

KELEMEN JÓZSEF

## Magyarország hét régiójának új gazdaságföldrajzi modellje – paraméterbecslés

Az új gazdaságföldrajz – amely napjaink egy igen népszerű közgazdaságtani tudományága – modelljének majdnem minden paramétere előállítható közvetlenül külső adatok segítségével. A helyettesítési rugalmassághoz azonban más módszerre van szükség. *Puga* [1999] által felvázolt új gazdaságföldrajzi modellt követve, egy regressziós egyenlettel megbecsülhetővé válik a kívánt paraméter, amit Magyarország hét régiójára vonatkozó béregyenlet becsléséből nyertünk. A helyettesítési rugalmasság értéke eltér a szakirodalomhoz képest, aminek magyarázata Magyarország fejlettségi szintjével állhat összefüggésben.

Journal of Economic Literature (JEL) kód: C23, R10.

Az új gazdaságföldrajz 2011-ben ünnepelte 20. évfordulóját, annak alkalmából, hogy 1991-ben jelent meg Paul Krugman *Növekvő hozadék és gazdaságföldrajz* című cikke (*Krugman* [1991]). Ezt tekintik a diszciplína kezdetének, ami immár elvitathatatlanul az egyik legfontosabb állomása a tudományág történetének. *Dixit–Stiglitz* [1977] monopolisztikus verseny modelljét felhasználva, Krugman olyan – a nemzetközi verseny modelljeinek tisztán pénzügyi externáliák csoportjába tartozó – általános egyensúlyi modellt alkotott, amelyben az országok közötti kereskedelmet pusztán a szereplők gazdasági érdekei mozgatják. Az új gazdaságföldrajz jelentősége abban rejlik, hogy benne különleges szerepet kap a földrajzi tér, amit az elméleti közgazdaságtani modellek gyakran elhanyagolnak.

A cikknek négy fontos eleme van, amit a kutatók azóta az új gazdaságföldrajz közös ismertetőjegyeinek tartanak (*Fujita–Krugman–Venables* [1999] 6. o.). Az első – talán a legfontosabb mind közül – a már említett *Dixit–Stiglitz*-modell, ami biztosítja az analitikus kezelhetőséget, egyesíti a tökéletlen versenyt a növekvő mérethozadék feltevésével.<sup>1</sup> A második Samuelson jéghegyszállítási hasonlata, vagyis ha egy régióból egy másikba szállítunk terméket, akkor annak egy része elolvad, eltűnik, egy láthatatlan szereplő kezébe kerül. Ez a feltevés lehetőséget biztosít arra, hogy a szállítási szektort figyelmen kívül lehessen hagyni. A harmadik tulajdonság,

<sup>1</sup> Az ipar esetében növekvő mérethozadékot feltételeznek, míg a mezőgazdaságnál állandót.

hogy a dinamikát evolúciós folyamat szolgáltatja (*Fujita–Krugman–Venables* [1999]). Az általános egyensúlyt a Dixit–Stiglitz-modell írja le, de csak rövid távon, hosszú távon a szereplők egy része térben mozgatható. Nekik lehetőségük van áttelepülni, aminek leírására szolgál ez a mechanizmus. Az utolsó a számítógépes szimuláció. A modell egyenleteit általában analitikusan csak vizsgálni lehet, megoldani nem, ehhez már numerikus módszerekre van szükség.

Krugman modellje jól írja le a fejlett országok és annak régiói közötti kereskedelem mechanizmusát. Az eredeti kétrégiós modellben a szállítási költségek csökkenésével vagy tágabb értelemben a két régió közötti gátak leépülésével (például az Európai Unió szemszögéből az integráció erősödésével) megváltozik a gazdaság szerkezete. A kiinduló szimmetrikus állapot felborul, különbségek jelennek meg a két terület között. Az ipar és a hozzá kapcsolódó szakképzett dolgozók egy régióba tömörülnek. A kialakult állapot egy centrum–periféria szituáció, amely valós gazdasági területekre értelmezhető. Így például *Krugman* [1991] szerint Európa középpontja az éjjeli műholdfelvételek alapján valahol Belgium körül található meg.

A fejlődő országokat is figyelembe véve azonban számos kérdés merül fel. A modell predikciója alapján az összes ázsiai szakképzetlen munkásnak Nyugatra kellett volna vándorolnia. Mivel ez a jelenség csak részben tapasztalható, így le kellett vonni azt a következtetést, hogy a vándorlásnak valami gátat szab. *Krugman–Venables* [1995] részben ezt a jelenséget korrigálta,<sup>2</sup> kiegészítette a modellt azzal a feltétellel, hogy a munkaerő a régiók között immobil. Később *Puga* [1999] – speciális eseteként – egy általános keretrendszerbe illesztette e két modellt.

A diszciplína fennállása során számos új gazdaságföldrajzi modell jelent meg különféle hatásokat beépítve,<sup>3</sup> például: a régiók közötti adóverseny (*Baldwin–Krugman* [2004], *Hühnerbein–Seidel* [2010]), a Hotelling-moddellel való összekapcsolás (*Ago* [2008], *Martinez-Giralt–Usategui* [2009]). *Ottaviano* [2011] szerint a legfontosabb eredmény az volt, hogy *Melitz* [2003] feloldotta azt a feltételt, hogy a vállalatok egyformák, vagyis különböző termelési hatékonysággal rendelkezhetnek.

Az empirikus irodalomban is számos mű született (*Head–Mayer* [2004]), azonban az eredeti modell ökonometriai becslése elhanyagolt maradt. Ez annak tudható be, hogy számos probléma merül fel, ami megnehezíti a kutatást ezen a területen. A két legfontosabb, hogy a modell egyenletei nem lineárisak, és több egyensúly létezik. Nincs egyértelmű megoldási módszer a modell paramétereinek megbecslésére, az irodalom két megoldási javaslatot kínál. Az első a modell béregyenletének regresszióbecsléssel való meghatározása (*Brakman–Garretsen–Schramm* [2004], [2006], *Bosker és szerzőtársai* [2010], *Hanson* [2005]), vagy a pedig a modell kibővítése, és ekkor a szektorok input-output adataival is el lehet végezni a becslést (*Puga–Venables* [1996]).

A cikkben Magyarország hét régiójára vonatkozóan becsljük meg a béregyenletet. Az alkalmazott új gazdaságföldrajzi modell fontosabb változóinak bemutatása

<sup>2</sup> A cikk másik nagy újítása, hogy a közbenső termékek felhasználása is megjelenik a termelésben, vagyis a termékek előállításához szükség van a többi termék felhasználására is.

<sup>3</sup> A *Journal of Economic Geography* folyóirat ezen írások egyik legfontosabb gyűjtőhelye.

után ismertetjük azt a négyféle módszert (legkisebb, kétfokozatú legkisebb négyzetek módszere, panelbecslés első differenciák alapján legkisebb, majd kétfokozatú legkisebb négyzetek módszere), ami alapján megkapjuk a modell strukturális paramétereinek értékét. A becslésben szereplő adatok ismertetését a négy becslés eredményének bemutatása és értékelése követi. A tanulmányt rövid összefoglalás zárja.

## A modell

Az új gazdaságföldrajzi modellek térbeli egységei a régiók, ettől az igényeknek megfelelően el lehet térni, például Magyarországon a régió helyett a megyéket is tekinthetjük regionális egységnek. Ha országokat vizsgálunk, akkor azokat több régió együtteseként kell kezelni. E tanulmányban tehát a régión a hivatalos magyarországi régiót értjük. Modellünket *Puga* [1999] alapján építettük fel, amit itt röviden ismertetünk.

Monopolisztikus versenymodellünk képzeletbeli országa  $R$  darab régióra oszlik, és mindegyik régióban él egy reprezentatív fogyasztó. Az  $r$ -edik régióban  $K_r$  mennyiségű földterület és  $L_r$  munkás van, akik vagy a mezőgazdasági vagy ipari termelésben vesznek részt.  $R$ -ből az  $r$ -edik régióban lakó reprezentatív fogyasztó Cobb–Douglas-féle hasznosságfüggvénnyel rendelkezik, amiben szerepel a fogyasztó által fogyasztott agrártermék mennyisége,  $A_r$ , a fogyasztó által fogyasztott kompozit iparcikk mennyisége,  $M_r$ ,  $\gamma$  pedig – a hasznosságfüggvény kitevője – az utóbbi jóság aránya a kiadásban. Bármely két iparcikk termékváltozat közötti helyettesítési rugalmasság  $\sigma$ , és  $N_r$  az  $r$ -edik régió termékváltozatainak száma, ami a modellben megegyezik a vállalatok számával.

A termelő feladatát a fogyasztóéval analóg módon írhatjuk le. A vállalatok ugyanannyit termelnek és az azonos régióban lévők azonos áron értékesítenek. Egyetlen lényeges különbség van közöttük, mégpedig hogy mindegyik vállalat más és más termékváltozatot állít elő. A termelési függvény Cobb–Douglas-típusú. Szerepel benne a felhasznált munka mennyisége,  $l_r$ , a közbelső termékek (amelyek szintén összetettek) mennyisége,  $I_r$ , és az ezekre fordított költség aránya,  $\mu$ , a termelési függvény kitevője. Egy termék előállításának  $\beta$  határköltsége van, emellett egy  $\alpha$  fix-költség is felmerül a termelés során.

A profitmaximalizálás során a megszokott módon egyenlővé tesszük a határköltséget a határbevétellel.<sup>4</sup> Alkalmazzuk a monopolisztikus verseny azon feltevését, hogy egy vállalat elhanyagolható az ipar egészéhez képest, ekkor a kereslet rugalmassága  $-\sigma$ . Az optimumban minden vállalatnak ugyanakkora a kibocsátása. Az eredményeket felhasználva és élve a különböző normalizálási lehetőséggel, minden régióra három egyenletet kapunk, egy kiadási, egy árindex- és egy béregyenletet, amelyek együttesen leírják az egyensúlyt. Mint ahogy arról már szó volt, az egyenletrendszer nem triviális megoldásaihoz numerikus módszerre van szükség az összetett függvényalakok miatt.

$$^4 MC(q) = p \left( 1 - \frac{1}{|\varepsilon|} \right).$$

$$e_r = \gamma[w_r L_r + r(w_r)K_r] + \frac{\mu}{1-\mu} w_r \varsigma_r L_r, \quad (1)$$

$$P_r = \frac{\beta\sigma}{\sigma-1} \left[ \frac{1}{(1-\mu)\alpha\sigma} \sum_{\bar{r}=1}^R \varsigma_{\bar{r}} L_{\bar{r}} w_{\bar{r}}^{1-\sigma(1-\mu)} P_{\bar{r}}^{-\mu\sigma} \tau_{\bar{r}}^{1-\sigma} \right]^{\frac{1}{1-\sigma}}, \quad (2)$$

$$w_r = \left( \frac{\beta\sigma}{\sigma-1} \right)^{\frac{1}{\mu-1}} P_r^{\frac{\mu}{\mu-1}} \left[ \frac{\beta}{\alpha(\sigma-1)} \sum_{\bar{r}=1}^R \tau_{\bar{r}}^{1-\sigma} e_{\bar{r}} P_{\bar{r}}^{\sigma-1} \right]^{\frac{1}{\sigma(1-\mu)}}, \quad (3)$$

ahol  $e_r$  a régió kiadása,  $\tau_{\bar{r}}$  a szállítási költség,  $r(w_r)$  az egységnyi föld utáni földjáradék<sup>5</sup> és  $\varsigma_r$  az ipari munkások aránya a régióban.

## A modellből származó regresszió

Az előző részben levezetett modell immár adott, a kérdés az, melyik egyenletet válasszuk a helyettesítési rugalmasság becsléséhez. A három egyenlet közül kettő nem lineáris, ami megnehezíti a problémát. A (1) egyenlet annak ellenére, hogy könnyen kezelhető, nem használható, mivel a helyettesítési rugalmasság nem szerepel benne. A (2) és (3) egyenlet problémája az, hogy nincsenek adatok a régiós iparcikkek árindexéről, sőt egyéb árindex sincs régiós szinten. Az első esetben, mivel ott függő változóként szerepel az árindex, nem célszerű becslést végrehajtani, azonban a béregyenletnél lehetőség van a probléma kiküszöbölésére. Az alábbi (4) béregyenlet használjuk majd, pontosabban ennek logaritmizált alakját, ahol  $\kappa$  a konstans.

$$\ln(w_{rt}) = \kappa + \frac{\mu}{\mu-1} \ln(P_{rt}) + \frac{1}{\sigma(1-\mu)} \ln \left( \sum_{\bar{r}=1}^R \tau_{\bar{r}}^{1-\sigma} e_{\bar{r}} P_{\bar{r}}^{\sigma-1} \right). \quad (4)$$

Egyrészt az egyenlet endogén változókat (jövedelem- és a bérváltozó) tartalmaz, ezeket kezelni kell. Másrészt a struktúra alapján rétegzett adatokat kell használni, ami a panelbecslés lehetőségét is felveti.

Az irodalomban két módszer ismeretes az árindex pótlására. Az első *Hanson* [2005] javaslata, hogy éljünk két kiegészítő feltevéssel. Először is az ingatlanokkal kapcsolatos szolgáltatások értéke megegyezik a fogyasztók jövedelmének egy fix hányadával, másodszor pedig a reálbér kiegyenlítődik a régiók között. Így az árindex eltüntethető a regresszióból, helyette az ingatlanállomány exogén változója jelenik meg, amihez már elérhető adatok. A második feltevés azonban már túlzó, mert az csak hosszú távon érvényes, ami ellentmond annak, hogy az egyenletrendszer csak rövid távú megoldást szolgáltat. A másik lehetőség *Brakman–Garretsen–Schramm* [2006] módszere: az egyenletrendszer alapján fejezzük ki az árindexet. Ehhez a (2)

<sup>5</sup> A föld azonosítható a tőkével.

egyenlet párját használjuk fel Krugman eredeti modelljéből, mert abban a formában az árindex explicit kifejezhető.

$$P_{rt} = \left[ \lambda_r w_{rt}^{1-\sigma} + (1-\lambda_r) \left( \overline{w_{rt}} \tau_{r, kp} \right)^{1-\sigma} \right]^{\frac{1}{1-\sigma}} \tag{5}$$

A  $\lambda_r$  paraméter a munkások aránya a régió iparában az egész országhoz képest,<sup>6</sup>  $\overline{w_r}$  az adott régió kívüli bérátlag,  $\tau_{r, kp}$  a régió távolsága a centrumtól, azaz a gazdasági központ szerepét betöltő régiótól,  $t$  pedig az idő indexe.

A (4) egyenlet második és harmadik tagjának külön nevet lehet adni: az előbbi az ellátói hozzáférhetőség (*supply acces, SA*), az utóbbi pedig a piac reál-hozzáférhetősége (*real market acces, RMA*) (*Brakman–Garretsen–Schramm* [2006], *Redding–Venables* [2004]). Az ipari béreket – és a nemzetközi egyenlőtlenségeket is – két fontos földrajzi tényező befolyásolja. Egyrészt hogy milyen messze vannak azoktól a piacoktól, ahol értékesítenek, másrészt milyen messze vannak azoktól az országoktól, amelyek a termelésükhöz szükséges munkaeszközöket és (köztes) termékeket biztosítják. Az első tényezőt nevezzük a piac hozzáférhetőségének vagy piaci lehetőségnek (*market potential, MP*). A  $\sum e_r \tau_{rr}^{1-\sigma} e_{rt}$  tag az  $r$ -edik régió nominális piaci hozzáférhetősége. Ez figyelembe veszi, hogy minden egyes régióknak mekkora kiadása, vagyis kereslete van, amit még a kérdéses régiótól való távolsággal korrigál. Minél közelebb van egy régió, az annál nagyobb piaci hozzáférhetőséget tesz lehetővé, mint egy távolabb lévő (ugyanakkora kiadás esetén), és ezzel így magasabb béreket is biztosít. Ha ezt árindexszel szorozzuk, akkor megkapjuk a piac reál-hozzáférhetőségét. A második tényező az ellátói hozzáférhetőség, amit itt az árindexszel fejezünk ki. Minél magasabb az értéke, annál távolabb vannak az ellátó vállalatok, vagyis drága a helyi munka alternatívája, a munkások magasabb béreket követelhetnek.

A piac reál-hozzáférhetősége és az ellátói hozzáférhetőség is tartalmazza az árindexet. A fellépő multikollinearitást az egyik tag elhagyásával kezelhetjük. Jelen esetben logikus az ellátói hozzáférhetőséget elhagyni.

A modell csak a pénzügyi hatásokat magyarázza, ennek ellenére a valóságban elképzelhető erőforrásbeli, technológiai különbség vagy egyéb externália. Célszerű egyéb exogén változókat felhasználni, amelyek még eredményezhetik a bérkülönbségeket.

A kétfokozatú legkisebb négyzetek módszerével kapott regressziós becslés instabil, ritkán talál optimumot. Gyakran még a legkisebb négyzetek módszere is kudarcot vall. Ennek kiküszöbölésére a  $\mu$  paramétert előre rögzítjük. Ekkor két út kínálkozik: vagy feltesszük, hogy az értéke nulla, ami nem túl plauzibilis, mert ez azt jelentené, hogy a termelésben nem használunk fel köztes termékeket, vagy *Bosker és szerzőtársai* [2010] alapján megbecsüljük a  $\mu$  értékét ( $\bar{\mu} = 0,944$ ).

$$\ln(w_{rt}) = \kappa + \frac{1}{\sigma(1-\bar{\mu})} \ln \left( \sum_{r=1}^R \tau_{rr}^{1-\sigma} e_{rt} P_{rt}^{\sigma-1} \right) + \sum_j \alpha_j X_{jrt} \tag{6}$$

<sup>6</sup> Vagyis a következő áll fenn:  $\lambda_r = \varsigma_r L_r / \sum L_r^M$ .

## Adatok

Az éves szintű KSH-adatok magyarországi régiók szerinti bontásúak, és 2000–2008-ig állnak rendelkezésre, így a felmérés összesen 63 megfigyelést tartalmazott. A 2008. év esetében felmerülhet a válság hatása, de mivel ezt még a statisztikai adatok nem tükrözik (1. táblázat), ezért megmaradt az adatsorban. A modell változói két csoportba oszthatók, endogén és exogén változókra, e szerint csoportosítottuk az adatok bemutatását.

### 1. táblázat

Adatok leíró statisztikai régió szerint bontásban, 2000–2008

	Bér (ezer forint)	Jövedelem (milliárd forint)	Munkások aránya (százalék)	Munka- nélküliségi ráta (százalék)	Gyógy- szertárak száma	Országos közutak hossza (km)	Hőmér- séklet (°C)	Csapa- dék (m <sup>2</sup> )
<b>KÖZÉP-MAGYARORSZÁG</b>								
Átlag	993	7211	42,3	4,6	601	2648	11,4	553
Szórás	106	864	1,3	0,5	48	56	0,7	116
Minimum	800	5749	40,8	3,9	570	2602	10,6	378
Maximum	1112	8121	44,4	5,2	707	2760	12,5	753
<b>KÖZÉP-DUNÁNTÚL</b>								
Átlag	796	1596	10,4	5,3	225	3968	10,8	577
Szórás	88	126	0,2	0,7	11	36	0,7	175
Minimum	638	1410	10,2	4,3	217	3931	9,8	354
Maximum	888	1716	10,7	6,3	250	4031	11,8	826
<b>NYUGAT-DUNÁNTÚL</b>								
Átlag	775	1598	9,4	4,8	193	4912	10,5	549
Szórás	91	90	0,4	0,7	13	53	0,8	93
Minimum	610	1446	9,0	4,0	184	4834	9,3	415
Maximum	870	1700	9,9	5,9	225	4999	11,3	692
<b>DÉL-DUNÁNTÚL</b>								
Átlag	745	1079	7,8	8,5	213	4395	11,4	598
Szórás	99	47	0,3	10,7	10	60	0,7	112
Minimum	567	984	7,2	7,3	208	4332	10,2	499
Maximum	846	1115	8,1	10,3	236	4493	12,3	822
<b>ÉSZAK-MAGYARORSZÁG</b>								
Átlag	751	1269	8,8	10,5	246	4756	10,4	613
Szórás	99	96	0,3	1,6	12	61	0,7	121
Minimum	573	1096	8,3	8,5	240	4655	9,6	405
Maximum	854	1363	9,1	13,4	276	4811	11,4	782

## Az 1. táblázat folytatása

	Bér (ezer forint)	Jövedelem (milliárd forint)	Munkások aránya (százalék)	Munka- nélküliségi ráta (százalék)	Gyógy- szertárak száma	Országos közutak hossza (km)	Hőmér- séklet (°C)	Csapa- dék (m <sup>2</sup> )
ÉSZAK-ALFÖLD								
Átlag	724	1539	11,0	9,1	320	5001	10,8	571
Szórás	97	106	0,2	1,8	15	93	0,8	77
Minimum	545	1318	10,7	6,8	311	4905	9,8	435
Maximum	820	1639	11,0	12,0	357	5137	11,9	692
DÉL-ALFÖLD								
Átlag	725	1449	10,4	6,9	322	5062	11,3	491
Szórás	96	72	0,3	1,3	20	55	0,8	145
Minimum	548	1324	9,9	5,2	309	5010	10,2	203
Maximum	820	1515	10,7	8,7	371	5139	12,4	689

*Forrás:* KSH.

*Endogén változók.* Az endogén változók, a bér és jövedelem, a modellből származnak. A bér a becslőfüggvény mindkét oldalán szerepel, ami az egyenlet nem lineáris alakja miatt nem egyszerűsíthető, s az elemzésben a nettó átlagkereset a megfelelője. Az eredeti havi szintű és forintban megadott adatokat évesítettük millió forintra átváltva és az inflációval korrigálva. A 2000–2002. évi adatokat a TEÁOR'98 kulcsról TEÁOR'03 kulcsra kellett átváltani. A jövedelmet a bruttó hazai termékkel (GDP) azonosítottuk.

*Exogén változók.* Az exogén változók közül a távolság a modellből származik, a többi pedig az egyéb modellen kívüli hatást próbálja megfogni. A  $\tau_{rr}$  még nem a modellbeli távolságparaméter, hanem annak csak függvénye. Többféle módon adható meg a kapcsolat (*Brakman–Garretsen–Schramm* [2006]), jelen esetben a következő függvényalak írja le:  $\tau_{rr} = e^{\delta d}$  ( $\delta > 0$ ). A  $\delta$  a távolságparaméter és a  $d_{rr}$  a távolságadatok.

## 2. táblázat

Régió–város megfeleltetés

Régió	Város
Közép-Magyarország	Budapest
Közép-Dunántúl	Székesfehérvár
Nyugat-Dunántúl	Győr
Dél-Dunántúl	Pécs
Észak-Magyarország	Miskolc
Észak-Alföld	Debrecen
Dél-Alföld	Szeged

A két régió közötti távolságot úgy határoztuk meg, hogy minden régióhoz hozzárendeltünk egy saját várost, amely egyben fontos gazdasági gócpont. Ezt a megfeleltetést a 2. táblázat tartalmazza. A távolságot pedig úgy határoztuk meg két eltérő pont között, hogy egy térképadatbázisból kiválasztottuk a legrövidebb idő alatt megjárható útvonalat a különböző közutakat érintve. Ezen kalkulációk a 2012 szeptemberében letöltött Google-térképből származnak (autós üzemmódot használva). A belső távolság ( $d_r$ ), mint ahogy a 3. táblázatban látható, nem egységnyi. A régióon belüli szállításnak is van költsége, és minél nagyobb a terület, annál nagyobb a költség. E megfontolás alapján a következő formulát használtuk:  $\frac{2}{3}\sqrt{\frac{T_r}{\pi}}$ , ahol  $T_r$  a régió területének nagysága.

### 3. táblázat

Távolságmátrix (kilométer)

	Közép-Magyarország	Közép-Dunántúl	Nyugat-Dunántúl	Dél-Dunántúl	Észak-Magyarország	Észak-Alföld	Dél-Alföld
Közép-Magyarország	31	66	130	232	182	231	170
Közép-Dunántúl	66	40	104	207	251	298	233
Nyugat-Dunántúl	130	104	40	338	314	362	300
Dél-Dunántúl	232	207	338	45	411	460	189
Észak-Magyarország	182	251	314	411	44	113	340
Észak-Alföld	231	298	362	460	113	50	217
Dél-Alföld	170	233	300	189	340	217	51

Az 1. ábra mutatja Közép-Magyarország centrális helyzetét, amit a 1. táblázat adatai is igazolnak. Mindezek mellett felfedezhető az is, hogy a Nyugat-Európához közelebbi régiókban a nettó átlagkereset magasabb. Ezt magyarázza NYUGAT kétértékű változó, amely azt írja le, hogy az adott régió az ország keleti vagy nyugati részéhez tartozik. Az 1 érték jelenti, ha egy régió nyugati országrészben (Közép-Magyarországot is ide sorolva) található, a 0 pedig, ha keleti országrészben.

A munkások aránya (MUNKÁSARÁNY) azt mutatja meg, hogy adott régióban az alkalmazásban állók létszáma hogyan aránylik az ország egészéhez képest. Szintén TEÁOR'03 csoportosítás szerint, hasonlóan a BÉR változóhoz, ahol szükséges volt, a megfelelő kulcsokra átváltva.

Környezeti változókat is bevezettünk egy esetleges külső hatás értelmezése érdekében. A KSH-adatok közül csak az ÁTLAGHŐMÉRSÉKLET és az ÉVES CSAPADÉKMENYNYISÉG volt elérhető a kívánt időszakokra. A MUNKANÉLKÜLSÉGI RÁTA, A GYÓGYSZERTÁRAK SZÁMA és AZ ORSZÁGOS KÖZUTAK HOSSZA változók is a régiós különbségeket hivatottak leírni. Bevezettünk továbbá régiós kétértékű változókat is, de a végső becslésben nem sikerült felhasználni őket.

Két változó a meglévő adatokból előállítható, amelyek a (5) egyenlethez kellenek az árszínvonal becsléséhez. Az egyik a külső bérátlag ( $\bar{w}_r$ ), amely az adott régióon



## 1. ábra

Nettó átlagkereset inflációval korrigálva, 2008 (ezer forint)



kívüli bérátlag. Egy adott megfigyelésre ki kell számítani a többi régió átlagbérét egy kiválasztott évre. A másik a távolság a centrumtól változó ( $\tau_{r, kp}$ ), amely egy adott megfigyelésre megmondja, hogy milyen messze van a centrumtól. Hihető feltevés lenne azzal élni, hogy Közép-Magyarország lesz ez, de célszerűbb a piaci hozzáférhetőség (*market potential, MP*) függvényét használni: az a régió lesz a centrum, amelyek a legmagasabb *MP* értékkel rendelkeznek:

$$MP_r = \sum_{s=1}^R \frac{e_r}{\tau_{rs}} = \sum_{s=1}^R \frac{e_r}{e^{\delta d_{rs}}}. \quad (7)$$

## 4. táblázat

*MP* érték (2008)

Régió	<i>MP</i> érték
Közép-Magyarország	721 403,33
Közép-Dunántúl	122 888,91
Nyugat-Dunántúl	74 455,92
Észak-Magyarország	43 119,25
Dél-Dunántúl	33 778,53
Észak-Alföld	32 106,15
Dél-Alföld	28 417,62

A távolság függvényben még nem ismert  $\delta$  értéke, ezt meg kell becsülnünk. A (7) egyenletben a függő változó a bér, majd ennek a logaritmusára készítsünk regressziót, amiből a távolságparaméter értékére becslést ( $\delta'$ ) kaphatunk. A becslött érték ekkor 0,07782, amiből a kapott *MP* értékek minden egyes időszakra Közép-Magyarországon a legnagyobbak, tehát nyugodtan használható centrumnak (4. táblázat).

## Becslés

A regressziót a (6) egyenletre írtuk fel, ahol fennáll (5) és ahogy korábban már említettük:  $\bar{\mu} = 0,944$ . Négy különböző módszerrel is elvégeztük a becslést. Az első a gyakran alkalmazott legkisebb négyzetek módszere volt, annak is nemlineáris változata (NLS) a változók legbővebb körével. A következőkben regressziós problémák, illetve becslési korlátok miatt már nem minden magyarázó változó szerepelt. A második esetben endogenitási problémák miatt a kétfokozatú legkisebb négyzetek (2SLS) módszerét alkalmaztuk, ahol a bér és jövedelem endogén változók voltak. A regionális bontású idősor miatt kézenfekvőnek bizonyult a panelbecslés. Első lehetőség az lett volna, hogy a becslés elvégzésekor a kétértékű régiós változókat is bevonjuk a magyarázó változók közé, de ekkor az iteráció elakadt mind az NLS, mind a 2SLS esetében. Ezek miatt végül a első differenciák (FD) módszerét választottuk. Ekkor a módszerekből fakadóan a konstans és a távolságparamétert már nem lehetett szerepeltetni az egyenletben. Kétféleképpen is végrehajtottuk a panelbecslést, NLS-sel és 2SLS-sel is.

Az 5. táblázat szerint a közúthálózat hossza és a gyógyszertárak száma között a korreláció igen magas volt:  $-0,73$ . A multikollinearitás miatt célszerű az egyik változót nem szerepeltetni a regresszióban, így elhagytuk a gyógyszertárak száma változót.

### 5. táblázat

Korrelációs mátrix

	CSAPADÉK	HŐ- MÉRSÉKLET	KÖZÚT- HOSSZ	GYÓGYSZER- TÁR	NYUGAT	MUNKA- NÉLKÜLSÉG
CSAPADÉK	1,00					
HŐMÉRSÉKLET	-0,38	1,00				
KÖZÚTHOSSZ	-0,01	-0,21	1,00			
GYÓGYSZERTÁR	-0,06	0,31	-0,73	1,00		
NYUGAT	0,04	0,12	-0,59	0,05	1,00	
MUNKANÉLKÜLSÉG	0,23	-0,03	0,48	-0,26	-0,62	1,00

A panelbecslés során mivel a távolságparaméter nem volt becsülhető, de a regresszió megkívánta ennek szerepeltetését, ezért ennek helyére konkrét számot kellett megadnunk. Három becslés van ennek az értékére, az első a már korábbiakban a piaci hozzáférhetőség függvényből kapott 0,07782, a másik kettő az NSL és 2SLS

becslésből származik, 0,0000988 és 0,0000115 (6. táblázat). A harmadik érték nem szignifikáns, így ezt mellőztük. A két másik érték közül alkalmasabb az *MP* becslésből származó együtthatót felhasználni, mert azt a becslést kevésbé torzítják különböző hatások. Nincs endogenitási probléma és különálló becslőfüggvény, emellett a szakirodalom által becslült értékek (*Brakman–Garretsen–Schramm* [2006], *Bosker és szerzőtársai* [2010]) is ehhez állnak közelebb, 0,34 és 0,102.

#### 6. táblázat

A becslések eredményei

	1. becslés (NLS)	2. becslés (2SLS)	3. becslés (FD)	4. becslés (FD 2SLS)
Konstans ( $\kappa$ )	-9,250491*** (0,716924)	-10,70175*** (0,567085)	- -	- -
Rugalmasság ( $\sigma$ )	31,88339*** (2,527214)	26,28127*** (1,414017)	27,59899*** (1,120184)	26,81197*** (1,517570)
Távolság ( $\delta$ )	9,88E-05*** (1,32E-05)	1,15E-05 (1,05E-05)	- -	- -
HŐMÉRSÉKLET	0,006164 (0,010369)	- -	-0,004165 (0,003237)	- -
CSAPADÉK	8,69E-06 (7,96E-05)	-7,11E-05 (4,63E-05)	-4,63E-05** (1,81E-05)	-4,34E-05 (3,65E-05)
NYUGAT	0,058776*** (0,020497)	-0,020051 (0,013821)	- -	- -
KÖZÚTHOSSZ	- -	-0,000112*** (1,01E-05)	1,40E-05 (8,87E-05)	-9,82E-05 (0,000233)
MUNKANÉLKÜLISÉG	0,888121 (0,544947)	-0,687374* (0,351692)	0,861631** (0,323744)	1,035563 (0,904532)
Korrigált $R^2$	0,867705	0,957814	0,906509	0,901621
$N$	63	63	56	56

\* 0,1, \*\* 0,05, \*\*\* 0,01 százalékos szinten szignifikáns.

Az együtthatók alatt zárójelben a standard hibák. A 3. és 4. becslésben  $\delta^* = 0,07782$ .

A 2. és 4. egyenletnek több instrumentuma (a 4. egyenletnek még kétértékű régiós instrumentális változója is) van.

A négy becslés összehasonlítására az  $R^2$  értékei ebben az esetben nem használhatók fel, ezért a becslült együtthatók segítségével próbáljuk majd jellemezni a különböző módszerekkel kapott eredményeket.

A HELYETTESÍTÉSI RUGALMASSÁG ( $\sigma$ ) mindegyik esetben szignifikáns és az együtthatója nagyobb, mint egy, ahogy az elmélet alapján elvárható. 26-tól 32-ig terjedő becslült értékei egyik esetben sem felelnek meg a szakirodalomnak (7. táblázat). A TÁVOLSÁG ( $\delta$ ) együtthatójának pozitívnak kell lennie. Az 1. becslésben

szignifikáns és jó az előjel, míg a másodikban már csak az előjel megfelelő. Ez úgy értelmezhető, hogy minél távolabb van az adott szereplő, annál magasabb lesz a szállítási költség. A 3. és a 4. becslésben az első differenciák módszere miatt ezt a változót ki kellett hagyni.

### 7. táblázat

Empirikus helyettesítési rugalmasságok a szakirodalomban

	A vizsgált térség	$\sigma$
<i>Lai–Trefler</i> [2002] (2. táblázat (1))	Világ (nem teljes)	5,3
<i>Hanson</i> [2005] (3. táblázat (2))	Egyesült Államok	6,562
<i>Brakman–Garretsen–Schramm</i> [2004]	Németország	3,652
<i>Brakman–Garretsen–Schramm</i> [2006]	Európai Unió	3,85
<i>Bosker és szerzőtársai</i> [2010]	Európai Unió	7,122

A környezeti változók esetén a HŐMÉRSÉKLET változót csak az 1. és a 3. becslésben tudtuk szerepeltetni, de mivel egyszer sem lett szignifikáns a becslés, ez nem utalt arra, hogy lényeges magyarázó változó maradt volna ki a másik két esetben. A CSAPADÉK változó csak a 3. becslésben volt szignifikáns, ami lehet specifikációs hiba.

A NYUGAT változó csak az 1. becslés esetén szignifikáns, ekkor az előjele a vártak megfelelően pozitív, vagyis egy nyugati régió esetében magasabb a bér, mint egy keletiben.

A KÖZÚTHOSSZ változó előjelének pozitívnak kellene lennie, hisz a nagyobb közúthálózat, vagyis a nagyobb fejlettség nagyobb bért is jelent, így a változó a régió fejlettségét hivatott tükrözni. Ennek ellenére a 2. becslésben ott negatív az előjel, ahol egyedül szignifikáns a változó. A MUNKANÉLKÜLISÉG nem tűnik lényeges magyarázó változónak, mivel két szignifikáns értéke van (a 2. és 3. becslésben), de az előjel különböző. A nagyobb munkanélküliség jelen esetben úgy lenne értelmezhető, hogy nem elég fejlett az adott régió, ezért alacsonyabbak a bérek, de ez csak a 2. becslésre igaz.<sup>7</sup>

Talán árnyaltabb képet kaphatunk, ha a modelleket teljes egészében vizsgáljuk. Az 1. becslésben a NYUGAT kétértékű változója az egyetlen külső változó. Úgy tűnik, ebben az esetben a változó beváltotta a hozzá fűzött reményeket, vagyis részben magyarázza a régiók közötti bérkülönbséget. Az NLS becslés nem tűnik megfelelőnek, mert a helyettesítési rugalmasság értéke túl magas a többihez képest. A 2. becslésben már jönnek látszik a  $\sigma$  értéke, és elveszíti a szignifikanciáját a NYUGAT kétértékű változója. Nem véletlenül lesz szignifikáns a KÖZÚTHOSSZ és a MUNKANÉLKÜLISÉG változója, mert átveszi a kétértékű változó szerepét. A korrelációs mátrixot megvizsgálva, érthető, miért negatív a két változó előjele, egymással pozitívan korrelálnak, míg a kétértékű változóval negatívan, aminek az előjele pozitív

<sup>7</sup> Pozitív előjel is várható a közgazdasági irodalom alapján (Phillips-görbe).

volt. Tehát ha a munkanélküliség alacsonyabb, az olyan, mintha a nyugati régió lenne az adott megfigyelés, és ez ugyanolyan irányú hatással van a bérekre.<sup>8</sup> A első differenciák szerinti panelbecslésekből kiesik a régiókra jellemző egyedi hiba, így az előbb említett változók szerepe megszűnik. A 4. becslésben csak a helyettesítési rugalmasság marad szignifikáns. A 3. becslésben hasonló történik – kérdéses, hogy a két bennmaradt szignifikáns magyarázó változó lényeges-e.

A  $\sigma$  paraméter értéke igen magas lett a korábban becsült szakirodalmakhoz képest, mint ahogy a 7. táblázatban látható. A paraméter inverze megmutatja, hogy a fogyasztó mennyire kedveli a termékek széles választékát. Kérdés, hogy adható-e válasz erre az eltérésre. A helyzetet megnehezíti, hogy a paraméter egytől végtelenig mozog, így nem lehet tudni pontosan, hogy ez az érték mekkora különbséget jelent a szakirodalomhoz képest. A kérdés úgy is értelmezhető, hogy ez az eltérés a Magyarországon lévő fogyasztói szokásokra vezethető vissza, vagyis hogy mennyivel kisebb termékválasztékra van igény. Alapvetően úgy érezhetjük, hogy nem jelenthet túl nagy különbséget, mert a vizsgált időszakban, 2000 és 2008 között és előtte még a válság hatásaitól mentesen Magyarország fokozatosan zárkózott fel a nyugati országokhoz. Megjelentek a külföldi multinacionális cégek és behozták azon termékek nagy részét, ami Nyugaton is elérhető.

Az eltérést két okkal is magyarázhatjuk. 1. A szocializmusban a fogyasztók számára szűk volt a termékválaszték. Mivel több évtizeden keresztül ez volt a megszo-kott, így ez hosszabb távon beépült a preferenciákba, és mint valamilyen szocialista örökség hat továbbra is. 2. A paraméter egyfajta fejlettségi szintet is tükröz. A nagy termékválaszték azt is mutatja, hogy a vállalatok számára lehetőség van nagyszámú termék értékesítésére.

\*

Az új gazdaságföldrajz nemzetközi szintéren nagy népszerűsége miatt tett szert, a hazai hatás ennél jóval mérsékeltebb. A tanulmány vázlatos betekintést nyújtott *Puga* [1999] modelljébe, majd ennek béregyenletét felhasználva különböző megfontolások mellett módosította azt. A regressziós modellből fakadó hibákat a kétfokozatú legkisebb négyzetek módszerével és panelbecsléssel igyekezett kiküszöbölni. Minden esetben a legfontosabb strukturális paraméter, a helyettesítési rugalmasság becslése állt a középpontban. Ez egyrészt a modell egyik legfajtsúlyosabb pontja, másrészt a többi paraméter értéke közvetett módon máshonnan is becsülhető. A helyettesítési rugalmasság mind a négy becslésben szignifikáns volt, a paraméter szintje viszont eltért a szakirodalomban megszokottól. Mivel ezek a fejlett országokra vonatkoztak, és ezek közül is azokra, amelyek az élmezőnyhöz tartoznak, vagy ezek átlagára, az eltérés abból adódhatott, hogy Magyarország ezekhez képest fejlettségi szintben hátrébb van, ami más egyéni preferenciákat eredményez a társadalomban.

A téma még számos problémát rejt, amit górcső alá lehetne vetni a jövőben. Érdekes lenne megvizsgálni, hogy alakulnak a becslések, ha a távolságmátrixot különböző pót-

<sup>8</sup> A közúthossz esetén ez az értelmezés már nem állja meg a helyét.

lólágos feltevésekkel egészítenénk ki. Ilyen lehetne az idő dimenziójának bevezetése a távolság figyelembevételkor kétféle értelmezésben. 1. A távolság, azaz a legrövidebb idő alatt megjárható útvonal „változik”. A közutak szerkezete idővel módosul, javul vagy épp romlik, a legrövidebb útvonal is megváltozhat két pont között, de az is elképzelhető, hogy a közlekedési eszköz válik gyorsabbá, esetleg lassúbbá. Így a távolságmátrix minden évben különböző lehet. Ebben az esetben talán célszerűbb lenne a távolságmátrixot nem távolságban, hanem időben kifejezni.<sup>9</sup> 2. Két pont közötti távolság mindig ugyanakkora, de az út megtételéhez szükséges idő nem feltétlenül. Például ha forgalmas útról van szó, akkor figyelembe lehet venni ennek sebességlassító hatását. Az M7-es autópályán Balaton felé két sáv van, míg visszafelé Székesfehérvártól három. Ez jelentősen lerövidítheti az út megtételéhez szükséges időt. A távolságmátrix nem szimmetrikus.

A kapott becslést felhasználva lehetőség lenne más kutatási irányra is. Szimulációs módszerrel az egyenletrendszer megoldható,<sup>10</sup> így meg lehetne határozni az egyen-súlyi bért minden egyes régióra Magyarországon a vizsgált időszakra. Érdekes lenne ennek eredményét összevetni más munkaerő-piaci modellek következtetéseivel.

### Hivatkozások

- AGO [2008]: Central Agglomeration of Monopolistically Competitive Firms. *Journal of Economic Geography*, Vol. 8. No. 6. 811–823. o.
- BALDWIN R. E.–KRUGMAN, P. [2004]: Agglomeration, integration and tax harmonisation. *European Economic Review*, Vol. 48. No. 1. 1–23. o.
- BOSKER, M.–BRAKMAN, S.–GARRETSEN, H.–SCHRAMM, M. [2010]: Adding geography to the new economic geography: bridging the gap between theory and empirics. *Journal of Economic Geography*, Vol. 10. No. 6. 793–823. o.
- BRAKMAN, S.–GARRETSEN, H.–SCHRAMM, M. [2004]: The spatial distribution of wages: Estimating the Helpman-Hanson model for Germany. *Journal of Regional Science*, Vol. 44. No. 3. 437–466. o.
- BRAKMAN, S.–GARRETSEN, H.–SCHRAMM, M. [2006]: Putting new economic geography to the test: Free-ness of trade and agglomeration in the EU regions. *Regional Science and Urban Economics*, Vol. 36. No. 5. 613–635. o.
- DIXIT, A. K.–STIGLITZ, J. E. [1977]: Monopolistic competition and optimum product diversity. *American Economic Review*, Vol. 67. No. 3. 297–308. o.
- FUJITA, M.–KRUGMAN, P. R.–VENABLES, A. [1999]: *The spatial economy: cities, regions and international trade*. MIT Press, Cambridge, MA.
- HANSON, G. H. [2005]: Market potential, increasing returns and geographic concentration. *Journal of International Economics*, Vol. 67. No. 1. 1–24. o.
- HEAD, K.–MAYER, T. [2004]: The empirics of agglomeration and trade. Megjelent: *Henderson, J. V.–Thisse, J. F.* (szerk.): *Handbook of Regional and Urban Economics*, 4. kötet. *Handbook of Regional and Urban Economics*, Elsevier, 59. fejezet, 2609–2669. o.

<sup>9</sup> Mivel a tanulmánynak nem volt célja ezt a problémát kezelni, így logikus volt a távolságot kilométerben definiálni. Ennek értéke sokkal kevésbé reagálhat érzékenyen a közúthálózat változására, így a 2011-es értékek a korábbi évekre is igazak lehetnek.

<sup>10</sup> A többi paraméter megbecslésével.

- HÜHNERBEIN, O.–SEIDEL, T. [2010]: Intra-regional Tax Competition and Economic Geography. *The World Economy*, Vol. 33. No. 8. 1042–1051. o.
- KRUGMAN, P. [1991]: Increasing returns and economic geography. *Journal of Political Economy*, 99. No. 3. 483–99. o.
- KRUGMAN, P.–VENABLES, A. J. [1995]: Globalization and the inequality of nations. *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 110. No. 4. 857–880. o.
- LAI, H.–TREFLER, D. [2002]: The Gains from Trade with Monopolistic Competition: Specification, Estimation, and Mis-specification. NBER Working Papers, 9169.
- MARTINEZ-GIRALT, X.–USATEGUI, J. M. [2009]: Iceberg transport technologies in spatial competition. Hotelling reborn. UFAE and IAE Working Papers, 791.09.
- MELITZ, M. J. [2003]: The Impact of Trade on Intra-Industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity. *Econometrica*, Vol. 71. No. 6. 1695–1725. o.
- OTTAVIANO, G. I. P. [2011]: ‘New’ new economic geography: firm heterogeneity and agglomeration economies. *Journal of Economic Geography*, Vol. 11. No. 2. 231–240. o.
- OTTAVIANO, G. I. P.–THISSE, J.-F. [2005]: New economic geography: what about the N? *Environment and Planning A*, Vol. 37. No. 10. 1707–1725. o.
- PUGA, D. [1999]: The rise and fall of regional inequalities. *European Economic Review*, Vol. 43. No. 2. 303–334. o.
- PUGA, D. [1996]: The Spread of Industry: Spatial Agglomeration in Economic Development. *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol. 10. No. 4. 440–464. o.
- REDDING, S.–VENABLES, A. J. [2004]: Economic geography and international inequality. *Journal of International Economics*, Vol. 62. No. 1. 53–82. o.