



A jövedelmi konvergencia térökonometriai vizsgálata

Czaller László, PhD-hallgató
ELTE Regionális Tudományi Tanszék

„Remember that all models are wrong; the practical question is how wrong do they have to be to not be useful.”¹

¹Box, G. E. – Draper, N. R. (1987): *Empirical Model Building and Response Surfaces*. Wiley&Sons, NY, p. 74.

Regionális kontextusban „kevésbé hasznos” neoklasszikus gyökerű modellek

Barro – Sala-i-Martin (1992) „ β -konvergencia” modellje:

$$\frac{\ln(y_{i,t+T} / y_{i,t})}{T} = \alpha + \beta \ln y_{i,t} + \varepsilon_i$$

Mankiw – Romer – Weil (1992) modell:

$$\frac{\ln(y_{i,t+T} / y_{i,t})}{T} = \alpha + \beta_1 \ln y_{i,t} + \beta_2 \ln s_i + \beta_3 \ln(n_i + g + \delta) + \varepsilon_i$$

Eredmények

Függő változó: Egy főre jutó jövedelem növekedési üteme: $\ln(y_{i,2011}/y_{i,1993})/T$

Becslési eljárás: Legkisebb négyzetek módszere

Megfigyelési egység: 175 kistérség

Időszak: 1993-2011

Változók	BS-modell	MRW-modell
Konstans	0,012 (0,014)	-0,065 (0,017)***
Egy főre jutó jövedelem (1993) – $\ln y_{i,1993}$	0,000 (0,002)	-0,004 (0,002)**
Beruházások aránya – $\ln s_i$		0,002 (0,001)***
Népesség átlagos éves növekedési üteme (Effektív értékcsökkenési ráta) – $\ln (n_i+g+\delta)$		0,022 (0,003)***
R ²	0,0001	0,3245
Moran's I	0,311***	0,213***
LM_Lag	153,681***	83,7497***
LM_Error	154,7233***	72,7878***
Joint_LM	159,359***	80,311***
Breusch-Pagan	4,634**	3,488

A térökonometriai modellek alkalmazásának motivációi

- **Térbeli függőség** (autokorreláció) jelentkezik a modellben
- **Kihagyott változók** problémája és endogenitás:
 - Tényezőáramlás mérésének korlátai
- **Bizonytalanság** a modellspecifikációt illetően:
 - Milyen modell használjunk?

Térökonometriai modellek neoklasszikus alapon¹

- Cobb-Douglas termelési függvény: $Y_{i,t} = A_{i,t} K_{i,t}^\alpha L_{i,t}^{1-\alpha}$
- Endogenizált technológiai fejlődés: $A_{i,t} = \Omega_t k_{i,t}^\phi \prod_{j \neq i}^N A_{j,t}^{\gamma w_{ij}}$
- A matekozás után a végeredmény egy **térbeli Durbin-modell**:

$$\begin{aligned} \frac{\ln(y_{i,t+T} / y_{i,t})}{T} &= \alpha + \beta_1 \ln y_{i,t} + \beta_2 \ln s_i + \beta_3 \ln(n_i + g + \delta) + \\ &\theta_1 \sum_{j \neq i}^N w_{ij} \ln y_{j,t} + \theta_2 \sum_{j \neq i}^N w_{ij} \ln s_{j,t} + \theta_3 \sum_{j \neq i}^N w_{ij} \ln(n_j + g + \delta) + \\ &\rho \sum_{j \neq i}^N w_{ij} \frac{\ln(y_{i,t+T} / y_{i,t})}{T} + \varepsilon_i \end{aligned}$$

¹Ertur, C. – Koch, W. (2007): Growth, technological interdependence and spatial externalities: Theory and evidence, Journal of Applied Econometrics, 22, 1033–1062.

Válasszunk „W”-t...

A térbeli súlymátrix (W) kiválasztására az elmélet nem ad útmutatást...

Lehetőségek:

- Ad-hoc kiválasztunk egyet.
- A modell robusztusságát teszteljük több W -re.
- Statisztikai módszerekkel választunk

(pl. **Bayesi megközelítés**)

Eredmények I.

Függő változó: Egy főre jutó jövedelem átlagos növekedési üteme: $\ln(y_{i,2011}/y_{i,1993})/T$

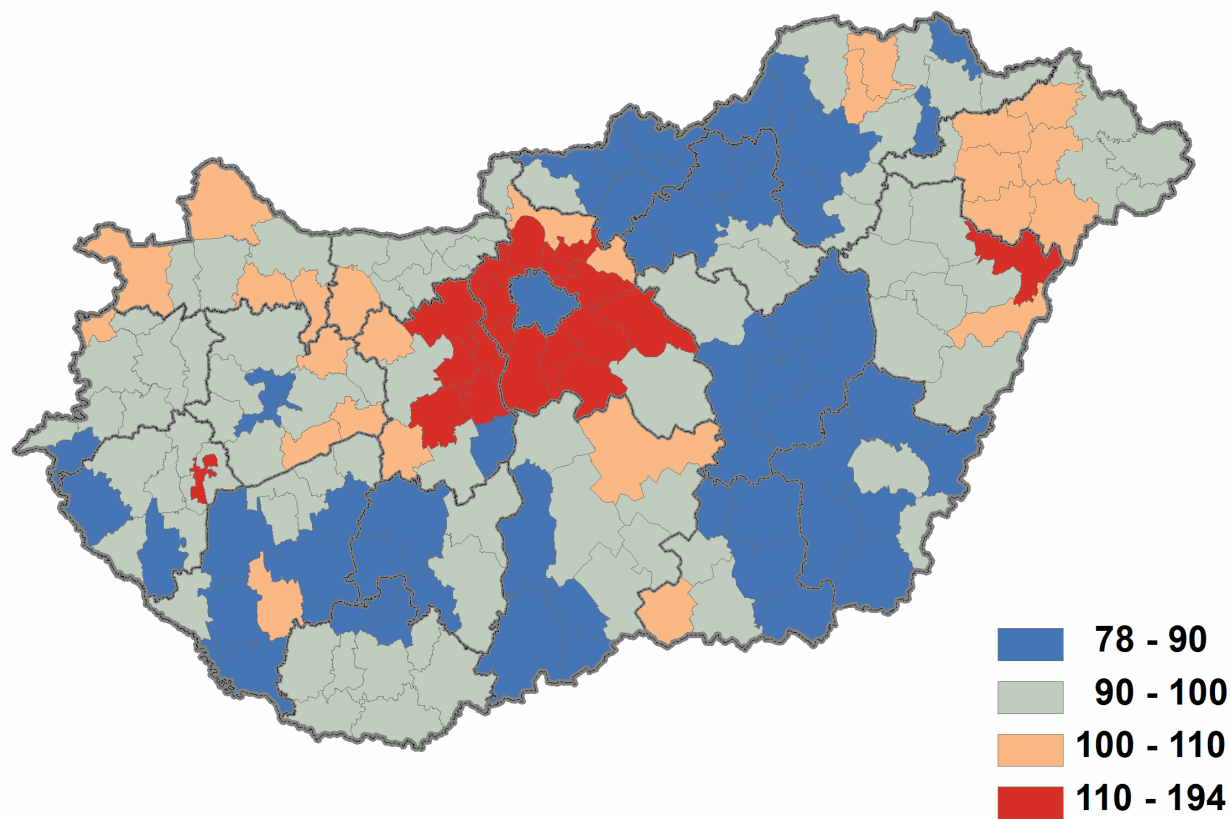
Becslési eljárás: MCMC

Megfigyelési egység: 175 kistérség

Időszak: 1993-2011

Változók	Térbeli Durbin-modell
Konstans	-0,140 (0,043)***
$\ln y_{i,1993}$	-0,010 (0,002)***
$\ln s_i$	0,002 (0,001)***
$\ln (n_i+g+\delta)$	0,01 (0,003)***
$W*\ln(y_0)$	0,017 (0,005)***
$W*\ln(s)$	-0,003 (0,002)*
$W*\ln(n+g+d)$	0,011 (0,009)
ρ	0,762 (0,109)***
R^2	0,4726

Eredmények II.



Tanulságok

Kutatóknak:

- A térségi növekedés vizsgálatában a térökonometriai eszköztár alkalmazása több szempontból indokolt:
- A növekedés magyarázatában a túlcsondulási hatások fontos szerepet játszanak
- „Nem minden a migrációs hatása, ami annak látszik!”

Szakpolitikának:

- Beruházások „elszívó hatása”
- Nincs hátrányos helyzetből fakadó növekedési előny
- Feltételes konvergenciára nincs egyértelmű bizonyíték