0,385
AIC	-1265,980	-405,872
N	625,000	323,000
hitrost	0,000	0,013
polčas	1972,301	53,984

Opombe: (***) statistična značilnost pri stopnji tveganja 1%

Vir: GISCO podatkovna baza, REGIO podatkovna baza, Lastni izračuni (GeoDa), 2007.

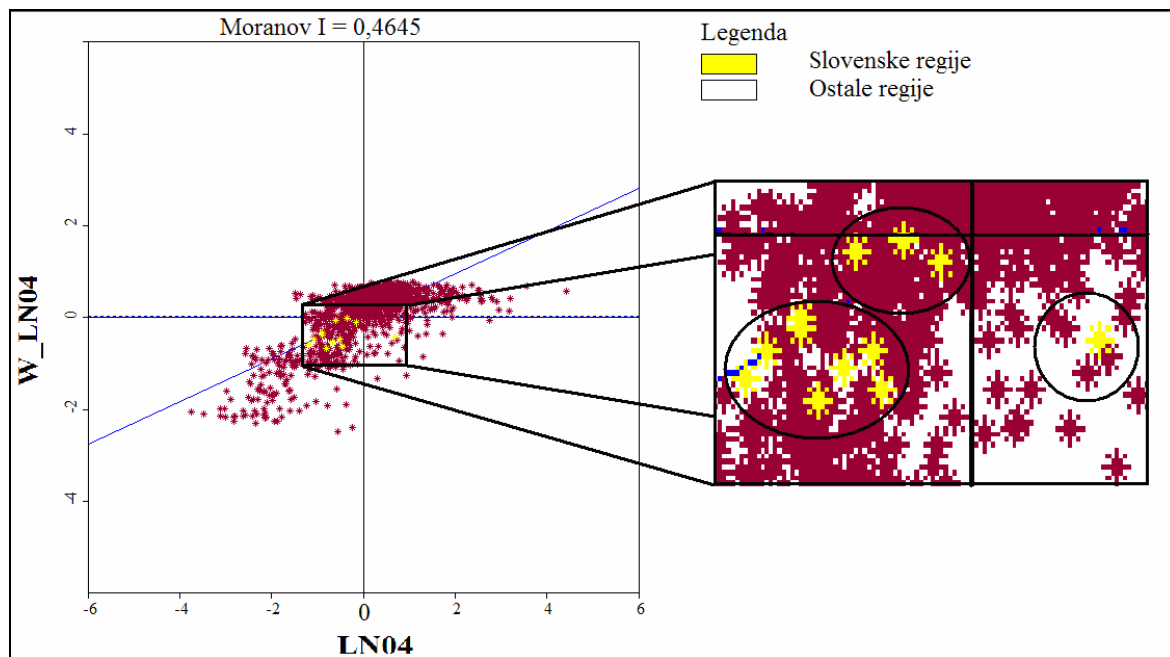
5. Možnosti razdelitve Slovenije na NUTS-2 regije

Z vstopom Slovenije v Evropsko unijo se je regionalna politika preselila na evropsko raven. Razlogi, zaradi katerih regionalna politika ne more obstajati samo na nacionalnem nivoju, so podani v poglavju o regionalni politiki. Glavni instrument regionalne politike so strukturni skladi, s katerimi se skuša razlike v gospodarski razvitosti zmanjšati. Implementacija strukturnih skladov poteka v regijah, katerih bruto domači proizvod na prebivalca ne presega 75% evropskega povprečja. Za območja, ki so upravičena do pomoči iz strukturnih skladov, se uporablja razdelitev na NUTS-2 regije, česar pa v Sloveniji trenutno še ni (celotno ozemlje Slovenije je le ena NUTS-2 regija). Za oblikovanje oziroma predlog oblikovanja slovenskih NUTS-2 regij bom ponovno uporabil razdelitev na NUTS-3 regije, v zgoraj omenjeno zbirko podatkov bom dodal še hrvaške NUTS-3 regije. Te bodo omogočile lažje prepoznavanje prostorske povezanosti v Sloveniji. Začetno stanje ne bo več iz leta 1995, ampak iz leta 2004. Iz leta 2004 je zadnji podatek za bruto domači proizvod po regijah, ki je dostopen na Eurostatovi podatkovni bazi REGIO. Ozemlje Republike Slovenije bom razdelil na podlagi Moranovega I na podoben način, kot sem Evropsko Unijo razdelil na konvergenčna kluba (jedro in periferija). Regije bodo oblikovane tako, da bodo prostorsko celovite, hkrati pa bodo združevale statistične regije (NUTS-3), ki imajo podobno, predvsem pa prostorsko povezano ekonomsko razvitost v letu 2004 (višina BDPpc v PPP). Porazdelitev lokalnega Moranovega I je prikazana na sliki 14, kjer rumeno obarvane točke prikazujejo slovenske NUTS-3 (statistične) regije.

Na sliki 14 opazimo, da so vse statistične regije razen Osrednjeslovenske nahajajo v tretjem kvadrantu. To pomeni, da imajo pozitivno prostorsko povezan gospodarski razvoj

oziroma da razvoj ene regije pozitivno vpliva na razvoj ostalih (oziroma je z njim pojasnjen). V tem kvadrantu izstopajo tri regije, ki so bližje povprečju EU, poleg tega pa njihov indikator prostorske povezanosti (LISA) ni statistično značilen, kar pomeni, da razvoj ostalih regij iz tretjega kvadranta sicer vpliva na razvoj omenjenih regij, vendar je ta vpliv skoraj zanemarljiv (glej Tab. 6, na str. 33). Regija, ki najbolj izstopa pri Moranovem I (Slika 14, str. 31) je Osrednjeslovenska regija. Prikaz NUTS-2 regij je podan na sliki 15 (Slika 15, str. 32).

Slika 14: Porazdelitev Moranovega I

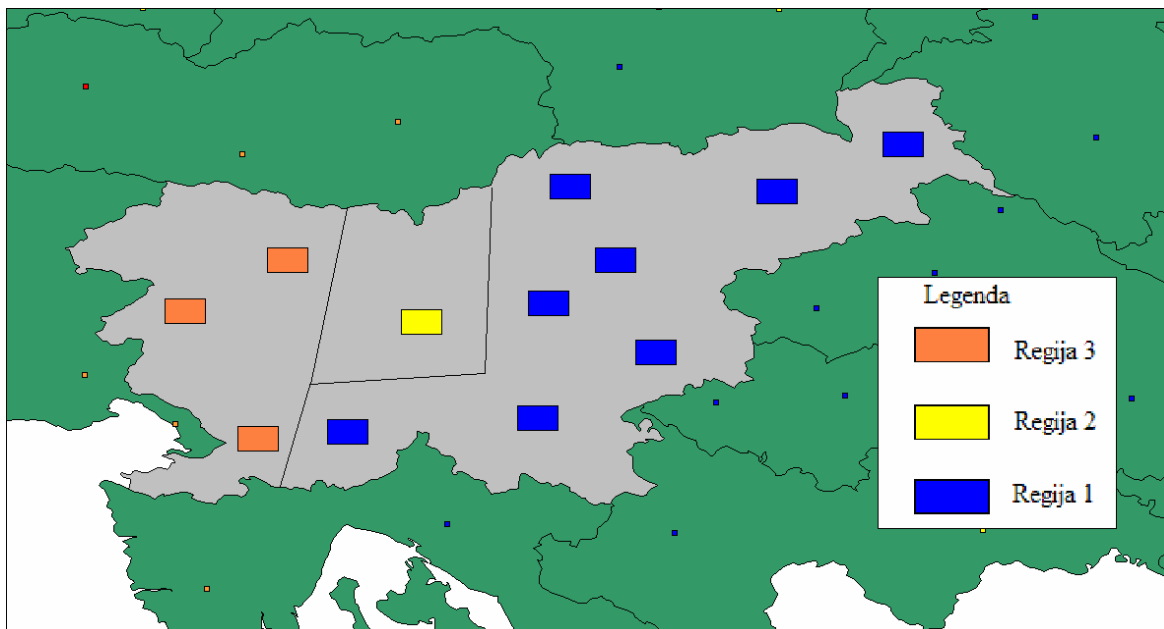


Vir: REGIO podatkovna baza, GISCO podatkovna baza, Lastni izračuni (GeoDa), 2007.

Na podlagi Moranovega I indeksa in lokalnega indikatorja prostorske asociacije (LISA) sem razdelil Slovenijo na skupke (spremenljivka »SKUPEK«), ki so oblikovani na podlagi prostorske povezanosti vsake regije z okolico, kar prikazuje spremenljivka »I_LN04«. V prvo NUTS-2 regijo (obarvano modro), ki sem jo poimenoval Regija 1, so vključene vse slovenske statistične regije, ki pripadajo evropski »periferiji«, in sicer Pomurska, Podravska, Koroška, Savinjska, Zasavska, Spodnjeposavska in Jugovzhodna Slovenija, poleg perifernih regij pa je dodatno vključena še Notranjsko-kraška statistična regija kot posledica vključitve hrvaških statističnih regij v analizo. Preostali dve NUTS-2 regiji pri prejšnjih izračunih nista spadali niti v periferijo niti v jedro, a se vseeno ločita glede na prostorsko povezanost v gruče. V Regijo 3 spada le Osrednjeslovenska statistična regija, ki ima negativno prostorsko povezanost. Negativna prostorska povezanost v tem primeru lahko pomeni, da podpovprečne stopnje gospodarskega razvoja v njeni okolici pozitivno pojasnjujejo razvoj regije ali obratno, da je visok bruto domači proizvod na prebivalca v Osrednjeslovenski regiji pojasnjen z nizkim BDP-jem v okolici. To bi bila lahko posledica aglomeracije, ki je opisana v modelu jedro - periferija, zaradi česar bi lahko bila Osrednjeslovenska regija samostojna (Regija 3). V Regijo 2 so zaradi nizke prostorske

povezanosti, ki ni statistično značilna pri $\alpha = 0,10$, vključene preostale statistične regije: Goriška, Obalno-kraška in Gorenjska. Rezultati so prikazani v tabeli 6.

Slika 15: LISA in prikaz razdelitve Slovenije na NUTS-2 regije



VIR: GISCO podatkovna baza, REGIO podatkovna baza, Lastni izračuni (GeoDa), 2007.

Tabela 6: Razdelitev Slovenije na NUTS-2

CODE	ID	NAME	I_LN04	SKUPEK	št. preb. 2004
si001	1200	Pomurska	0,719	2	122483
si002	1201	Podravska	0,371	2	319282
si003	1202	Koroška	0,314	2	73905
si004	1203	Savinjska	0,247	2	257525
si005	1204	Zasavska	0,526	2	45468
si006	1205	Spodnjeposavska	0,564	2	69940
si00a	1207	Notranjsko-kraška	0,358	2	51132
si00d	1210	Jugovzhodna Slovenija	0,304	2	139434
si00b	1208	Goriska	0,014	0	119541
si00c	1209	Obalno-kraška	0,018	0	105313
si009	1206	Gorenjska	0,049	0	198713
si00e	1211	Osrednjeslovenska	-0,295	4	498378

Vir: Statistični urad RS, Lastni izračuni, 2007.

Če bi imela Slovenija tri regije, bi to pomenilo, da je povprečno število prebivalcev v NUTS-2 regiji približno 670.000, torej manj kot 800.000. Razvrščanje statističnih regij (NUTS-3) v nadskupino NUTS-2 je podvrženo omejitvam glede števila prebivalcev.

Omenil sem že, da je spodnja meja 800.000 prebivalcev, zaradi česar lahko po tem kriteriju v Sloveniji oblikujemo največ dve regiji.

Tabela 7 prikazuje bruto domači proizvod na prebivalca popravljene za pariteto kupne moči (BDPpc), število prebivalcev v regiji (PREB) ter razmerje (%BDPeu), izraženo v odstotkih med »BDPpc« regije in evropskim povprečjem. Ena od rešitev bi lahko bila, da bi namesto treh regij imeli le dve, regiji 2 in 3 bi bili združeni, kar bi zadostilo pogoju o številu prebivalcev.

Vendar je pri delitvi na NUTS-2 regije, ki so ključne za določanje regionalne pomoči Evropske unije, potrebno poudariti učinke, ki bi jih imela združitev regij 2 in 3. Združitev bi pomenila, da regija 2 ni več upravičena do pomoči strukturnih skladov, saj bi skupni (regija 2+3) bruto domači proizvod na prebivalca znašal 96% povprečja EU-25 (samostojna regija 2 je v letu 2004 dosegla 74% evropskega povprečja). Visok odstotek bi prav tako onemogočil implementacijo skladov iz naslova kohezijske politike, katere zgornja meja za določitev upravičenosti do pomoči znaša 90% povprečnega bruto domačega proizvoda na prebivalca v EU. Drugi razlog v prid trem regijam oziroma razlog za nasprotovanje združitvi regij 2 in 3 pa je različna prostorska povezanost gospodarskega razvoja. Če je namen slovenske politike enakomeren razvoj, sredstva za zagotavljanje tega pa izhajajo iz naslova evropske regionalne politike, bi implementacija pomoči v regiji 2+3 povzročila divergenco.

Tabela 7: Slovenske NUTS-2 regije in število prebivalcev

NUTS-2	BDPpc	PREB	%BDPeu
Regija1	14876,06	1079169	66,367
Regija2	16685,35	423567	74,439
Regija3	25595,80	498378	114,192
Regija(2+3)	21502,09	921945	95,928

Vir: Statistični urad RS, REGIO podatkovna baza, Lastni izračuni, 2007.

6. Sklep

Pričujoče diplomsko delo je analiza beta konvergence v Evropski uniji (EU-25) na ravni NUTS-3 v obdobju od leta 1995 do 2004. Zmanjševanje razlik v gospodarski razvitosti držav je prikazano z neoklasičnim modelom dolgoročne rasti. Za izhodišče analize je bila ocenjena letna hitrost konvergence, izračunana s presečnimi podatki po metodi navadnih najmanjših kvadratov (OLS). Z vpeljavo prostorske dimenzije podatkov in z različnimi testi sem ugotovil, da regije niso neodvisne enote, saj je med podatki prisotna zelo močna

avtokorelacija. Prav tako sem ugotovil, da sta na območju Evropske unije 25 prisotna konvergenčna kluba, ki se razlikujeta po hitrosti konvergence.

Za zagotavljanje procesa realne konvergence Evropska unija uporablja različne instrumente regionalne politike, med katerimi so najbolj pomembni strukturni skladi. Implementacija slednjih povzroča močne prostorske eksternalije, zaradi česar sistematično ne prispevajo k dolgoročni rasti v regiji, kjer so implementirani, in imajo izrazito geografsko komponento. Za analizo učinkov pomoči na gospodarsko rast je torej nujna vključitev prostorske dimenzije.

Referenčni model nam razkrije, da se razlike v gospodarski razvitosti zmanjšujejo za 1,42% letno, kar pomeni, da bi se razlike na celotnem ozemlju Evropske unije 25 prepolovile v slabih 50 letih. Ob upoštevanju konvergenčnih klubov jedra in periferije pa se rezultati bistveno spremenijo. Hitrost konvergiranja perifernih regij znaša 2,4% letno, medtem ko se jedrne regije približujejo ustaljenemu stanju bistveno počasneje, in sicer 0,4% letno. Za potrditev konvergenčnih klubov je bil opravljen Chowov test.

Ker je v modelu prisotna močna prostorska povezanost med regionalnimi rastmi, nam metoda OLS ne omogoča učinkovitega ter nepristranskega ocenjevanja. Slednje je možno z uporabo prostorske ekonometrije in z modeliranjem prostorsko porazdeljenih ostankov regresije (OLS). Osnovna modela, ki sem ju uporabil za prostorsko modeliranje, sta model s prostorskim odlogom in prostorski avtoregresijski model. Na podlagi testov Lagrangovih multiplikatorjev, s katerimi preverjamo, ali kateri od prostorskih modelov bolje opisuje raziskovani pojav, se je izkazalo, da je primernejša specifikacija model s prostorskim odlogom. Zato že tako nizka stopnja letne konvergence 1,42% ne more biti potrjena. Prostorski model razkrije, da v jedru Evrope procesa realne konvergence ni, v periferiji pa se regije približujejo ustaljenemu stanju s hitrostjo 1,28% letno ter časom, ki je potreben da se razlike prepolovijo, 54 let. Hkrati sem ugotovil, da tako v jedru kot v periferiji na rast bistveno bolj kot začetno stanje vpliva gospodarski napredek v sosednjih regijah. To je dobra novica za nove revnejše članice Evropske unije, ki mejijo na gospodarstva s hitro rastjo, saj bodo le ta rasla hitreje, vendar to obenem pomeni, da bo proces konvergence bistveno počasnejši pri tistih članicah, katerih okolica ni tako ugodna. Dober primer za to je Irska, ki je rasla najhitreje od kohezijskih držav, saj meji na visoko razvito in hitro rastočo Veliki Britanijo.

V zadnjem delu sem prikazal, da je razdelitev na NUTS-2 regije pomembna za ugotavljanje upravičenosti do pomoči iz naslova regionalne politike. Ker takšne razdelitve v Sloveniji ni oziroma je celotno območje RS le ena NUTS-2 regija, ki presega zgornjo mejo (75% povprečnega bruto domačega proizvoda na prebivalca v Evropski Uniji), se mi zdi ta razdelitev pomembna. Slovensko ozemlje sem razdelil na podlagi prostorske povezanosti in ugotovil, da obstajajo tri različna območja prostorske povezanosti, zaradi česar sem predlagal tri NUTS-2 regije. Ko sem v analizo vključil še omejitve glede

povprečne velikosti NUTS-2 po številu prebivalcev, sem število regij zmanjšal na dve, pri čemer sem opozoril na tveganja, ki izhajajo iz zmanjšanja števila regij s tri na dve.

Literatura

1. Anselin L.: Spatial Econometrics: A Companion to Theoretical Econometrics. Oxford: Basil Blackwell, 2001. str. 310-330.
2. Aschauer D.: Is Public Infrastructure Productive?. Journal of Monetary Economics. B.k. 1989, 74. str. 143-152.
3. Arbia G.: Advances in Spatial Science: Spatial Econometrics: Statistical Foundations and Applications to Regional Convergence. Berlin: Springer, 2006. 189 str.
4. Barro R., Sala-I-Martin X.: Economic Growth. New York: McGraw-Hill. 1995. 539 str.
5. Barro R.: Government Spending in a Simple Model of Endogenous Growth. Journal of Political Economy. B.k., 1990, 98. str. 103-125.
6. Cajner T.: Realna konvergenca v procesu približevanja EU. Diplomsko delo. Ljubljana: Ekonomska fakulteta, 2003. 39 str.
7. Capello R.: Regional Economics. Oxon: Routledge, 2007. 322 str.
8. Conley T.G., Topa G.: Socio-economic distance and spatial patterns in unemployment. Journal of Applied Econometrics. B.k. 2002, 17. str. 303- 327.
9. Dall'erba S., Le Gallo J.: Regional convergence and the impact of European structural funds over 1989-1999: A spatial econometric analysis. Illinois: REAL, 2003. 29 str.
10. Doreian P.: Linear model with spatially distributed data, spatial disturbance or spatial effect? Sociological Methods and Research. 1980, 9. str. 29-60.
11. Esteban M.: La Desigualdad Interregional en Espana y en Europa. Barcelona: IEA, 1994, 2. str. 5-23.
12. El-Agraa Ali M.: The European Union: Economics & Policies. Essex: Prentice Hall, 2004. 566 str.
13. Feldkircher M.: Regional Convergence in EU-25: A Spatial Econometric Analysis. Oesterreichische Nationalbank, 2003. str. 101-114.
14. Gramc B.: Teorija in empirija realne konvergence. NG, 2006, 1/2. str. 77 – 85.
15. Jenko A.: Nominalna in realna konvergenca v Evropski uniji 25 držav članic. Magistrsko delo. Ljubljana: Ekonomska fakulteta, 2005. 147 str.

16. Krugman P., Fujita M., Venables A. J.: *The Spatial Economy: Cities, Regions, and International Trade*. Cambridge, London: The MIT Press, 2000. 367 str.
17. Mankiw N.G., Romer D., Weil D.: A Contribution to the empirics to the economic growth. *Quarterly Journal of Economics*, 1992, 107. 407-437 str.
18. Martin R., Sunley P.: *Slow convergence? Post-neoclassical endogenous growth theory and regional development*. ESRC Centre for Business Research. London: University of Cambridge, 1996, 104. 58 str.
19. Martin P.: *The Role of Public Policy in the Process of Regional Convergence*. Paris: CERAS-ENPC, 2000. 19 str.
20. Matsuyama, Takahashi: *Self-Defeating Regional Concentration*. *Review of Economic Studies*. B.k. 1992, 65. 211-234 str.
21. McGrattan, Ellen R.: *A Defense of AK Growth Models*. Federal Reserve Bank of Minneapolis. *Quarterly Review*, 1998. 22. 13–27 str.
22. Ottaviano Gianmarco I.P.: *Regional Policy in the Global Economy: Insights from New Economic Geography*. HWWA Discussion Paper 211. Hamburg: Institute of International Economics, 2002. 19 str.
23. Quah Danny T.: *Empirics for economic growth and convergence*. *European Economic Review*. 1996, 40. str. 1353-1375.
24. Romer P.: *Increasing Returns and Endogenous Growth*. *Journal of Political Economy*. B.k. 1986, 94. 1002-1037 str.
25. Sala-I-Martin X.: *The classical approach to convergence analysis*. *Economic Journal*. B.k. 1996, 106. 1019-1036 str.
26. Solow Robert M.: *A Contribution to the Theory of Economic Growth*. *Quarterly Journal of Economics*, 1956, 70. str. 65-94.
27. Tobler W.: *A computer movie simulating urban growth in Detroit region*. *Economic geography Supplement*. B.k., 1970, 46. str. 236-240.
28. Vickerman R., Spiekermann K., Wegner M.: *Accessibility and Economic Development in Europe*. *Regional Studies*. B.k., 1999, 33. str. 1-15.
29. Vuk Katja: *Realna konvergenca med EU in izbranimi podpisnicami za vstop v EU*. *Diplomsko delo*. Ljubljana: Ekonomska fakulteta, 2003. 37 str.

Viri

1. GISCO podatkovna baza.

[URL: http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page?_pageid=2254,62148876,2254_62153840&_dad=portal&_schema=PORTAL#NUTSBound], 1.5.2007.

2. REGIO podatkovna baza.

[URL: http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page?_pageid=1996,45323734&_dad=portal&_schema=PORTAL&screen=welcomeref&open=/general/regio&language=en&product=EU_general_statistics&root=EU_general_statistics], 1.5.2007.

3. Statistični letopis RS. Ljubljana: SURS, 2006.

[URL: http://www.stat.si/letopis/index_vsebina.asp?poglavje=30&leto=2006&jezik=si], 1.5.2007.

Kazalo prilog

<i>Priloga 1: Računalniški izpis statistične analize (OLS)</i>	1
<i>Priloga 2: Računalniški izpis statistične analize (SAR)</i>	2
<i>Priloga 3: Računalniški izpis statistične analize (SER)</i>	3
<i>Priloga 4: Računalniški izpis statistične analize jedra (OLS)</i>	4
<i>Priloga 5: Računalniški izpis statistične analize jedra (SAR)</i>	6
<i>Priloga 6: Računalniški izpis statistične analize jedra (SER)</i>	7
<i>Priloga 7: Računalniški izpis statistične analize obrobja (OLS)</i>	8
<i>Priloga 8: Računalniški izpis statistične analize obrobja (SAR)</i>	10
<i>Priloga 9: Računalniški izpis statistične analize obrobja (SER)</i>	11

Priloga 1: Računalniški izpis statistične analize (OLS)

Dataset:	TETS2	Number of Observations:	1193
Dependent Variable:	DLNDBP	Number of Variables:	2
Mean dependent var:	0.367778	Degrees of Freedom:	1191
S.D. dependent var:	0.131623	F-statistic	250.906
R-squared:	0.174010	Prob (F-statistic)	0
Adjusted R-squared:	0.173316	Log likelihood:	840.418
Sum squared residual:	17.0719	Akaike info criterion:	-1676.84
Sigma-square:	0.0143341	Schwarz criterion:	-1666.67
S.E. of regression:	0.119725		
Sigma-square ML:	0.0143101		
S.E of regression ML:	0.119625		

Variable	Coefficient	Std.Error	t-Statistic	Probability
CONSTANT	1.633272	0.079967462	0.42421	0.0000000
LN95	-0.1327938	0.008383448	-15.84	0.0000000

REGRESSION DIAGNOSTICS

MULTICOLLINEARITY CONDITION NUMBER 46.11841

TEST ON NORMALITY OF ERRORS

TEST	DF	VALUE	PROB
Jarque-Bera	2	295.9278	0.0000000

DIAGNOSTICS FOR HETEROSKEDASTICITY

RANDOM COEFFICIENTS

TEST	DF	VALUE	PROB
Breusch-Pagantest	1	2.763106	0.0964608
Koenker-Bassettest	1	1.373989	0.2411277

SPECIFICATION ROBUST TEST

TEST	DF	VALUE	PROB
White	2	7.715338	0.0211172

DIAGNOSTICS FOR SPATIAL DEPENDENCE

FOR WEIGHT MATRIX: :TETS.GWT (row-standardized weights)

TEST	MI/DF	VALUE	PROB
Moran'sI (error)	0.224986	33.6045621	0.0000000
LagrangeMult. (lag)	1	759.6304150	0.0000000
RobustLM (lag)	1	43.7017545	0.0000000
LagrangeMult. (error)	1	1061.1415771	0.0000000
RobustLM (error)	1	345.2129166	0.0000000
LagrangeMult. (SARMA)	2	1104.8433316	0.0000000

=====END OF REPORT=====

Priloga 2: Računalniški izpis statistične analize (SAR)

SPATIALLAGMODEL-MAXIMUM LIKELIHOOD ESTIMATION

Dataset: **TETS2**
 SpatialWeight: **TETS.GWT**
 Dependent Variable: **DLNDBP** Number of Observations: 1193
 Mean dependent var: 0.367778 Number of Variables: 3
 S.D. dependent var: 0.131623 Degrees of Freedom: 1190
 Lagcoeff. (Rho): 0.767622
 R-squared: 0.369229 Log likelihood: 986.195
 Sq.Correlation:- Akaike info criterion: -1966.39
 Sigma-square: 0.0109279 Schwarz criterion: -1951.14
 S.E of regression: 0.104537

Variable	Coefficient	Std.Error	z-value	Probability
W_DLNDBP	0.7676223	0.04026034	19.06647	0.0000000
CONSTANT	0.5883113	0.087929	6.690753	0.0000000
LN95	-0.05250748	0.008357031	-6.28303	0.0000000

REGRESSION DIAGNOSTICS

DIAGNOSTICS FOR HETEROSKEDASTICITY

RANDOM COEFFICIENTS

TEST	DF	VALUE	PROB
Breusch-Pagantest	1	17.43117	0.0000298

DIAGNOSTICS FOR SPATIAL DEPENDENCE

SPATIAL LAG DEPENDENCE FOR WEIGHT MATRIX: :TETS.GWT

TEST	DF	VALUE	PROB
Likelihood Ratio Test	1	291.5547	0.0000000

=====END OF REPORT=====

Priloga 3: Računalniški izpis statistične analize (SER)

SPATIAL ERROR MODEL-MAXIMUM LIKELIHOOD ESTIMATION

Dataset:	TETS2		
SpatialWeight:	TETS.GWT		
Dependent Variable:	DLNDBP	Number of Observations:	1193
Mean dependent var:	0.367778	Number of Variables:	2
S.D. dependent var:	0.131623	Degree of Freedom:	1191
Lag coeff. (Lambda):	0.849145		
R-squared:	0.376962	R-squared (BUSE):-	
Sq. Correlation:-		Log likelihood:	988.053829
Sigma-square:	0.010794	Akaike info criterion:	-1972.11
S.E of regression:	0.103894	Schwarz criterion:	-1961.939206

Variable	Coefficient	Std.Error	z-value	Probability
CONSTANT	0.9686157	0.1064109	9.102598	0.0000000
LN95	-0.06202949	0.01101542	-5.631151	0.0000000
LAMBDA	0.8491454	0.03494161	24.30184	0.0000000

REGRESSION DIAGNOSTICS

DIAGNOSTICS FOR HETEROSKEDASTICITY

RANDOM COEFFICIENTS

TEST	DF	VALUE	PROB
Breusch-Pagantest	1	18.98603	0.0000132

DIAGNOSTICS FOR SPATIAL DEPENDENCE

SPATIAL ERROR DEPENDENCE FOR WEIGHT MATRIX: : TETS.GWT

TEST	DF	VALUE	PROB
Likelihood Ratio Test 1		295.2714	0.0000000

=====END OF REPORT=====

Priloga 4: Računalniški izpis statistične analize jedra (OLS)

Dataset: **jedro**
 Dependent Variable: **DLNDBP** Number of Observations: 625
 Mean dependent var: 0.32922 Number of Variables: 2
 S.D. dependent var: 0.104417 Degrees of Freedom: 623
 R-squared: 0.008340 F-statistic: 5.23938
 Adjusted R-squared: 0.006748 Prob (F-statistic): 0.02241
 Sum squared residual: 6.75747 Log likelihood: 527.883
 Sigma-square: 0.0108467 Akaike info criterion: -1051.7
 S.E. of regression: 0.104147 Schwarz criterion: -1042.9
 Sigma-squareML: 0.010812
 S.E. of regressionML: 0.103981

Variable	Coefficient	Std.Error	t-Statistic	Probability
CONSTANT	0.7244352	0.1727109	4.194497	0.0000313
LN95	-0.04030571	0.01760867	-2.288969	0.0224150

REGRESSION DIAGNOSTICS

MULTICOLLINEARITY CONDITION NUMBER 82.90455

TEST ON NORMALITY OF ERRORS

TEST	DF	VALUE	PROB
Jarque-Bera	2	98.84375	0.0000000

DIAGNOSTICS FOR HETEROSKEDASTICITY

RANDOM COEFFICIENTS

TEST	DF	VALUE	PROB
Breusch-Pagantest	1	10.15877	0.0014362
Koenker-Bassetttest	1	6.414622	0.0113184

SPECIFICATION ROBUST TEST

TEST	DF	VALUE	PROB
White	2	6.431009	0.0401351

DIAGNOSTICS FOR SPATIAL DEPENDENCE

FOR WEIGHT MATRIX: :teza_jedro.GWT (row-standardized weights)

TEST	MI/DF	VALUE	PROB
Moran'sI (error)	0.318277	N/A	N/A
LagrangeMultiplier (lag)	1	1015.4715695	0.0000000
RobustLM (lag)	1	56.6254736	0.0000000
LagrangeMultiplier (error)	1	975.7002391	0.0000000
RobustLM (error)	1	16.8541431	0.0000404
LagrangeMultiplier (SARMA)	2	1032.3257127	0.0000000

=====END OF REPORT=====

Priloga 5: Računalniški izpis statistične analize jedra (SAR)

SPATIALLAGMODEL-MAXIMUM LIKELIHOOD ESTIMATION

Dataset: **jedro**
 SpatialWeight: **teza_jedro.GWT**
 Dependent Variable: **DLNDBP** Number of Observations: 625
 Mean dependent var: 0.32922 Number of Variables: 3
 S.D. dependent var: 0.104417 Degrees of Freedom: 622
 Lagcoeff. (Rho): 0.844545

 R-squared: 0.324107 Log likelihood: 635.99
 Sq.Correlation: - Akaike info criterion: -1265.98
 Sigma-square: 0.00736918 Schwarz criterion: -1252.67
 S.E of regression: 0.0858439

Variable	Coefficient	Std.Error	z-value	Probability
W_DLNDBP	0.8445451	0.04552073	18.55298	0.0000000
CONSTANT	0.08594663	0.1432321	0.6000513	0.5484720
LN95	-0.003508241	0.01451422	-0.2417106	0.8090045

REGRESSION DIAGNOSTICS

DIAGNOSTICS FOR HETEROSKEDASTICITY

RANDOM COEFFICIENTS

TEST	DF	VALUE	PROB
Breusch-Pagantest	1	11.3413	0.0007580

DIAGNOSTICS FOR SPATIAL DEPENDENCE

SPATIAL LAG DEPENDENCE FOR WEIGHT MATRIX: **teza_jedro.GWT**

TEST	DF	VALUE	PROB
Likelihood Ratio Test	1	216.2131	0.0000000

=====END OF REPORT=====

Priloga 6: Računalniški izpis statistične analize jedra (SER)

SPATIAL ERROR MODEL-MAXIMUM LIKELIHOOD ESTIMATION

Dataset: **jedro**

SpatialWeight: **teza_jedro.GWT**

Dependent Variable: **DLNDBP**

Number of Observations: 625

Mean dependent var: 0.329220

Number of Variables: 2

S.D. dependent var: 0.104417

Degree of Freedom: 623

Lag coeff. (Lambda): 0.846687

R-squared: 0.324367

R-squared (BUSE):-

Sq. Correlation:-

Log likelihood: 636.010151

Sigma-square: 0.007366

Akaike info criterion: -1268.02

S.E of regression: 0.0858274

Schwarz criterion:- 1259.14479

Variable	Coefficient	Std.Error	z-value	Probability
CONSTANT	0.2849529	0.1499996	1.899691	0.0574736
LN95	0.004776509	0.01517887	0.3146815	0.7530036
LAMBDA	0.8466869	0.0450731	18.78475	0.0000000

REGRESSION DIAGNOSTICS

DIAGNOSTICS FOR HETEROSKEDASTICITY

RANDOM COEFFICIENTS

TEST	DF	VALUE	PROB
Breusch-Pagantest	1	11.05307	0.0008854

DIAGNOSTICS FOR SPATIAL DEPENDENCE

SPATIAL ERROR DEPENDENCE FOR WEIGHT MATRIX: : **teza_jedro.GWT**

TEST	DF	VALUE	PROB
Likelihood Ratio Test	1	216.2544	0.0000000

=====END OF REPORT=====

Priloga 7: Računalniški izpis statistične analize obrobja (OLS)

Dataset: **obrobje**

Dependent Variable: DLNDBP	Number of Observations: 323
Mean dependent var: 0.439057	Number of Variables: 2
S.D. dependent var: 0.159223	Degrees of Freedom: 321
R-squared: 0.208378	F-statistic: 84.4967
Adjusted R-squared: 0.205912	Prob (F-statistic): 4.96649e-018
Sum squared residual: 6.48235	Log likelihood: 172.917
Sigma-square: 0.0201942	Akaike info criterion : -341.834
S.E.of regression: 0.142106	Schwarz criterion: -334.278
Sigma-squareML: 0.0200692	
S.E of regressionML: 0.141666	

Variable	Coefficient	Std.Error	t-Statistic	Probability
CONSTANT	2.354725	0.2085512	11.29087	0.0000000
LN95	-0.2113947	0.02299717	-9.192208	0.0000000

REGRESSION DIAGNOSTICS

MULTICOLLINEARITY CONDITION NUMBER 52.732

TEST ON NORMALITY OF ERRORS

TEST	DF	VALUE	PROB
Jarque-Bera	2	46.6922	0.0000000

DIAGNOSTICS FOR HETEROSKEDASTICITY

RANDOM COEFFICIENTS

TEST	DF	VALUE	PROB
Breusch-Pagantest	1	1.409645	0.2351154
Koenker-Bassetttest	1	0.7643762	0.3819625

SPECIFICATION ROBUST TEST

TEST	DF	VALUE	PROB
White	2	1.154695	0.5613855

DIAGNOSTICS FOR SPATIAL DEPENDENCE

FOR WEIGHT MATRIX: **teza_obrobye.GWT** (row-standardized weights)

TEST	MI/DF	VALUE	PROB
Moran's I (error)	0.294107	10.3875820	0.0000000
Lagrange Multiplier (lag)	1	98.4440615	0.0000000
Robust LM (lag)	1	14.6295498	0.0001308
Lagrange Multiplier (error)	1	83.8174596	0.0000000
Robust LM (error)	1	0.0029478	0.9567011

=====END OF REPORT=====

Priloga 8: Računalniški izpis statistične analize obrobja (SAR)

Dataset: **obrobje**
 Spatial Weight: **teza_obrobje.GWT**
 Dependent Variable: **DLNDBP** Number of Observations: 323
 Mean dependent var: 0.439057 Number of Variables: 3
 S.D. dependent var: 0.159223 Degrees of Freedom: 320
 Lagcoeff. (Rho): 0.482209

 R-squared: 0.384952 Log likelihood: 205.936
 Sq. Correlation: - Akaike info criterion: -405.872
 Sigma-square: 0.0155927 Schwarz criterion:- 394.539
 S.E of regression: 0.124871

Variable	Coefficient	Std.Error	z-value	Probability
W_DLNDBP	0.4822088	0.0618872	97.791725	0.0000000
CONSTANT	1.320155	0.2187689	6.034472	0.0000000
LN95	-0.1204981	0.02261605	-5.32799	0.0000001

REGRESSION DIAGNOSTICS

DIAGNOSTICS FOR HETEROSKEDASTICITY

RANDOM COEFFICIENTS

TEST	DF	VALUE	PROB
Breusch-Pagantest	1	0.380099	0.5375502

DIAGNOSTICS FOR SPATIAL DEPENDENCE

SPATIAL LAG DEPENDENCE FOR WEIGHT MATRIX: : teza_obrobje.GWT

TEST	DF	VALUE	PROB
Likelihood Ratio Test 1		66.0379	0.0000000

=====END OF REPORT=====

Priloga 9: Računalniški izpis statistične analize obrobja (SER)

Dataset:	obrobje		
Spatial Weight:	teza_obrobje.GWT		
Dependent Variable:	DLNDBP	Number of Observations:	323
Mean dependent var:	0.439057	Number of Variables:	2
S.D. dependent var:	0.159223	Degree of Freedom:	321
Lag coeff. (Lambda):	0.490306		
R-squared:	0.370106	R-squared (BUSE):-	
Sq. Correlation:-		Log likelihood:	201.826981
Sigma-square:	0.015969	Akaike info criterion:	-399.654
S.E of regression:	0.126369	Schwarz criterion:	-392.09865

Variable	Coefficient	Std.Error	z-value	Probability
CONSTANT	1.806402	0.270897	6.668225	0.0000000
LN95	-0.1505168	0.02981876	-5.04772	0.0000004
LAMBDA	0.4903063	0.06500779	7.542269	0.0000000

REGRESSION DIAGNOSTICS

DIAGNOSTICS FOR HETEROSKEDASTICITY

RANDOM COEFFICIENTS

TEST	DF	VALUE	PROB
Breusch-Pagantest	1	0.3377898	0.5611078

DIAGNOSTICS FOR SPATIAL DEPENDENCE

SPATIAL ERROR DEPENDENCE FOR WEIGHT MATRIX: : **teza_obrobje.GWT**

TEST	DF	VALUE	PROB
Likelihood Ratio Test 1		57.82021	0.0000000

=====END OF REPORT=====