

KERTESI GÁBOR–KÖLLŐ JÁNOS

Regionális munkanélküliség és bérek az átmenet éveiben

A bérszerkezet átalakulása Magyarországon – II. rész

A cikksorozat első része (Kertesi–Köllő [1997]) a reálbérek szintjének és eloszlásának változását, valamint a legfontosabb arányváltozásokat elemezte 1986 és 1996 között. A második rész alaposabban vizsgálja a munkanélküliségnek betudható regionális kereseti különbségek alakulását 1989 és 1995 között.*

Magyarország elmaradott régióit az átmenet éveiben kettős teher sújtotta: magasra szökött a munkanélküliség, a keresetek pedig fokozatosan leszakadtak az amúgy is csökkenő országos átlagtól. A két munkaerőpiaci kulcsváltozó kapcsolatának alakulását az 1. ábra szemlélteti. Az ország 170 kistérségét sorba rendeztük, majd tíz csoportba osztottuk a „transzformációs válság” mélypontján (1992-ben) mért munkanélküliségi rátájuk alapján. Az ábra a mindenkorinál főként százalékosan kifejezett keresetet és az átlagos munkanélküliséget mutatja az így definiált térségdecilisekben 1986 és 1995 között. Látható, hogy a rendszerváltozás időszakát legsikeresebben átvészelő kistérségek már 1986-ban is 20 százalékos körüli kereseti előnyben voltak a legnehezebben boldogulókhöz képest. (A munkanélküliséget ekkor még nem tartották nyilván, és valószínű, hogy tényleges szintje is nagyon alacsony volt, ha nem is mindenhol zérus értékű, amint azt az ábrán jelöltük). A keresetek szóródási tartománya 1989-ig 25 százalékosra, majd 1992-ig 37 százalékosra nőtt, és egyre szorosabbá vált a bérek és a munkanélküliség kapcsolata. 1992 és 1995 között viszont a korábbiakhoz képest csupán kismértékben változott a kép: az átmenet időszakában kialakult sorrend és mértékek rögzültek.

Kutatásunkat az a kérdés motiválta, hogy van-e remény ezeknek az igazságtalan és haszontalan különbségeknek¹ a csökkenésére? Az igennel vagy nemmel nyilván meg nem

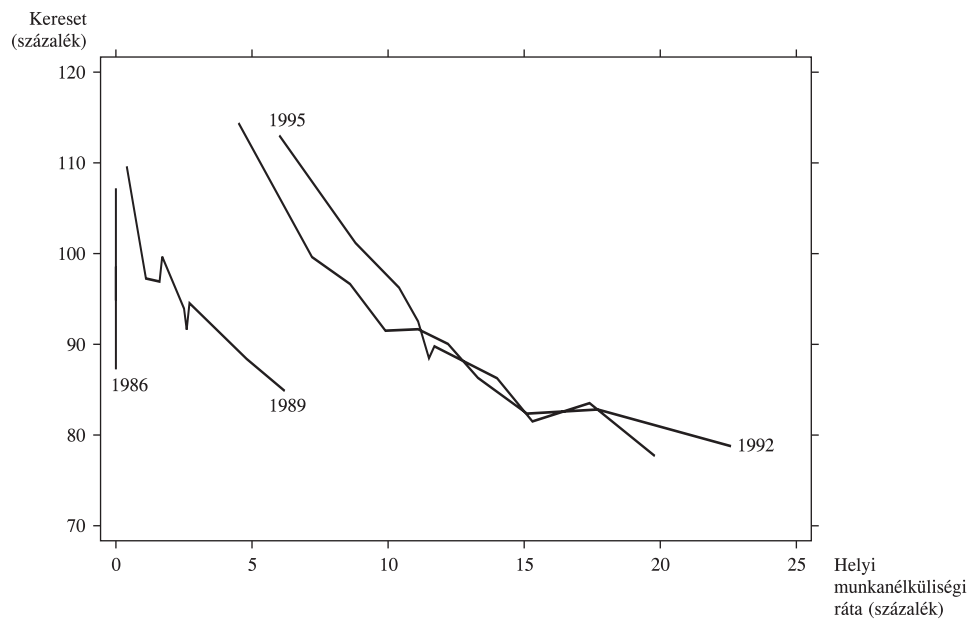
* A szerzők köszönetet mondanak az Országos Munkaügyi Módszertani Központ munkatársainak, személyesen is Lázár Györgynek és Székely Juditnak az adatokért és szakmai tanácsokért, valamint Charles Brownnak, Galasi Péternek, Kézdi Gábornak és Kőrösi Gábornak a korábbi verziókhöz fűzött megjegyzéseikért. Az adatfeldolgozáshoz és kutatáshoz támogatást nyújtott a Phare-ACE 96/6230-R program, a Magyar Nemzeti Bank, valamint az OTKA 94/018218-program.

¹ Vágyi Gábor, a területi egyenlőtlenségek néhai kiváló kutatója több mint 15 esztendővel ezelőtt így tette fel ugyanezt a kérdést: „... csak a legerőteljesebb kérdéssel kezdhetjük: *mivégre* léteznek egyáltalán ezek a végletek? Hiszen, például, itt és most, ilyenek: az ásott kútból felhúzott vagy az utcasarokról vödörrel hordott víz – szemben a fürdőszobai meleg folyó vízzel; osztatlan vagy többműszakos oktatás, ingázó felső tagozatos osztályok – szemben a mintaiskolák színvonalával; heti egyszeri körzeti orvosi rendelés, megtámasztván egy esőverte segélykérő telefon lehetősége által – szemben a klinikai és szakrendelői ellátás közelségével; kipurciózott hússzállítmányok a hétféteken és a fizetésnapok tájékán – szemben a folyamatos és teljes választékú húskínálattal stb. Tagadom, hogy ezek a végletek »funkcionálisak« lennének. Ha elfogadjuk is, hogy vannak előrevívő, ösztönző társadalmi különbségek (amit azért kell feltételes módon emlegetnem, mert szinte észrevétlenül szoktak átcsúszni bántó igazságtalanságokba, egyenlőtlenségekbe), e tér-

Kertesi Gábor az MTA Közgazdaságtudományi Intézetének tudományos főmunkatársa, egyetemi docens.
Köllő János az MTA Közgazdaságtudományi Intézetének tudományos főmunkatársa és a William Davidson Institute (Ann Arbor, Michigan) munkatársa.

1. ábra

Átlagos keresetek és munkanélküliségi ráták az 1992. márciusi munkanélküliségi ráták szerint képzett kistérségdecilisekben, a vállalati szférában
(A keresetek a mindenkori főátlagra normalizálva, százalékban)



válaszolható, de azért kutatható kérdésnek a megítéléséhez az első támpontot a regionális kereseti különbségek természetére vonatkozó vizsgálódás nyújthatja. Ha az egyenlőtlenség növekedését teljes mértékben megmagyaráznák a demográfiai vagy iskolázottsági különbségek – vagy a régiók gazdasági szerkezetének eltérései –, akkor rövid-közepes távon semmiféle kiegyenlítődesre sem számíthatnánk, sőt, magukat a keletkezett különbségeket is látszólagosnak kellene tekintenünk. Erről azonban nincs szó. Mint azt az *első* fejezetben bemutatjuk: *jelentékeny bérkülönbségek keletkeztek egyébként azonos korú és iskolázottságú, hasonló munkán foglalkoztatott emberek között is, aszerint, hogy munkahelyük környezetében mekkora a munkanélküliség.*

Az előnyök és hátrányok ilyen jellegű halmozódása természetes következménye a szabadra vált vállalati szintű béralkunak. Ugyanakkor a munkanélküliséggel összefüggő bérkülönbségeket különféle erők korlátozzák is, létezésük – hosszú távon – valójában nem is egyeztethető össze egy súrlódások nélkül működő, tiszta versenygazdaság modelljével. Egy ilyen modellben a béreknek *tovább* kellene csökkenniük ott, ahol a munkanélküliség az átlagosnál sokkal magasabb, előbb-utóbb megteremtven a kereslet növekedésének feltételeit.² Ha *A* régióban az egyébként azonos jellegű munkaerő olcsóbb, akkor a régió vállalatai versenyelőnyben vannak *B* régió vállalataival szemben, ami előbb-utóbb magával hozza a foglalkoztatás és a bérek emelkedését. A tőkét érdekesebb *A*-

beli differenciák biztosan nem ilyenek. Ezek nem jók semmire.” (Vági [1982] 10–11. o.) Ehhez az igen pontos megfogalmazáshoz csak annyit tehetünk hozzá: azok a regionális különbségek, amelyek hatásaikban – hosszabb vagy rövidebb távon – közvetve nem járulnak hozzá önmaguk megszüntetéséhez vagy legalábbis a kezdeti különbségek csökkentéséhez, azok valóban nem jók semmire.

² Szigorúan véve egészen addig kellene csökkenniük, amíg a munkanélküliség el nem tűnik.

ban, mint *B*-ben befektetni, ami hasonló hatással jár. Végül, ha *A* régióban azonos munkával kevesebbet lehet keresni – egyszersmind nagyobb a munkanélkülivé válás veszélye –, mint *B* régióban, akkor a munkaerő fokozatosan átvándorol *A*-ból *B*-be.

Ezek a kiegyenlítő mechanizmusok a való életben zökkenőkkel működnek ugyan, de létezésüket nincs okunk kétségbe vonni, sőt azt sem, hogy – a nagyon hosszú távtól és a gondoskodó államtól most eltekintve – csak ezek a mechanizmusok képesek a regionális egyenlőtlenségek mérséklésére. Tanulmányunk további részei a fenti kiegyenlítő erők kérdését boncolgatják.

A bérgörbe stabilizálódása és a munkanélküliség szerkezetének változása című fejezet felhívja a figyelmet arra, hogy egy fellendülőben levő gazdaságban a munkanélküliség szerkezeti változásai gyengítik a bennövekedést fékező erőket. A magyar adatok alapján sem vehető el a hipotézis, hogy a hosszú ideje állás nélkül levők súlyának növekedése a munkanélküli-állományban korlátozza az alacsony bérek *további csökkenésén* – majd a munkaerő-kereslet növekedésén – keresztül végbemenő regionális kiegyenlítő hatás lehetőségét.

A bérváltozás hatása a vállalatok helyzetére című fejezet bemutatja, hogy a bérek csökkenése a magas munkanélküliségű régiókban javította a munkáltatók helyzetét. A nem csak abszolút értelemben, hanem a vállalati átlagtermékhez képest is alacsonyabb bérekből következően, már az átmenet korai éveiben is igaz volt: minél magasabb a munkanélküliség, a munkáltatók annál nagyobb részt hasítanak ki maguknak a vállalati összjövedelemből. Ennek, valamint a vállalati mezőny megrostálódásának köszönhetően a magas munkanélküliségű régiókban a nyereséges vállalatok aránya 1994–1995-ben már elérte az országos átlagértéket; e régiók vállalatainak átlagos profitja pedig valamivel magasabb is volt annál.

Hogy a profitképződés elégséges-e ahhoz, hogy a helyi tőkeakkumulációt más régiókhoz viszonyítva nagymértékben felgyorsítsa, annak megválaszolása a különféle előnyöket és hátrányokat gondosan mérlegelő befektetőkre vár. *A tőkebefektetések regionális megoszlása* című fejezet ennek megfelelően azt vizsgálja, vajon a munkaerőbőség és az alacsony keresetek kellő vonzerőt gyakorolnak-e a befektetőkre, képesek-e kompenzálni az egyéb természetű hátrányokat? Kimutatjuk, hogy nem: a tőkebefektetések terén nem-hogy csökkennének, hanem éppenséggel növekednek a régiók közötti különbségek.

Az *utolsó* fejezet a munkaerő-mobilitás – a *migráció* és az *ingázás* – potenciális kiegyenlítő szerepével foglalkozik, és mindkét esetben szkeptikus következtetéseket fogalmaz meg.

Tisztában vagyunk azzal, hogy nem lehet a rendszerváltás példátlan sokkja után néhány évvel a keletkezett regionális egyenlőtlenségek eltűnését várni. Nem ennek a váromlásnak a jegyében vizsgáljuk a regionális egyenlőtlenségek kérdéskörét, hanem annak reményében, hogy az itt bemutatott tények segítenek megérteni egyfelől a társadalmi probléma súlyát, másfelől az alkalmazkodási folyamatok irányát és korlátait.

Elemzésünk az Országos Munkaügyi Módszertani Központ bértarifa-felvételeinek egyéni és vállalati adatain alapul. A mintát részletesen bemutattuk korábbi cikkünkben (*Kertesi-Kölli* [1997]), itt csupán annyit ismételnénk meg, hogy az 1986, 1989, valamint 1992–1995 évekre vonatkozó nagyméretű, több ezer vállalatra, továbbá a vállalatokon belül hullámonként hozzávetőlegesen nyolcvanezer-százezer dolgozóra kiterjedő felvételekről van szó. (Az esetszámokat a megfelelő táblázatok és ábrák közlik). Az elemzést mindvégig a vállalati szektorra korlátozzuk, és emlékeztetünk rá, hogy az adatfelvételek eleve csak a húsz- (1995-ben a tíz-) fősnél nagyobb cégekre terjedtek ki.

A regionális „bérgörbe”: a munkanélküliségi és kereseti szintek közötti negatív kapcsolat kialakulása

A régiók közötti kereseti különbségek – mint említettük – nemcsak demográfiai, iskolázottsági vagy gazdaságszerkezeti okok következtében változtak. A munkanélküliség eltérő mértéke közvetlen hatást gyakorol a bérekre. A magasabb munkanélküliségtől az alacsonyabb bérekhez vezető okság könnyen megmutatható, ha az „uralkodó piaci bér” doktrínáját akár csak annyiban lazítjuk, hogy megengedjük: a bérekről alku folyik, miközben a foglalkoztatást továbbra is egyoldalúan a munkáltató határozza meg.³ A legegyszerűbb esetben, amikor a munkavállalók a bérek rezervációs szint feletti többletének, a munkáltatók pedig a profit rezervációs szint feletti többletének a növelésére törekszenek, az alku kimenetét az (1) rendszer megoldása szolgáltatja:⁴

$$\max_w \left\{ n [u(w) - u(w^*)] \right\}^{\beta} (\Pi - \Pi^*)^{1-\beta} \quad (1)$$

$$u' > 0, u'' < 0$$

$$\Pi = \max_n \{ Y[n(w)] - wn \},$$

ahol w az átlagbér, Π a profit tömege, Y a hozzáadott érték ($Y' > 0$), n a létszám, β ($0 < \beta < 1$) a munkavállalók alkuerejét mérő paraméter, $u(\cdot)$ a hasznossági függvény, a csillagok pedig a rezervációs szintekre utalnak. A Nash-szorzat maximumának elsőrendű feltétele, a maximumprofit-függvény mint korlát figyelembevételével a következő:

$$\frac{u(w) - u(w^*)}{u'(w)} = \frac{\beta}{1 - \beta} \frac{\Pi - \Pi^*}{n - [(dY/dn)(dn/dw)]}. \quad (2)$$

Elsőrendű Taylor-kifejtés:

$$u(w^*) \approx u(w) + (w^* - w)u'(w) \quad (3)$$

segítségével a (2) formula az alábbi formára egyszerűsíthető:

$$w \approx w^* + \frac{\beta}{1 - \beta} \frac{\Pi - \Pi^*}{n - [(dY/dn)(dn/dw)]}. \quad (4)$$

Legyen $\alpha = \beta / (1 - \beta)$, és jelöljük y -nal ($y = Y/n$) az egy főre jutó árbevételt, π^* -gal pedig egy főre jutó rezervációs profitot ($\pi^* = \Pi^*/n$), továbbá használjuk ki, hogy az optimumban $dY/dn = w$, és azt, hogy konstans munkaerő-keresleti bérugalmasság esetén [$\gamma = (dn/dw)(w/n)$] a (4) formula az (5) formára hozható.⁵

$$w \approx \frac{1 - \gamma}{1 - \gamma + \alpha} w^* + \frac{\alpha}{1 - \gamma + \alpha} y - \frac{\alpha}{1 - \gamma + \alpha} \pi^*. \quad (5)$$

Ha a munkások semmiféle alkuerővel sem rendelkeznek ($\beta = 0$), akkor a munkáltató a rezervációs szinten határozza meg a bért, és az $Y'(n) = w^*$ feltétel szerint választja meg

³ Az alku kibontakozásához nincs feltétlenül szükség szakszervezetekre vagy munkástanácsokra. Az is elegendő, ha a dolgozók kilépés, teljesítmény-visszatartás vagy zúgolódás formájában – csoportosan vagy egyénileg – véleményt nyilvánítanak a munkáltató bérajánlatairól.

⁴ Az itt szereplő modell speciális esete a *Blanchflower–Oswald* [1994] könyvének 84–85. oldalán közölt modellnek. Megjegyezzük, hogy a bérgörbe az itt bemutatott és hasonló béralkumodelleken kívül más elméleti előfeltevésekből – például az „öszönző bérek” elméletéből (*Shapiro–Stiglitz* [1984]) vagy a szimultán foglalkoztatási és béralku modelljéből (*McDonald–Solow* [1981]) – is levezethető.

⁵ Például $Y = An^{\epsilon}$ termelési függvény esetén $\gamma = 1 / (\epsilon - 1)$ konstans munkaerő-keresleti bérugalmasságot kapunk.

a foglalkoztatás szintjét. Ha a munkások diktálnak ($\beta \rightarrow 1$, azaz $\alpha \rightarrow \infty$), a bér a rezervációs profittal csökkentett átlagtermék szintjén alakul:

$$\lim_{\alpha \rightarrow 0} w = w^* \text{ és } \lim_{\alpha \rightarrow \infty} w = y - \pi^*. \quad (6)$$

Általános esetben a bér a rezervációs szinteken és a vállalati átlagterméken kívül még két paramétertől – a munkások és a munkaadó relatív alkuerejétől (α) és a munkaerő-kereslet bér rugalmasságától (γ) – is függ.

A munkanélküliség és a bérek közötti kapcsolatot a rezervációs bér teremti meg. A rezervációs bér azt a bérszintet jelöli, amely mellett egy állásajánlat elfogadásának, illetve elutasításának haszna megegyezik. Minél magasabb a munkanélküliség, annál hosszabb ideig tart a következő állásajánlat megtalálása, egyéb tényezőket azonosnak véve. A magasabb helyi munkanélküliségi szintből adódó addicionális keresési költségek miatt a dolgozók *kénytelenek leszállítani bérigényeiket*, és egy alacsonyabb rezervációs küszöbértékhez képest mérlegelni a felmerülő állásajánlatokat. Ez a mechanizmus pedig – az (5) formula értelmében – oda vezet, hogy magasabb munkanélküliségi szint esetén alacsonyabbak lesznek a bérek.

A magas munkanélküliség nemcsak a munkát keresők rezervációs bérét csökkenti, hanem az állásban levőket is, hiszen ha a földrajzi mobilitás és az ingázás költséges – márpedig az –, akkor a helyi munkaerőpiacon elérhető állásajánlatok szűkössége ugyanúgy korlátozni fogja a sikertelen alku esetén rendelkezésre álló alternatív lehetőségek körét számukra, mint a munkát kereső állástalanok számára. *Az előbbieken vázolt összefüggés – az tudniillik, hogy a magas munkanélküliség hatására a dolgozók leszállítják bérigényeiket, s ennek következtében a piacon uralkodó bérszint alacsonyabb lesz – vezet a bér görbének nevezett jelenséghez.*

A bér görbe kialakulása Magyarországon világosan kimutatható a rendszerváltozás időszakából származó kereseti adatok alapján. Az elmélettől a mérésig tartó utat úgy tehetjük meg, hogy az (5) formulában szereplő – közvetlenül nem megfigyelhető – rezervációs bér, illetve rezervációs profit változókat közvetlenül megfigyelhető közelítő változókkal helyettesítjük.

Ami a rezervációs béreket illeti, azok – a munkanélküli-ráta mellett – függenek az egyének személyes jellemzőitől, továbbá az adott tájegység (munkanélküli-rátától független) sajátosságaitól is. A mi empirikus specifikációnkban a rezervációs béreket a nem, az iskolai végzettség, a munkaerőpiaci tapasztalat, a foglalkozási hierarchiában elfoglalt hely, a helyi gazdaság közvetlenül meg nem figyelt hatásait képviselő regionális változók, valamint a helyi munkanélküli-ráta értéke határozza meg. Utóbbit u -val, a felsorolt többi változót pedig egy k elemű \mathbf{x} vektorral jelölve, a rezervációs bér-függvény – lineáris specifikáció esetén – a (7) formát ölti:

$$w^* = a_1 + a_2 u + \mathbf{a}_3' \mathbf{x} + \varepsilon_1. \quad (7)$$

Hasonlóképpen, a rezervációs profitok is különbözhetnek az állami szabályozással, a piaci monopolhelyzetekkel, vagy a tulajdonlással-vállalatirányítással összefüggő okokból. Ezeket a hatásokat a rezervációs profit-függvényben a vállalat mérete, a tőke-munka arány, illetve a tulajdon változója – egy l elemű \mathbf{z} vektor – képviseli:

$$\pi^* = b_1 + \mathbf{b}_2' \mathbf{z} + \varepsilon_2. \quad (8)$$

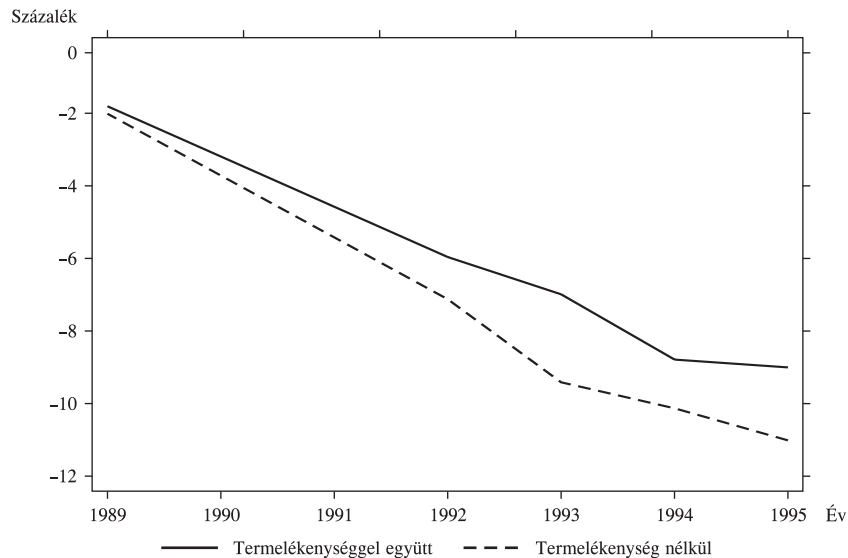
A (7) és a (8) függvényeket behelyettesítve az alkufeladat megoldását jelentő (5) formulába, az alábbi, empirikusan is becsülhető Mincer-típusú béregyenlethez jutunk:

$$w = a + bu + cy + \mathbf{d}' \mathbf{x} + \mathbf{e}' \mathbf{z} + \varepsilon. \quad (9)$$

A bérek helyi munkanélküliségre mért rugalmasságát keresztmetszeti regressziós függvényekkel becsüljük, a vállalati indikátorokat is tartalmazó egyéni minták felhasználásá-

2. ábra

A bérek helyi munkanélküliségre mért rugalmasságának alakulása 1989 és 1995 között



Forrás: F1. függelék: 1. és 2. specifikáció. (A 2. specifikáció szerint becslést modellezés részletes eredményeit lásd az F2. függelékben.)

val. A becslési módszerrel kapcsolatban három megjegyzést tennénk. 1. Longitudinális minta kialakítására a bértarifa-felvétel nem alkalmas, de ha az lenne, akkor a kitarthatók a keresztmetszeti becslések mellett, mivel a bérfüggvények összes fontos paramétere változott a vizsgált időszakban. 2. A participációs döntésre vonatkozó információk hiányában elhanyagoljuk a szelekciós torzítás problémáját, ami abból adódik, hogy az alacsony bérajánlatokra számító álláskeresők és a rosszul fizetett dolgozók nagyobb valószínűséggel hagyják el a munkaerőpiacot (Heckman [1979]). Minél alacsonyabb egy-egy régió átlagos bérszintje, annál valószínűbb, hogy ott nagy számban fordulnak elő különösen alacsony béreket kínáló állások, amelyek jelentkezők hiányában üresen maradnak, majd meg is szűnnek. A ténylegesen kifizetett bérek és a bérajánlatok átlaga közti különbség különösen nagy lehet a magas munkanélküliségtől sújtott, alacsony bérű kistérségekben, ezért a szelekciós torzítást figyelmen kívül hagyó kereseti függvények nagy valószínűséggel *alábecsülik* a bérek munkanélküliségre mért rugalmasságát. 3. A becslések két változatban – a vállalati termelékenység bevonásával, illetve a vállalati termelékenység bevonása nélkül – készültek. A vállalati termelékenység mutatójának elhagyásával készült becslések azt a célt szolgálják, hogy eredményeink összehasonlíthatók legyenek a nemzetközi irodalomban közölt mutatókkal.

Az egyéni keresetek munkanélküliségre mért rugalmasságát (a bérgörbék hajlásszögének időbeli pályáját) – mindkét specifikáció esetére – a 2. ábra mutatja. (A termelékenységi mutató bevonásával készült becslések részletes eredményei az F2. függelékben találhatóak meg.) Látható, hogy a bruttó kereset helyi munkanélküliségre mért elaszticitása igen alacsony értékről indulva, 1994-ig folyamatosan csökkenve, elérte a $-0,1$ körüli értéket.⁶

⁶ Kéziratot tanulmányunkban (Kertesi–Köllő [1998]) a logaritmus specifikáció mellett két másik – változó rugalmasságot is megengedő – modellváltozatot is bemutatunk, melyekből hasonló alakú bérgörbék vezethetők le. Ismertetésüktől itt eltekintünk.

Az 1994–1995-re stabilizálódó elaszticitási értékek összhangban állnak a nemzetközi eredményekkel. A kérdésre irányuló empirikus kutatások szinte minden országban, szinte minden időszakban – legyen az rövid vagy hosszú – alacsonyabb béreket jeleznek olyan régiókban, ahol a munkanélküliség szintje magas. Ami a mértékeket illeti: bár a regionális, illetve ágazati munkanélküliségi adatokat használó rugalmasságbecslések meglehetősen széles sávban ($-0,01$ és $-0,25$ között) szóródnak, *kiemelkedően gyakorinak tekinthető a $-0,1$ körüli érték* (lásd: *Blanchflower–Oswald* [1990], [1994], [1995], illetve *Winter–Ebner* [1996]). A helyi vagy ágazati munkanélküliség egy százalékkal magasabb szintje általában egytized százalékkal alacsonyabb keresetet valószínűsít.

Hangsúlyozni kell, hogy ez a robusztus összefüggés a munkanélküliség *szintje* és a keresetek *szintje* között áll fenn, nem pedig a munkanélküliség *szintje* és a keresetek *változása* között, mint azt a hagyományos elmélet alapján várnánk. Nincs ez másképp Magyarországon sem: a transzformációs válság időszakában, 1989 és 1993 között a munkanélküliség növekedésével párhuzamosan csökkentek ugyan a keresetek – az összefüggés a változások között is kimutatható –, ezt követően azonban az átlagosnál magasabb munkanélküliségi *szint* nem vezetett hasonló ütemű *további* relatív bércsökkenéshez.

A bérgörbe stabilizálódása és a munkanélküliség szerkezetének változása

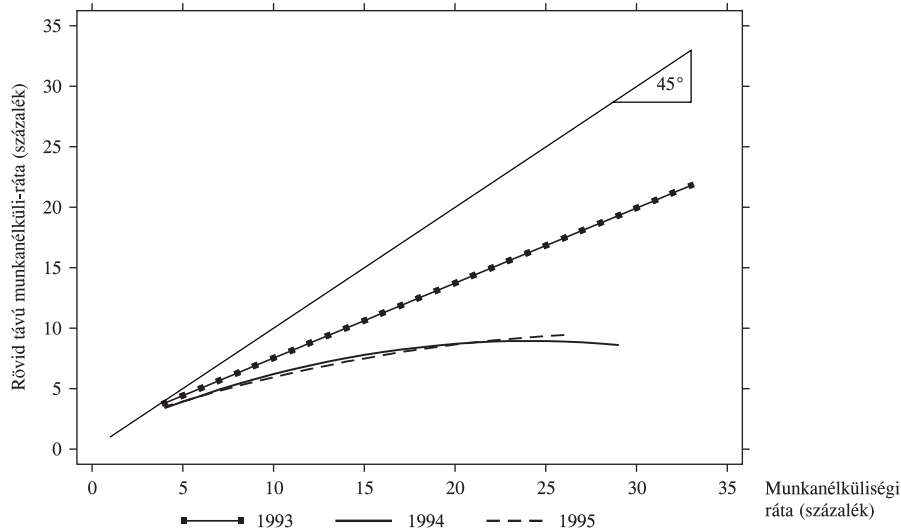
A munkanélküliség bérekre gyakorolt hatása – adott ráta mellett – különbözhet annak függvényében, hogy a munka nélkül levők milyen intenzitással keresnek állást, illetve hogy a vállalatok mennyire tekintik őket az állásban levők megfelelő helyettesítőinek. Véleményünk szerint a magyarországi munkanélküliség szerkezete az utóbbi években komoly mértékben eltolódott a fenti értelemben kevésbé versenyképes csoportok felé, különösen az ország „legrosszabb” munkaerőpiacain. Egy ilyen változás nemcsak makroszinten vezet az állásban levők bérköveteléseinek fölerősödéséhez (*Layard–Nickell–Jackman* [1991] és *Nickell* [1995]), hanem egyszersmind a regionális bérgörbe stabilizálódásának irányába is hat.

A gazdasági növekedés anélkül indult meg Magyarországon 1993 után, hogy a foglalkoztatás emelkedését vonta volna maga után. A munkaerő iránti összkereslet zuhanása lefékeződött, a gazdaságszerkezeti változások lelassultak, ami jelentősen csökkentette az elbocsátások számát, ám nem növelte a piacon levő álláskeresők iránti keresletet.⁷ Ennek következtében 1993 után szűkültek a rövid távú – és növekedtek a hosszú távú – munkanélküliségben meglévő regionális különbségek, amit jól mutat a 3. ábra. A rövid távú munkanélkülieknek az aktív népességhez viszonyított száma éppen a „legrosszabb” régi-

⁷ A segélyezett munkanélküliek közül elhelyezkedők aránya 1992 és 1997 között nem emelkedett (*Micklewright–Nagy* [1998]). A nem segélyezett – zömmel hosszú távú – munkanélküliek állásba lépési esélye nagymértékben romlott. Ez a következtetés adódik a segélyezett munkanélküliekre és az összes munkanélküliire vonatkozó adatok időbeli pályájának eltéréseiből. A KSH munkaerő-felvétele szerint annak valószínűsége, hogy egy – az ILO–OECD kritérium szerint klasszifikált – munkanélküli a kérdést követő negyedév végéig munkanélküli marad, 1992 és 1995 között 70,8 százalékról 81,6 százalékra nőtt a „legjobb”, és 67,7 százalékról 84,6 százalékra a „legrosszabb” kistérségekben. (A legjobb, illetve legrosszabb kistérségeken a helyi munkanélküliségi ráta 1993. márciusi értéke szerint definiált alsó, illetve felső kvartiliseket értjük.)

3. ábra

A rövid távú regionális munkanélküliségi ráták az aggregált regionális munkanélküliségi ráták függvényében 1993–1995-ben*



* Regressziós becslések. 1993: elsőfokú egyenlet: $R^2=0,91$; 1994, 1995: másodfokú egyenlet: $R^2(1994) = 0,81$; $R^2(1995) = 0,79$; $N = 170$ régió. Valamennyi paraméter 0,0001 szinten szignifikáns.

ókban esett vissza a legnagyobb mértékben. Ez egyenesen következett az aggregált munkaerő-keresletben bekövetkezett változás természetéből. Egyrészt visszaesett az elbocsátottak száma, ami mindenhol csökkentette a rövid távú munkanélküliség utánpótlását, másrészt – mivel sehol sem javultak érdemben a munkanélküliek elhelyezkedési esélyei – a hosszú távú ráta megnövekedett azokban a régiókban, ahol korábban magas volt a rövid távú ráta. (Azon egyszerű okból, hogy az érintett munkanélküliek idővel rövid távúakból hosszú távúakká váltak.)⁸

Vajon a hosszú távú munkanélküliségben fennmaradt – sőt növekvő – regionális különbségek a bérnyomás szempontjából egyenértékűnek tekinthetők-e a rövid távú rátákban meglévő – mérséklődő – különbségekkel? Ha egy régióban a munkanélküliségi ráta kétszer akkora, mint egy másikban, az azt jelenti-e, hogy ott az állásokért a siker reményében versengő személyek száma is kétszer nagyobb? Úgy gondoljuk, hogy ez esetleg igaz lehetett az átmenet korai éveiben, de a későbbi időszakra egyre kevésbé jellemző.

Az átmenet korai éveiben – a munkaerő-kereslet drámai visszaesése idején – sok munkavállaló intenzív keresés esetén, megfelelő képességek birtokában sem tudhatott egy év alatt állást találni, s került át a hosszú távú munkanélküliek statisztikai kategóriájába. Valószínűsíthető az is, hogy – mivel a munkanélküliek a biztosítási segély lejáta után semmilyen támogatásra nem számíthattak – körükben viszonylag intenzív lehetett az álláskeresés. Erre utal az, hogy az állásvesztést követő másfél év történéseire kiterjedő vizsgálatok nem tudtak kimutatni a munkanélküliség idejével csökkenő elhelyezkedési

⁸ Sajnos a rendelkezésünkre álló adatok (egy évnél régebben, illetve nem régebben regisztráltak) jellege miatt kénytelenek vagyunk a rövid, illetve hosszú távú munkanélküliek dichotóm fogalmait használni, ami kissé nehézkessé teszi a probléma tárgyalását.

esélyeket (*Micklewright–Nagy* [1994], [1998]). Egyes mintákban még a nyers elhelyezkedési esélyek sem csökkentek a munkanélküliség időtartamával, amire csak akkor számíthatunk, ha a keresés intenzitása az idővel növekszik, és/vagy ha az idő múlásával az álláskeresők leszállítják bérigényeiket.⁹ Ez utóbbi tényezőre vonatkozóan közvetlen empirikus megfigyelésekkel is rendelkezünk (*Köllő–Nagy* [1996]).

Az idő múlásával azonban – különösen az ország „legrosszabb” munkaerőpiacain – növekedésnek indult a reménytelenül hosszú ideje állást nem találó vagy már nem is kereső munkanélküliek száma. 1995 második negyedévében a regisztrált munkanélküliek közül az állást nem keresők aránya 28,5 százalék volt a régiók legjobb, és 38,1 százalék a régiók legrosszabb egynegyedében. A regisztrált és állást is kereső munkanélküliek közül legalább két éve nem talált munkát a megfelelő régiókvartilisekben 20, illetve 35 százalék.¹⁰ Hogy az ilyen, nagyon régóta állás nélkül levő munkanélküliek elhelyezkedési esélye milyen alacsony, azt jól mutatja, hogy a ma már foglalkoztatott korábbi munkanélküliek közül azok aránya, akik legalább két évig voltak állás nélkül, csupán 9,6, illetve 12,7 százalékot tett ki a két régiócsoporthoz.

Mindebben szerepet játszhatott az is, hogy a tartós munkanélküliek 1993 óta jövedelemplótló támogatáshoz juthatnak. Mivel a támogatáshoz való hozzájutás valószínűsége növekszik a helyi munkanélküli-ráta függvényében, továbbá a kilépés valószínűségét csökkenti a fix segélynek a keresethez viszonyított magasabb aránya (*Micklewright–Nagy* [1998]), a jövedelemplótló támogatás az állásokért folyó versenyt inkább tompíthatta a „legrosszabb” – magas munkanélküliségű, alacsony bérű – régiókban, mint a „legjobb” – alacsony munkanélküliségű, magas bérű – régiókban.

Vajon igazolható-e közvetlen méréssel, hogy a hosszú távú munkanélküliek arányának növekedése gyengíti a munkanélküliségnek a bérekre gyakorolt nyomását? Noha igazán jó módszer ehhez nem áll rendelkezésre, oly módon próbálkozunk a hipotézis tesztelésével, hogy a munkanélküli-ráta mellett a hosszú távú munkanélküliek arányát is szerepeltetjük az egyéni kereseteket magyarázó regressziós egyenletünkben. A szóban forgó arány magasabb értékeihez – adott munkanélküli ráta mellett – magasabb kereseteknek kellene tartozniuk. Az eredményeket az *1. táblázat* foglalja össze. (Megjegyezzük, hogy a munkanélküliség eltolódott időről csak 1993-tól kezdve rendelkezünk adatokkal.)

A modell időben változó eredményeket szolgáltat: a hosszú távúak arányának együttműködője 1993-ban negatív volt, 1994-ben statisztikai értelemben nem különbözött a nullától, 1995-ben pedig – a vártnak megfelelően – pozitív volt.

Az itt követett mérési eljárás kiiktathatatlan fogyatékosága, hogy a ráta és a hosszú távúak aránya között szoros a korreláció. 1995-ben például az egy évnél régebben állás nélkül lévők aránya 10 százalékos munkanélküliség mellett 35 százalék, 20 százalék körüli ráta esetén 55 százalékos körüli, 30 százalékos helyi ráták esetén 70 százalékot is meghaladó volt. További problémát jelent, hogy nem tudjuk számszerűsíteni azt a különbséget, ami a hosszú távú munkanélküliek állományának minőségében – az elmara-dott régiók rovására – valószínűleg fennáll.

Az eredmények ebből adódóan bizonytalanok, óvatosságra intenek a következtetések levonásakor. Úgy tűnik, hogy 1993-ban a tartós munkanélküliek magasabb aránya inkább visszafogta, mint bátorította a bérköveteléseket. Az együttműködő időbeli válto-

⁹ Mivel a kvalifikáltabb álláskeresők könnyebben találnak maguknak munkát, ezért egy-egy kohorsz összetétele az elhelyezkedési esélyek szempontjából fokozatosan romlik. Ez az oka annak, hogy a nyers elhelyezkedési esélyek változatlan keresési intenzitás és változatlan rezervációs bérek mellett, a munkanélküliség időtartamának függvényében csökkennek.

¹⁰ Az adatok forrása: KSH munkaerő-felvétel 1995. második negyedévének elemi adatai. A helyi munkanélküliségi ráták kvartiliseit az 1993. márciusi ráták alapján számítottuk (Budapest kizárásával).

1. táblázat

A hosszú távú (egy évnél régebben regisztrált) munkanélküliek arányának hatása a keresetre (százalék)*

Független változók	Regressziós együtthatók		
	1993	1994	1995
Munkanélküli-ráta (log)	- 6,1	- 7,5	- 11,1
Hosszú távú munkanélküliek aránya (log)	- 3,2	- 1,5 **	+ 3,5

* Független változó: a havi bruttó kereset logaritmus. Lásd: *F1. táblázat* 4. specifikáció. A paraméterek 0,0001 szinten szignifikánsak, kivéve a **jelzetű paramétert, amely nem szignifikáns 0,1 szinten sem.

zása azonban összhangban van azzal a várakozásunkkal, hogy a tartós munkanélküliek különösen gyorsan növekvő aránya a „legrosszabb” régiókban idővel meggyengíti a béreket visszafogó erőket, és ellene hat annak, hogy a keresetek a piactisztító szintre süllyedjenek.

A bérváltozás hatása a vállalatok helyzetére – esély a regionális válságból való kilábalásra?

A munkanélküliség nyomására visszafogott bérkövetelések a vállalaton belüli osztozkodás arányainak megváltozását eredményezik. Ha ennek nyomán javulnak a vállalatok profitkilátásai, az utat nyithat mind a régió belüli tőkeképződésnek, mind pedig a tőkebeáramlásnak, *esélyt* adva a regionális pozíciók kiegyenlítésére. Hogy egy ilyen esély milyen mértékig elegendő arra, hogy a magas munkanélküliség által sújtott régiók ledolgozzák hátrányukat, az számos egyéb tényezőtől is függ. Mielőtt azonban ezekről az egyéb feltételekről szót ejtenénk, először azt kell megvizsgálnunk, hogy vajon a munkanélküliség nyomására bekövetkezett bércsökkenés nyomán valóban javultak-e – s ha igen, milyen mértékben – a válság sújtotta régiók profitkilátásai.

Egyéni keresetek rögzített vállalati átlagtermék mellett

Az osztozkodási arányok változásának elemzéséhez olyan kereseti függvényeket használunk, amelyben szerepel az *egy főre jutó*, anyagköltséggel és az eladott áruk beszerzési értékével csökkentett *nettó árbevétel* (másképp: vállalati átlagtermék vagy termelékenység) mutatója is (*2. táblázat*).¹¹ Mivel a munkanélküliség és a termelékenység szintje egymással is összefügg – a magas munkanélküliségű régiókban alacsonyabb a termelékenység szintje –, az esetleges interakciók feltárására egy másik specifikációjú egyenletet is lefuttattunk, amelyben a helyi munkanélküliségi ráták és a vállalati termelékenység

¹¹ Szerepeltettünk továbbá egy dummy változót is, mely megkülönbözteti a negatív hozzáadott értékkel rendelkező vállalatokat. Az elemzésből kihagytuk azokat a dolgozókat, akik olyan vállalatoknál voltak alkalmazásban, ahol az egy főre jutó nettó árbevétel (millió forintban mért) mutatójának logaritmus a nagyobb volt 4-nél. (Ezeknél a vállalatoknál az egy főre jutó hozzáadott érték mutatója meghaladta az 54,6 millió forintot). A szóban forgó esemény az 1989. és az 1992. évben egyáltalán nem, 1993-ban és 1995-ben 2-3 esetben fordult elő, és az egyéni futásoknál mindössze 5-10 dolgozót érintett. Az 1994. évi mérlegállományban a 7390 vállalat közül 60 esetben találtunk a küszöbértéket meghaladó termelékenységi adatot. Noha mindössze 1217 fő, a minta 1,3 százaléka tartozik e vállalatokhoz, bevonásuk kétharmaddal(!) csökkentené a keresetek termelékenységgrugalmasságára adott becslést.

értékeinek logaritmus helyett kétértékű interaktív változókat szerepeltettünk. A vállalatokat ennek érdekében termelékenységük, illetve (vállalati szintű¹²) munkanélküliségi rátájuk nagysága szerint tercilesekbe rendeztük – megkülönböztettünk alacsony, közepes és magas termelékenységű, illetve alacsony, közepes és magas munkanélküliségű vállalatokat –, majd a kombinált kritériumnak megfelelő 3×3 -as tábla celláihoz egy-egy kétértékű (dummy) változót rendeltünk. Referenciakategóriának a közepes munkanélküliségű, közepes termelékenységű vállalatokat választottunk. A 4. ábrán az említett interaktív változókkal lefutott egyenletek eredményeit mutatjuk be.¹³

2. táblázat

A kistérségi munkanélküliségi ráta együtthatói különböző specifikációjú egyéni kereseti függvényekben (százalékban) 1992 és 1995 között*

Specifikáció	1992	1993	1994	1995
A termelékenység (logy) bevonása nélkül**	- 7,0	- 9,3	- 10,1	- 11,0
A termelékenység (logy) bevonásával***	- 5,8	- 6,8	- 8,7	- 8,9

*Függő változó: a bruttó havi nominálkereset logaritmus. Valamennyi paraméter legalább 0,0001 szinten szignifikáns.

** Lásd *F1. táblázat* 1 specifikáció (logu paraméterei).

*** Lásd *F1. táblázat* 2. specifikáció (logu paraméterei). Log(y) paraméterei rendre a következők: 1992: 12,05 százalék, 1993: 16,4 százalék, 1994: 12,4 százalék, 1995: 16,1 százalék.

A folytonos változókkal dolgozó becslés szerint (lásd 2. táblázat) két fontosabb megállapítást tehetünk. Egyrészt a munkanélküliség és a bérek közti inverz összefüggés rögzített vállalati átlagtermék mellett is fennáll. A rugalmasságok értékei mind a korlátozott, mind pedig a korlátozatlan modellben nagyjából hasonló időbeli pályát követnek. Másrészt, a vállalati átlagtermékből való dolgozói részesedés nem csökkent olyan meredeken a munkanélküliségi rátával, mint a kereseti szint: a termelékenységi szinttel kontrollált rugalmasságok rendre alatta maradnak a kontrollálatlan rugalmassági értékeknek. Ez azt jelzi, hogy az ország alacsony munkanélküliségű régióiban a keresetek ugyan lényegesen magasabbak, mint a magas munkanélküliség által sújtott területeken, de a vállalatok magasabb termelékenységének köszönhetően ez nem vonja maga után a dolgozói részesedés arányosan magasabb szintjét.

Az interaktív változók együtthatói – lásd 4. ábra – először is megerősítik a folytonos termelékenységi változóval lefutott egyenletek tapasztalatait: a keresetek mindhárom termelékenységi csoporton belül (és mindegyik évben¹⁴) csökkentek a munkanélküliség szintjével. Számottevő időbeli változásokat csupán egy vállalatcsoportban figyelhetünk meg. Csökkentek a bérek – 5-9 százalékkal – azoknál az alacsony termelékenységű vállalatoknál, amelyek feszített munkaerőpiacokon (alacsony vagy közepes munkanélküliség mellett) működtek.¹⁵ Ugyanez csak mérsékelten következett be a magas munkanélküliséggel sújtott régiók alacsony termelékenységű vállalatainál. Az itt dolgozók már 1992-ben is mintegy 14 százalékkal kerestek kevesebbet, mint a közepes munkanélküliségű régiók közepes termelékenységű vállalatainak (azonos nemű, életkorú, iskolázottságú, ágazatú stb.) alkalmazottai. A bércsökkenés lehetőségét e régió-

¹² Lásd erről a 3. táblázat lábjegyzetét.

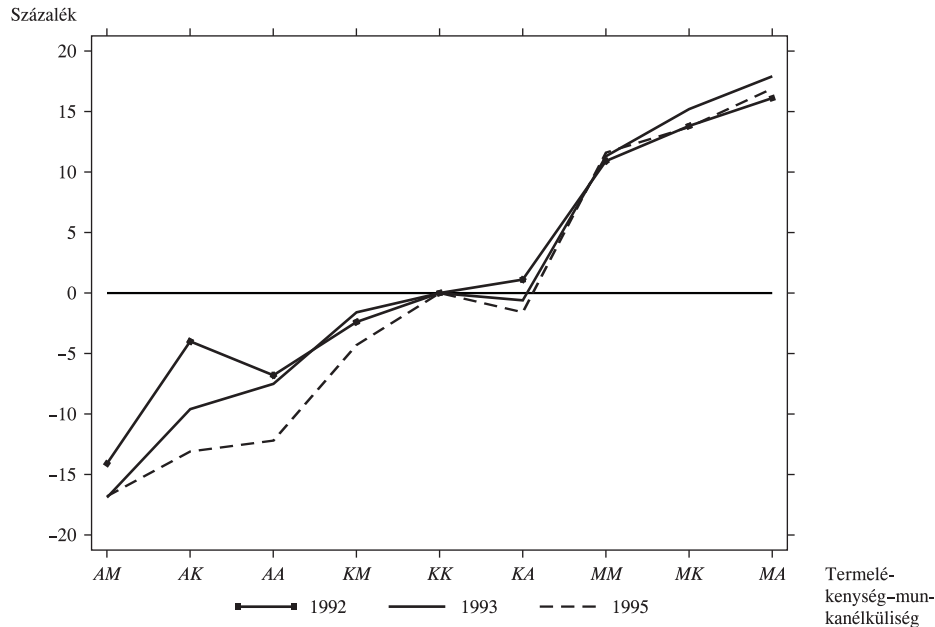
¹³ A könnyebb áttekinthetőség kedvéért a 4. ábrán csak az 1992. 1993. és az 1995. év interaktív változóhoz tartozó értékeket tüntettük föl.

¹⁴ Ugyanezt látjuk azt itt nem közölt 1994. év adatai alapján is.

¹⁵ A 4. ábra vízszintes tengelyén ezek az AA és AK esetek.

4. ábra

A termelékenység és a munkanélküliség interakciójának együtthatói egyéni kereseti függvényekben*



* Függő változó: a bruttó havi nominálkereset logaritmus, Lásd: *FI. táblázat 3.* specifikáció. Vízszintes tengely: első szimbólum: termelékenység; második szimbólum: munkanélküliség. Vállalati szintű tercilis értékek: *A*=alacsony, *K*=közepes, *M*=magas. A *KK* típus (közepes termelékenységű – közepes munkanélküliségű régióban működő vállalat) a referenciakategória.

ókban minden bizonnyal korlátozza, hogy a keresetek eleve közelebb esnek – az országosan nagyjából egységes segélyek és egyéb transzferek által is befolyásolt – rezervációs bérekhez. Ez egyben egyik oka is lehetett annak, hogy a válság e régiócsoportban tömeges munkahelymegszűnéshez és magas munkanélküliséghez vezetett.

A munkaerőköltségek csökkenése és a nyereségszint emelkedése

A csökkenő bérek két csatornán keresztül is javíthatják az érintett régiók munkáltatóinak helyzetét. Azok a vállalatok, amelyek *azonos árbevétel mellett* alacsonyabb béreket fizetnek, versenyelőnyben vannak a magasabb béreket fizetőkhez viszonyítva, nagyobb ütemű felhalmozásra képesek, ami – ha a tőkeköltségek egyébként országosan egységesek – a munkaerő-keresletük viszonylagos növekedésére vezet.

Nem kevésbé fontos kérdés azonban, hogy hogyan alakul egy-egy térségben a nyereséges vállalatok száma, vagy a nyereség összterfője, amely az adókon, vállalati betéteken, magasabb beruházási keresleten, vállalati finanszírozású infrastruktúra-fejlesztésen, jótékony célú támogatásokon és más közvetítőkön keresztül pezsgésben tartja az üzleti életet. Hiába fizetnek egy szegény régió tengődő vállalatai nyomorúságos béreket, rendre alacsonyabbakat, mint a gazdagabb régiók *hasonló* cégei – és érnek el *azokhoz képest*

magasabb nyereséget –, a helyi gazdaság azért megsínyli a vállalatok és dolgozók együttes szegénységét.

Ezért nemcsak azt vizsgáljuk meg, hogyan alakult a különféle régiók vállalatainak nyereségessége azonos termelékenység esetén, hanem e megszorítást feloldva, a vállalatok nyereségesség szerinti megoszlását is szemügyre vesszük az alacsony, illetve magas munkanélküliség tartományában. A számításokhoz a bértarifa-felvételben szereplő cégek vállalati szintű adatait használjuk fel.

A 3. táblázat bal oldali blokkjában az egy dolgozóra jutó havi munkaerőköltség szóródását magyarázzuk a vállalati termelékenység, illetve a vállalatra jellemző munkanélküliségi ráta változóival.¹⁶ A becslést együtthatók azt mutatják, hány forinttal alacsonyabb a munkaerőköltség, ha a munkanélküliség egy százalékkal magasabb, azonos termelékenységű vállalatok összehasonlításában. Így például 1993-ban egy százalékkal magasabb munkanélküliség esetén 1048 forint/hó értékkel alacsonyabb munkaerőköltségre számíhattunk, rögzített vállalati átlagtermék mellett.

3. táblázat

Az egy főre jutó munkaerőköltség, illetve az egy főre jutó mérleg szerinti nyereség összefüggése a vállalati szintű munkanélküliségi rátával (u), rögzített termelékenység mellett 1992 és 1995 között

Év	Függő változó				A vállalatok száma
	egy főre jutó munkaerőköltség (forint/hó/fő)		egy főre jutó profit (forint/hó/fő)		
	u paramétere (forint/százalék)	R^2	u paramétere (forint/százalék)	R^2	
1992	-666	0,308	426	0,319	5839
1993	-1048	0,282	629	0,188	6891
1994	-1383	0,291	1079	0,247	7499
1995	-1445	0,258	1238	0,274	7280

Forrás: PM vállalati mérlegadatok, az OMK bértarifa-felvételben megfigyelt vállalatok halmazára. *Vállalati szintű munkanélküliségi ráta (u)* = egy telephelyes vállalat esetében: az adott telephely körzeti munkanélküliség-rátája; több telephelyes vállalat esetében: a körzeti munkanélküliség-rátáknak a telephelyi létszámokkal súlyozott átlaga (a telephelyi létszámadatak forrása: OMK bértarifa-felvételek; körzetek száma: 170). *Rögzített termelékenység:* az egy főre jutó hozzáadott érték (y) változója is szerepel kontrollként az egyenletekben. Valamennyi paraméter 0,0001 szinten szignifikáns.

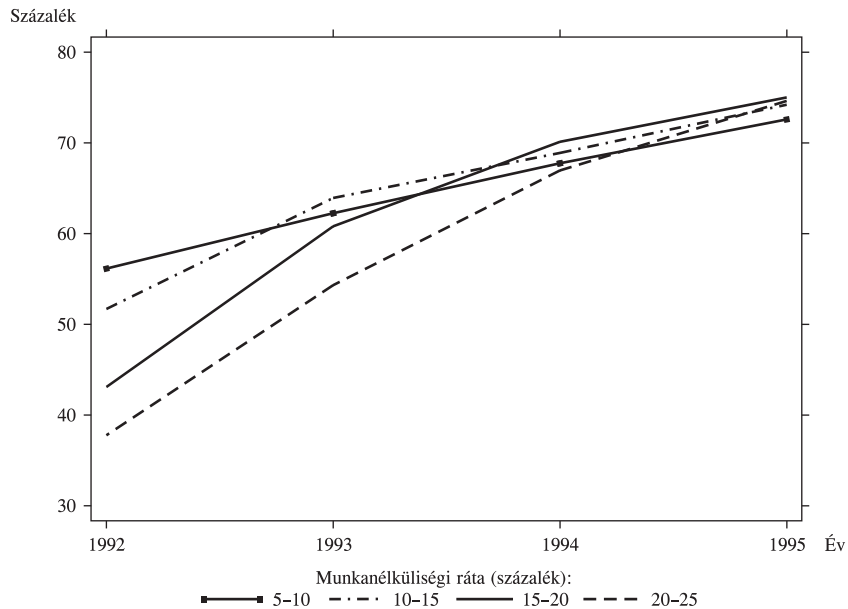
A 3. táblázatban szereplő második modell a következményt: az egy dolgozóra jutó mérleg szerinti nyereség (forint/hó) és a munkanélküliség összefüggését mutatja. Ismét az 1993. évi adatot tekintve: egy százalékkal magasabb munkanélküliség 629 forint/fő/hó értékkel magasabb nyereséget valószínűsített, azonos termelékenységű vállalatok összehasonlításában.¹⁷ Az adatok konzisztensek: megfelelnek annak az elszámolási azonosság-

¹⁶ *Munkaerőköltségen* a bérköltség, az egyéb személyes kifizetés és a járulékok egy dolgozóra jutó összegét értjük; a *termelékenység* definíciója (*itt*): [nettó árbevétel + (aktivált saját teljesítmény + egyéb bevételek) - (anyagköltség + eladott anyagok beszerzési értéke + amortizáció + egyéb költség + egyéb ráfordítás)] / az átlagos állományi létszám.

¹⁷ Felhívjuk a figyelmet, hogy a $-\partial w / \partial u = \partial \pi / \partial u$ összefüggésnek *nem kell* érvényesülnie, mert a vállalatok pénzügyi műveleteinek eredményét, illetve rendkívüli eredményét itt nem vettük tekintetbe. A 3. táblázat első és második modelljében közölt adatokat összehasonlítva, azt látjuk, hogy egy százalékkal magasabb munkanélküliség rendre nagyobb mértékben csökkentette a munkaerőköltséget, mint amennyivel a mérleg szerinti eredményt növelte. Ebből arra következtethetünk, hogy a pénzügyi műveletek eredménye a magas munkanélküliségtől sújtott régiók felé haladva egyre rosszabb volt – különösen az átmenet korai éveiben.

5. ábra

A nyereséges vállalatok aránya (százalék) a különböző, vállalati szintű munkanélküliségi ráta tartományokban 1992 és 1995 között



Forrás: Vállalati mérlegadatok; a vállalati szintű munkanélküliségi ráta definícióját lásd a 3. táblázat lábjegyzetében!

nak, hogy ha a munkaerőköltség alacsonyabb, akkor – azonos vállalati jövedelem esetén – a nyereségnek magasabbnak kell lennie, és megerősítik, hogy a válság sújtotta régiókban nagymértékű jövedelem-átcsoportosítás ment végbe a dolgozók rovására, a munkáltatók javára.

Ebből azonban csupán annyi következik, hogy egy mátészalkai vagy ózdi üzem versenyelőnyben van egy hasonló kibocsátású, azonos áron értékesítő győri vagy szentgottárdi üzemmel szemben. Az nem, hogy egy véletlenszerűen kiválasztott mátészalkai üzem nyeresége magasabb, mint egy véletlenszerűen kiválasztott győri üzemé. Ezért megvizsgáljuk azt is, hogyan alakult a nyereséges vállalatok aránya, illetve az egy dolgozóra jutó nyereség a munkanélküliség-ráta függvényében az átmenet éveiben.

Az 5. ábra tanúsága szerint az előbbi tekintetben fokozatos kiegyenlítődés ment végbe 1992 és 1995 között. Amíg 1992-ben az igen magas (20-25 százalékos) helyi munkanélküliségi ráták tartományában mintegy húsz százalékkal maradt el a nyereséges vállalatok aránya a legalacsonyabb munkanélküliségi rátájú régiókban tapasztalt rátától, addig 1995-re az esélyek nagyjából azonos szintre kerültek. 1995-re az egyes régiókban működő vállalatoknak mintegy 72-74 százaléka bizonyult nyereségesnek, függetlenül az adott régiót jellemző munkanélküliség szintjétől. E kiegyenlítődésben nyilván szerepet játszottak a magas munkanélküliségtől sújtott területek dolgozói által hozott áldozatok is: a magas munkanélküliség és a relatíve alacsony reálbérek.

A 4. táblázat adatai azt mutatják, hogy nemcsak a nyereségesség valószínűsége, de a régióban uralkodó átlagos nyereségszint tekintetében is megjelent a válság idején hozott

áldozatok hozama. 1994–1995-re nagyjából olyan helyzet alakult ki, amelyben a magasabb munkanélküliségű – és alacsonyabb bérű – régiók átlagos munkáltatói egyértelműen jobb helyzetbe kerültek, mint az alacsony munkanélküliségi rátával jellemezhető területek vállalatai. Amíg 1992-ben még semmiféle összefüggés sem volt kimutatható a munkanélküliség szintje és egy dolgozóra jutó profit között, addig 1993-ra gyenge, 1994–1995-re pedig erőteljes pozitív kapcsolat alakult ki a szóban forgó két változó között.

4. táblázat

Az egy főre jutó átlagos nyereségszint (forint/fő) alakulása a vállalati szintű munkanélküliségi ráta (u) függvényében 1992 és 1995 között

Év	u paramétere (forint/százalék)	R^2
1992	3,18 ^a	– 0,009
1993	48,86 ^b	0,093
1994	95,63 ^c	0,222
1995	85,81 ^c	0,162

Forrás: Vállalati mérlegadatok; a vállalati szintű munkanélküliségi ráta definícióját lásd a 3. táblázat lábjegyzetében. $N = 100$ munkanélküli-ségirata-percentilis (a vállalatok száma azonos az 3. táblázatban szereplő vállalatszámmal).

^a Nem szignifikáns.

^b 0,001 szinten szignifikáns.

^c 0,0001 szinten szignifikáns.

Noha a munkáltatói pozíciók javulásának tendenciája egyértelmű, figyelembe kell venni a nagyságrendeket is. 1995-ben egy 20 százalékos munkanélküliségű környezetben működő vállalat várhatóan $15 \times 85,81 = 1287$ forint/hó értékkel magasabb profitot realizált egy dolgozóra vetítve, mint egy 5 százalékos rátájú körzetben működő cég, ami egy viszonylag nagy, százfős üzem esetében sem jelent többet évi másfél millió forintos többlethozamánál! Hiába emelkedtek magasabbra az egy főre jutó átlagos nyereségszintek a magas munkanélküliségtől sújtott, alacsony bérű régiókban, egy régió egészének üzleti klímája szempontjából mégsem tekinthetjük egyenértékűnek ezeket, az alacsony béreken megkeresett néhány milliós többletgyereségeket a jó foglalkoztatási helyzetű régiók nagyvállalatainál – a Rábánál, az Audinál és társainál – keletkező milliárdos profitokkal.

Noha a profitkilátások javulása az elmaradott régiók üzleti klímáját összességében csak szerény mértékben javította – a nyereséges vállalatok aránya csupán az átlagos szintre emelkedett, az átlagos vállalat nyereségszintje csupán kismértékben vált magasabbá, mint más térségekben –, az ilyen körzetekben működő vállalkozók mindazonáltal komoly erőfőlényben vannak a dolgozóikkal szemben. Ha a helyben működő vállalkozások egyelőre gyengék is ahhoz, hogy saját erőből teremtsék meg a fellendülés forrásait, azért az alacsony bérek és a munkaerőbőség – elvileg – odavonzhatják a külső befektetőket. Továbbá a helyi pénztulajdonosokat is arra ösztönözhetik, hogy banki befektetés vagy pazarló fogyasztás helyett vállalkozásba fogjanak.

A tőkebefektetések regionális megoszlása

Vajon annak következtében, hogy a korábban súlyos válságon átesett területeken 1994–1995-re javultak a profitkilátások, megindult-e a tőkeképződés, illetve a tőke beáramlása? Ez – a vállalatok számára, illetve a külföldi tőkebefektetésekre vonatkozó adatok alapján – közvetlenül lemérhető a 6. ábra alapján. Nyilvánvaló, hogy ez a kedvező

fordulat 1995-ig nem következett be, sőt a fejlettségbeli különbségek inkább tovább szélesedtek, ami arról tanúskodik, hogy a profitabilitás szintje mellett más – és jelentősebb – erők működésén múlik, milyen sorsra jutnak a közelebbi, illetve távolabbi jövőben az ország elmaradott területei.

A 6. ábra a) és c) paneljében a befektetések, illetve tőkeképződés két indikátorát ábrázoltuk a körzetszintű munkanélküliségi ráták és az idő függvényében. Az a) panel az ezer főre jutó gazdasági szervezetek számának alakulását, a c) panel pedig a többségi külföldi tulajdonban levő vállalatoknál alkalmazott munkaerő arányát mutatja az adott régióban foglalkoztatott teljes munkaerő-állomány százalékában.¹⁸ A gazdasági szervezetek népességszámra vetített arányának alakulása értelemszerűen valamilyen – jó-rossz – közelítő mérőszáma egy-egy régió gazdasági prosperitásának. A külföldi tulajdonú vállalatokban foglalkoztatottak részaránya pedig – véleményünk szerint – igen jó közelítő mutatója az új tőkebefektetéseknek, hiszen egy új külföldi tulajdonos vagy zöldmezős beruházásokkal, *par excellence új befektetés* révén jut tulajdonhoz, vagy pedig vállalatfelvásárlás útján szerez részesedést, mely esetben szinte mindig modernizálja a technológiát, vagyis megint csak új befektetést hajt végre.

Ami a regionális különbségek időbeli alakulását illeti, mindkét mutató tekintetében a szöges ellentétet tapasztaljuk annak, amit a profitabilitási mutatók helyi munkanélküli rátától függő időbeli alakulása alapján vártunk. Nemhogy csökkentek volna, hanem igen jelentős mértékben növekedtek az új tőkebefektetések tekintetében a regionális különbségek. Amíg 1992-ben a magas (20–25 százalékos munkanélküli rátájú), illetve alacsony (5–10 százalékos munkanélküliségű) területek között a gazdasági szervezetsűrűségben 8 szervezet/ezer fős különbség mutatkozott, addig 1995-re ez a különbség csaknem a duplájára nőtt (14 szervezet/ezer fő). Még jelentősebb változások tapasztalhatók a külföldi tulajdonú vállalatokban foglalkoztatottak részarányában. Itt a magas és alacsony munkanélküliségű körzetek közti különbség az 1992. évi 2,5 százalékos szintről annak hatszorosára, 15 százalékra szökkent.

Néhány gondolat erejéig megpróbálunk támpontokat adni az imént vázolt fejlemények magyarázatához. Mindkét esetben egyszerű modellek segítségével próbáltuk a változásokat közgazdaságilag értelmezhető hatásmechanizmusokra visszavezetni. Modelljeink eredményeit a 6. ábra b) és d) paneljei tartalmazzák. Korábbi kutatási eredményekre támaszkodva,¹⁹ olyan modellekkel kísérleteztünk, amelyek az új befektetések regionális szóródását mérő változókat (a gazdasági szervezetsűrűséget, illetve a külföldi tulajdonú vállalatokban foglalkoztatottak részarányát) a körzetek emberitőke-állományával (átlagos iskolázottsági szintjével), illetve az adott körzeteknek a nagyobb gazdasági vonzásközponttól (Budapesttől és Hegyeshalomtól²⁰) való távolságával „magyarázzuk”.

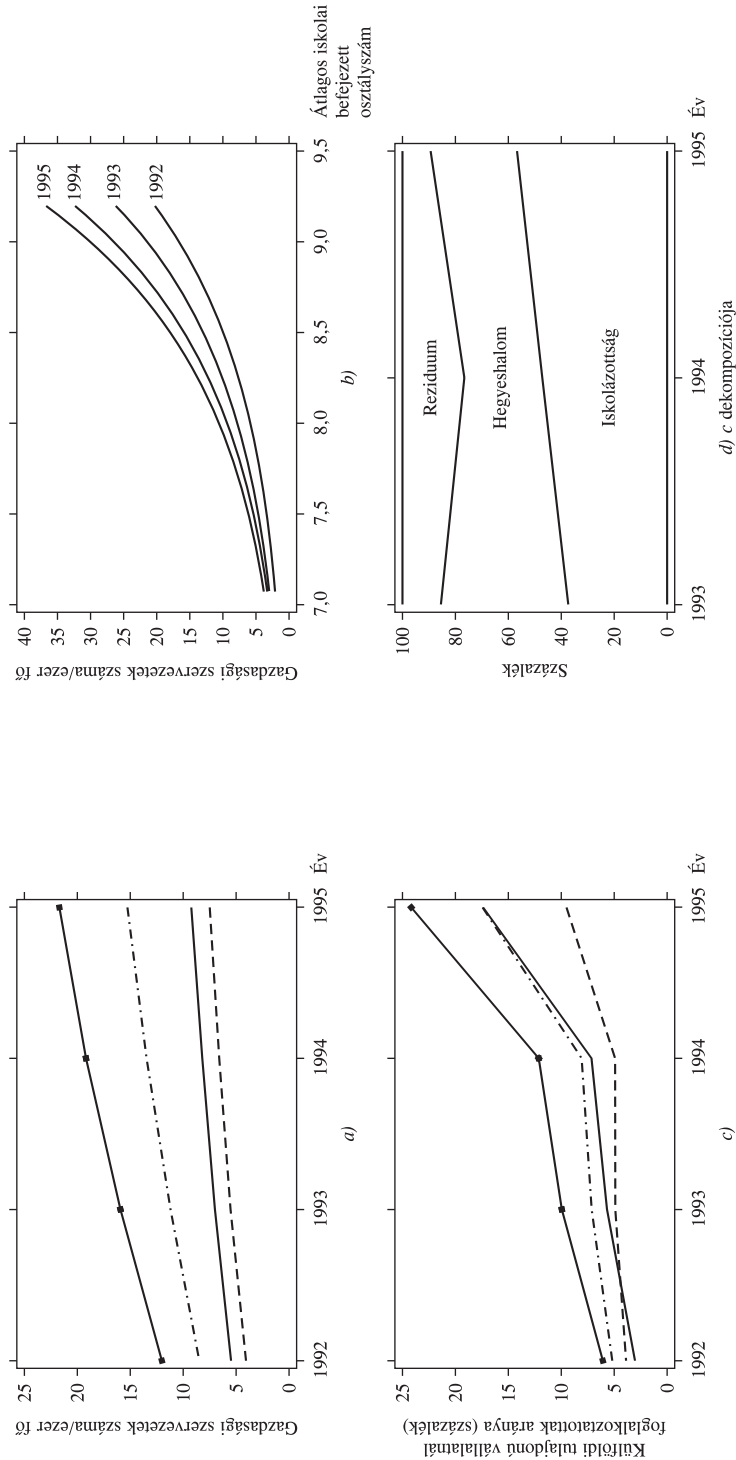
A gazdasági szervezetsűrűség esetében – többfajta modellváltozattal való kísérletezés után – egy egyszerű nemlineáris modellnél kötöttünk ki, amelyben a körzetek átlagos iskolázottsági szintjének exponenciális értékével magyaráztuk a gazdasági szervezetek népességszámra vetített számának szóródását. Valamennyi év esetében erősen szignifi-

¹⁸ Az adatok forrásai a következők voltak: gazdasági szervezetsűrűség: a KSH településsoros adatbázisa (TSTAR); átlagos iskolázottság: az 1990. évi népszámlálás településsoros adatai; a külföldi tulajdonú vállalatoknál foglalkoztatott munkaerő részaránya az adott körzetben: az OMK bértarifa-felvételeiben szereplő (súlyozott) adatokat aggregáltuk megfelelő körzetszintű adatokká; a körzetközpontok (közlekedési időben mért) távolsága Budapesttől, illetve Hegyeshalomtól [1997].

¹⁹ Lásd Fazekas [1993], [1997], Ábrahám–Kertesi [1996].

²⁰ Ez utóbbival természetesen a Bécstől, illetve a „Nyugattól” való távolságot mérjük.

6. ábra
A befektetések alakulása a különböző munkanélküliségi rátaú régiókban és a különbségek okai



Az ezer főre jutó gazdasági szervezetek *a)* számának alakulása, illetve *b)* számának összefüggése az egyes körzetek átlagos iskolai végzettségi szintjével. *c)* A többségi külföldi tulajdonban lévő vállalatokban foglalkoztatott munkaerő részaránya az egyes régiókban. *d)* A magas (20-25 százalékos) és alacsony (5-10 százalékos) munkanélküliségi régiók közötti szerinti különbségek dekompozíciója (iskolázottság és a Hegyeshalomtól való távolság szerint).
 Ábramagyarázat *a)*-hoz és *c)*-hez: munkanélküliségi ráta (százalék): — 5-10, - - - - 10-15, — 15-20, - - - - 20-25

káns paramétereiket és igen jó illeszkedéseket ($R^2 = 0,708-0,725$) kaptunk.²¹ A 6. ábra b) paneljében az ily módon megbecsült egyenletekből prediktált értékeket közöljük az 1992 és 1995 közötti évek mindegyikére, a vizsgált 169²² kistérség esetére. Az eredmények eléggé világosan mutatják az egyes régiók emberitőke-állományában mutatkozó különbségek hatásainak fölerősödését. Az iskolázott népességgel – és munkaerővel – rendelkező régiók keresztmetszetben (is) magasabb szervezetsűrűségűek, ezek a különbségek azonban az 1992 és 1995 közötti négy évben – a gazdaság fokozatos megélénkülésével párhuzamosan – szinte robbanásszerűen fölerősödtek.

Hasonló tendenciát figyelhetünk meg a külföldi tulajdonú vállalatokban dolgozók részarányának magyarázatában is. A 6. ábra c) paneljének alapjául szolgáló számításokat úgy végeztük el, hogy – ismét többfajta modellváltozattal való kísérletezés után – végül is a nyugati határtól (Hegyeshalomtól) való távolsággal és a körzetek átlagos iskolai végzettségével magyaráztuk a függő változó szóródását. Majd, hogy időben összehasonlítható eredményekhez jussunk, a független változóknak a két szélső munkanélküliségi tartományra jellemző átlagértékeit alapul véve, továbbá az egyenletek paramétereit felhasználva, felbontottuk a legalacsonyabb (5–10 százalékos munkanélküli rátájú), valamint a legmagasabb (20–25 százalékos munkanélküli rátájú) körzettípus között megfigyelt különbségeket – a külföldi cégekben dolgozók arányában mutatkozó eltéréseket – aszerint, hogy milyen mértékben tulajdoníthatók annak, hogy a szóban forgó körzettípusok átlagos iskolázottsági szintjei eltérnek egymástól, illetve hogy különböző távolságra fekszenek a nyugati határtól. Ha y -nal jelöljük a külföldi tulajdonban levő vállalatok dolgozóinak részarányát a körzetben, x -szel a körzetszintű átlagos iskolai végzettséget, z -vel pedig a körzetközpont (időben mért) távolságát Hegyeshalomtól, akkor az $y = a + bx + cz$ egyenletet²³ felhasználva (1-es indexszel megkülönböztetve a legalacsonyabb, 4-es indexszel pedig a legmagasabb munkanélküliségi rátájú tartományban fekvő körzeteket, továbbá felülvonással jelölve a megfelelő átlagos értékeket), a szóban forgó dekompozíció szabályát a (10) formula adja meg:

$$b \frac{\bar{x}_1 - \bar{x}_4}{\bar{y}_1 - \bar{y}_4} + c \frac{\bar{z}_1 - \bar{z}_4}{\bar{y}_1 - \bar{y}_4} + \text{reziduum} = 100 \text{ százalék.} \quad (10)$$

A 6. ábra d) panelje szerint megint csak azt tapasztaljuk, hogy az idő múlásával – a gazdaság megélénkülésével párhuzamosan – fölerősödik a körzetek közötti iskolázottsági

²¹ Egyenleteink $y = a + b \cdot \exp(x)$ típusúak voltak. (y : a gazdasági szervezetek száma ezer fő lakónépességre vetítve; x : átlagos befejezett iskolai osztályszám, $N = 170$ helyi munkaügyi kirendeltségi körzet). A konstans értéke egyetlen év esetében sem volt szignifikáns; b paraméter pedig minden esetben 0,0001 szinten szignifikáns volt. b paraméter értékei rendre a következők voltak: 1992: $0,2084 \times 10^{-3}$, 1993: $0,2668 \times 10^{-3}$, 1994: $0,3341 \times 10^{-3}$, 1995: $0,3782 \times 10^{-3}$. Mivel a Budapesttől, illetve Hegyeshalomtól való (időben mért) távolság szerepeltetése az egyenletben – minden lehetséges kombinációban – rontotta az illeszkedést, ezért a két változót kihagytuk az egyenletből. A két változó együttes szerepeltetése – az erős multikollinearitás miatt – értelmetlen eredményhez vezetett: a Budapesthez való közelség növelte, a Hegyeshalomhoz való közelség pedig csökkentette a gazdaságiszervezet-sűrűséget, miközben egy szemernyit sem javította a modell illeszkedését. A két változó közti szoros összefüggés miatt értelmetlen volt a két távolság átlagos értékét használni. Végül pedig, ha külön-külön léptettük be őket az egyenletbe, akkor a paramétereikre kapott becslések nem lettek szignifikánsak.

²² Az ábrán – a jobb áttekinthetőség kedvéért – nem szerepeltettük a Budapestet reprezentáló pontot (igen magas átlagos iskolázottság – igen magas szervezetsűrűség). A becslésekből természetesen nem hagytuk ki Budapestet sem.

²³ Az 1993–1995-ös évek esetében mindkét független változóra szignifikáns eredményeket kaptunk [az 1993. évi iskolai végzettség változónak volt a legrosszabb szignifikanciaszintje ($p < 0,09$), 1994-től fogva az iskolai végzettség szignifikanciája nem volt rosszabb a 0,003-as szintnél, a Hegyeshalomtól mért távolság pedig 0,04-es szintnél]. A modellek illeszkedése a következő volt: 1993: $R^2 = 0,094$; 1994: $R^2 = 0,145$; 1995: $R^2 = 0,259$.

különbségek hatása. A külföldi tőkeberuházások elindulása idején a különbségek viszonylag mérsékeltek voltak a legalacsonyabb és a legmagasabb munkanélküliségű régiótípusok között (2,5–5,5 százalék), és e különbségek magyarázatában nagyjából azonos súlyú szerepet játszottak a földrajzi és az iskolázottsági szempontok. Amint azonban a *külföldi tőkebeáramlás volumene is megnőtt, és az e tekintetben mutatkozó regionális olló is szétnyílt* (a két szélső régiótípus közti különbség 8–15 százalékosra emelkedett), *úgy erősödött föl a iskolázottságbeli különbségek relatív jelentősége is*. Ennek a tényezőnek a hatása 1995-re már a megmagyarázott eltérés kétharmadát tette ki.

Messzire vezető kérdés, hogy milyen okok húzódnak meg annak az empirikusan megfigyelhető jelenségnek a hátterében, hogy az új beruházások, ipartelepítések nagyrészt éppen az ország iskolázott munkaerővel jobban ellátott körzeteire koncentrálnak. *Hipotéziseink* szerint ez több lehetséges, esetleg egymással is összefüggő okra vezethető vissza. Valamennyi potenciális magyarázatban kulcsszerepet játszik az, hogy a *tudás munkaerőpiaci értékesülésében sokféle pozitív externális hatás* érvényesül. Felsorolunk néhány mechanizmust, amely magyarázattal szolgálhat két – egymással is szorosan összefüggő – fontos empirikus megfigyelésre: a munkainputok *ceteris paribus* előnyösebb értékesülésére, illetve az új beruházások koncentráliódására a magasabb iskolázottságú körzetekben.

Az új beruházások többnyire modern technológiákon, vállalat-, üzem-, illetve piacszervezési eljárásokon nyugszanak. E modern eljárások fontos közös tulajdonsága az, hogy a munkahelyen belül finoman kidolgozott specializációt igényelnek, és a munkahelyhez kötődő sajátos – többnyire csakis a munkavégzés során elsajátítható – ismeretekre támaszkodnak. A tapasztalatok szerint ilyen típusú ismeretek elsajátítására egy bizonyos általános kulturáltsági küszöb alatt a munkaerő csak igen mérsékelten képes. (Véleményünk szerint ez a küszöbszint ma Magyarországon valahol a középszintű végzettség – de legalábbis valahol a 11-12 osztály elvégzése – körül lehet.) A specializált és idioszinkratikus tudást igénylő technológiák és az iskolázott munkaerő között a modern technológiák jó részében *komplementaritás*²⁴ áll fenn, amelynek következtében a jobb humán infrastruktúrájú régiók az ilyen típusú tőkebefektetések jobb megtérülését ígérik.

Egy másik magyarázat a termelési folyamat emberi oldalán megnyilvánuló externális hatásokra helyezi a hangsúlyt. E szerint egy viszonylag homogén módon magasán iskolázott munkaerő-állomány – különösképpen a specializáció által mélyen tagolt munkaszervezetekben – hatékonyabb belső kooperációt tesz lehetővé, mint az iskolázott és az iskolázatlan munkaerő összepárosítása. Egy szigorúan egymásra épülő munkafolyamatban ugyanis – ha azt zömében iskolázott munkaerő-állomány tölti ki – az iskolázatlan dolgozók gyakorta szűk keresztmetszetek, s ennek következtében halmozódó veszteségek forrásai lehetnek. Ezeknek a veszteségeknek az elkerülését szolgálja a megfelelő iskolázottságú munkaerő belső kooperációja.

Mindkét típusú magyarázat összefügghet az emberi tőke egy további jellegzetes tényezőjével. A hatékony álláshely–munkaerő, illetve munkaerő–munkaerő párosítások megtalálása ugyanis többnyire megköveteli a munkaerő komolyabb előzetes szűrését. Minél bőségesebben áll rendelkezésre valahol az iskolázott munkaerő, más szempontból annál heterogénebb állományból lehet kiválogatni a megfelelő munkaerőt, ami növeli annak valószínűségét, hogy alkalmas felvételi szűrők segítségével *megfelelő* munkaerő–munkaerő, illetve álláshely–munkaerő párosítások jöjjenek létre.²⁵

²⁴ Lásd Griliches [1969], Welch [1970], Bartel–Lichtenberg [1987], Mincer [1989], Lillard–Tan [1992], Bartel–Sicherman [1995].

²⁵ Kimutatható, hogy a külföldi tulajdonú vállalatok által fizetett, átlagosnál magasabb bérek részben a magasabb termelékenységnek, részben azonban a munkaerő-állomány gondosabb szelekciójának köszönhető (lásd Kertesi–Köllő [1998]). Mivel a szelekció esélyei a magas iskolázottságú régiókban jobbak, ez a megfontolás nyilván szerepet játszik a külföldi befektetők telephely-választási döntéseiben.

Externális hatások a piaci kapcsolatokon keresztül is létrejöhetnek. A magyarázat itt a modern külkereskedelem-elmélet alapvető felismeréseire támaszkodik, amely a kereskedelmi kapcsolatok prototípusának ma már nem a ricardói komparatív előnyökön nyugvó specializációt és kereskedelmet tartja, hanem a mind finomabbá váló specializációval együtt járó növekvő hozadékokat és választékbővülést. Az egyre mélyülő specializáció nagy előnyét – a növekvő hozadékot – természetesen csak kereskedelmi kapcsolatok révén lehet realizálni. S minthogy a fokozottan specializálódó iparágak többnyire tudásigényes termékeket állítanak elő – ez egyenesen következik az elsőként említett két mechanizmusból –, a specializáció, a növekvő hozadék, valamint a választékbővülés előnyeit tudásigényes termékek cseréjével lehet megvalósítani. Ez az oka annak, hogy intenzívebbek a fejlett országok egymás közti kereskedelmi kapcsolatai, mint a fejlett és fejletlen országok kereskedelmi kapcsolatai. (Lásd *Helpman–Krugman* [1985].) Ugyanígy hasonló tényezők magyarázhatják azt, hogy – a földrajzi távolságtól függetlenül – mondjuk Fejér megyének miért intenzívebbek a kereskedelmi kapcsolatai (mondjuk) Komárom megyével és Bajorországgal, mint (mondjuk) Nógrád vagy Borsod megyével. Az iskolázott munkaerővel rendelkező régiók egymás közti intenzív kereskedelmi kapcsolatai természetesen a munkaerő keresletét is növelik.

A magasabb átlagos iskolázottságú régiókban azonban az új beruházások nyomán megélnékülő munkaerőpiac multiplikatív hatásai miatt nemcsak a képzett, de a képzetlen munkaerő értéke is megnő. Az új beruházások munkaerő-kereslete primér módon ugyan főként a minőségi munkaerőre irányul, de mivel egyszersmind megnöveli a régió belüli vásárlóerőt is, ezzel fokozott keresletet támaszt a régió belüli, alacsonyabb iskolázottságú munkaerőt is főlsvíni képes iparágak – kereskedelem, idegenforgalom, vendéglátás, szolgáltatási szféra – tevékenységei iránt is, tovább növelve ezzel a fejlett régió prosperitását.

Kínálati alkalmazkodás – migráció és ingázás

A profitabilitási esélyek regionális kiegyenlítődése nem bizonyult elegendőnek ahhoz, hogy a magas munkanélküliséggel sújtott régiók is részesüljenek a gazdasági megélnékülés gyümölcseiből. Új tőkebefektetésekre és új munkahelyek keletkezésére a korábban is alacsony munkanélküliségű – iskolázott munkaerővel rendelkező – térségekben került sor. Az elmaradott régiók számára az átmenet eddig nemigen hozott többet, mint magas munkanélküliséggel párosuló alacsony béreket, amelyek az elesett régiók lakosai számára elsősorban a szűkölködés vagy nélkülözés forrását jelentik (s csak másodsorban vagy egyáltalán nem a szebb jövő zalogát). Tanulmányunk utolsó fejezetében azt vizsgáljuk, képesek-e a szóban forgó térségek lakói – elvándorlás vagy ingázás révén – kitörni ebből a helyzetből?

Migráció

A népesség földrajzi mobilitása – a közhiedelemmel ellentétben – Magyarországon egyáltalán nem tekinthető jelentéktelennek. A kilencvenes évek első felében évente nagyjából 360-470 ezer ember változtatott úgy lakóhelyet, hogy települést is váltott. Az évenkénti településváltás az ország mindenkori bázisidőszaki népességének durván 3,5-4,6 százalékát érintette. Mindez azonban nem jelenti azt, hogy a településváltó népesség automatikusan olyan irányban mozogna – és társadalmi összetételét tekintve épp olyan lenne –, hogy a mobilitás a régiók közti munkanélküliségi különbségeket szűkítené, és a

bérgörbe hosszú távú stabilitását megrendítené. Egy korábbi kutatás eredményeire támaszkodva (Kertesi [1997]) és új eredményekkel kiegészítve bemutatjuk, hogy a viszonylag komoly volumenű migráció ellenére sem számíthatunk ésszerű időtávon belül a régiók közti munkanélküliségi különbségek ilyen úton bekövetkező, jelentős szűkülésére.

Tekintsük a következő egyszerű szám példát! Vegyünk egy magas (25 százalékos) munkanélküliségű, 2000 fős népességű kistelepülést és egy alacsony (5 százalékos) munkanélküliségű, közepes méretű (20 000 fős népességű) kisvárost. Arra vagyunk kíváncsiak, hogy – a magyarországi migráció reális tendenciáit alapul véve – a magas munkanélküliséggel sújtott kistelepülés és az alacsony munkanélküliségű város közti migráció időegység alatt milyen mértékű közeledést idéz elő a két település munkanélküliségi rátáinak értékében. A szám példa egyszerűsítése kedvéért tegyük föl, hogy az aktív népesség (a munkanélküliek és a foglalkoztatottak) aránya 50 százalék (és időben konstans) mindkét település teljes lakosságához képest. Induljunk ki a kilencvenes évek első felének trendjeiből, amely szerint az 1990 és 1994 közötti átlagos népességszámra vetített, átlagos évi vándorlási egyenleg²⁶ százalékos értékét (Δ) az 1993. évi márciusi munkanélküliségi ráta (*urate*) a (11) egyenletnek megfelelően határozta meg (megfigyelési egységnek a munkaügyi kirendeltségek körzeteiből kiemelt városokat – Magyarország összes városát – és a városok kiemelése után megmaradt falukörzeteket választottuk²⁷):

$$\Delta = 0,796 - 0,063urate, N = 353 \text{ körzet}, R^2 = 0,29, p < 0,0001. \quad (11)$$

Az egyenlet alapján a 25 százalékos munkanélküliségű rátájú település esetében öt év alatt a népesség (és az aktívak) 3,9 százalékos *fogyását*, az 5 százalékos munkanélküliségű rátájú kisváros esetében pedig – megint csak öt év alatt – a népesség (és az aktívak) 2,4 százalékos *növekedését* jelezhetjük előre. Hogy a falukörzetek és a városok közti nagyságrendi arányokat fenntartsuk, a folyamatot úgy képzelhetjük el, mintha 10 egyforma méretű és munkanélküliségű kistelepülés állna szemben egy tízszeres népességszámú kisvárossal. Ebben az esetben a migráció irányai a következők: a tíz magas (25 százalékos) munkanélküliségű falu öt év alatt elveszíti népessége 3,9 százalékát, összesen 390 gazdaságilag aktív (foglalkoztatott vagy munkanélküli) személyt; a kisváros pedig ezalatt az idő alatt a gazdaságilag aktív népességben 2,4 százalékkal gyarapszik, azaz tisztán nyer 240 főt. A tíz kistelepülésről elvándorló, fennmaradó 150 gazdaságilag aktív személy az 5 és 25 százalék közötti munkanélkülirátá-tartomány belső értékeinek megfelelő településekre szóródik szét, és mint ilyen, jelen szám példánk szempontjából érdektelen. Visszatérve a magas munkanélküliségű *kibocsátó* település és az alacsony munkanélküliségű *befogadó* település példájára, a kérdés a következő. *Vajon a fenti arányoknak megfelelő népességmozgások milyen mértékben szűkítik a két település között eredetileg meglévő 20 százalékos munkanélkülirátá-különbséget?*

A migráció munkanélküli rátákat kiegyenlítő hatása alapvetően azon múlik, hogy milyen összetételű – foglalkoztatott vagy munkanélküli – népesség hagyja el korábbi lakóhelyét, illetve hogy a településváltó népesség milyen foglalkozási státusba kerül – foglalkoztatott vagy munkanélküli lesz-e – új lakóhelyén. A szóban forgó átmenetvalószínűsége

²⁶ Vándorlási egyenleg = az adott évben az adott körzetbe (városba, illetve falukörzetbe) irányuló összes bevándorlás, illetve a körzetből kiinduló összes elvándorlás különbsége. Az 1990 és 1994 közötti átlagos vándorlási egyenleg = az adott öt éves vándorlási egyenlegeinek számtani átlaga. A népességszámra vetített 1990 és 1994 közötti átlagos vándorlási egyenleg = az 1990 és 1994 közötti átlagos vándorlási egyenleg értéke osztva az adott évek január elseji népességszámainak számtani átlagával. Az adatok forrása a TSTAR településsoros adatbázisa.

²⁷ Az elemzés összesen 353 körzetre (190 városra és 163 falukörzetre) vonatkozik. A 170 munkaügyi kirendeltségi körzet alapján azért kaptunk csak 163 falukörzetet, mert 7 körzet esetében az adott munkaügyi kirendeltségi körzet egy és csakis egy városból állt.

gekről semmiféle empirikus ismerettel nem rendelkezünk. Ennek hiányában többfajta alternatív esetet feltételezünk, majd e feltételezett átmenetvalószínűségi értékeket alapul véve, szimulálunk különböző migrációs forgatókönyveket. A feltételezett scenáriókat az 5. táblázat tartalmazza.

5. táblázat
Feltételezett átmenetvalószínűségek

Átmenetvalószínűség	<i>udif1</i>	<i>udif2</i>	<i>udif3</i>	<i>udif4</i>
$\Pr(b = E \mid k = E) = p_{EE}$	2/3	1/2	1/3	1/2
$\Pr(b = U \mid k = E) = p_{EU}$	1/3	1/2	2/3	1/2
$\Pr(b = E \mid k = U) = p_{UE}$	1/3	1/2	2/3	2/3
$\Pr(b = U \mid k = U) = p_{UU}$	2/3	1/2	1/3	1/3

b = foglalkozási státus a befogadó településen.
k = foglalkozási státus a kibocsátó településen.
E = foglalkoztatott; *U* = munkanélküli.

Az első forgatókönyv szerint minden elvándorló személy – függetlenül attól, hogy milyen foglalkozási státusú volt eredeti lakóhelyén – kétszer akkora valószínűséggel tartja meg korábbi státusát befogadó településén, mint amekkora valószínűséggel foglalkozási státust váltana. A második forgatókönyv során valamennyi kimenetelnek egyenlő esélyt adtunk. A harmadik forgatókönyv az első ellentettje: ez esetben a településváltás révén mindenki kétszer akkora valószínűséggel vált státust, mint hogy megtartja eredeti foglalkozási állapotát. A negyedik scenárió a „politikusok álmát” testesíti meg: az elvándorló munkanélküliek kétszer akkora valószínűséggel lesznek befogadó településükön foglalkoztatottak, mint munkanélküliek, miközben az elvándorló foglalkoztatottak várható foglalkoztatási esélyei sem rosszabbak, mint várható munkanélküliségi esélyeik.

Bármelyik forgatókönyvet vesszük is alapul, a számpélda alapjául szolgáló két település közti munkanélküliráta-különbség várható értéke azon is múlik, hogy a kibocsátó település elvándorló népességén belül milyen arányt képviselnek a munkanélküli személyek (*u*). A szóban forgó különbség (*udif*) *u* függvényében a következő formula szerint alakul:

$$udif = 100 \left[\frac{250 - u39}{961} - \frac{500 + u240p_{UU} + (1 - u)240p_{EU}}{10240} \right]. \quad (12)$$

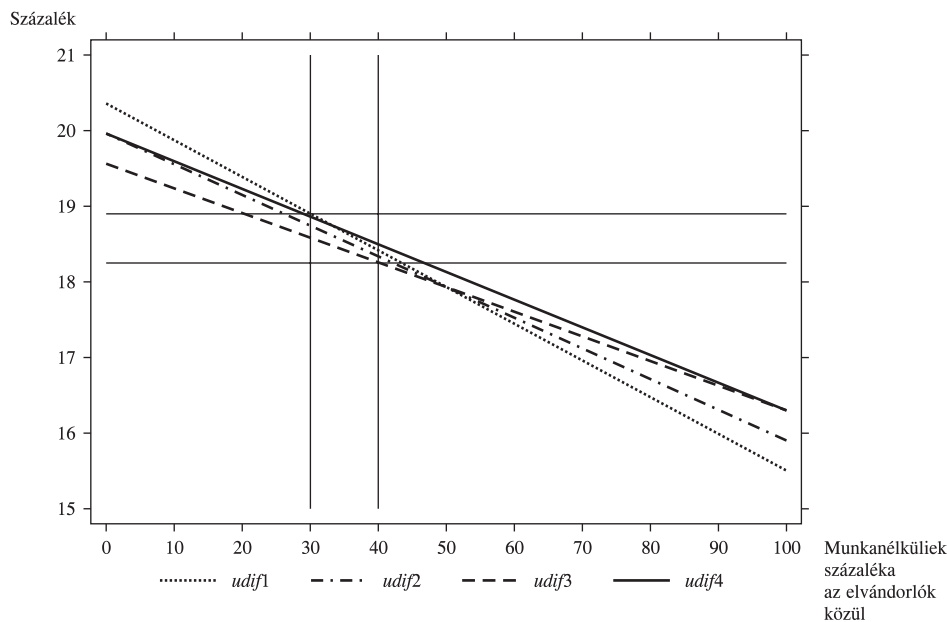
Az *udif* függvény értéke természetesen attól is függ, mely forgatókönyveket (átmenetvalószínűségeket) vesszük alapul. A különböző forgatókönyveknek megfelelő függvényeket a 7. ábrán tüntettük föl. A 7. ábra alapján jól látható: az eredmények alapvetően nem a választott átmenetvalószínűségekre érzékenyek, hanem arra, hogy reális megfontolások alapján mire számíthatunk: a fogyó népességű, magas munkanélküliségtől sújtott kistépelések elvándorlói között milyen részarányt képviselnek a korábbi munkanélküliek?

Egyetlen olyan nagyobb esetszámú adatbázis volt hozzáférhető számunkra²⁸ – a Szonda 1996–1997. évi településfejlesztési kutatásáé – , amelynek alapján hozzávetőleges becslést adhatunk arról, hogy a települést váltó felnőtt (18 éves vagy annál idősebb) népesség hány százaléka volt korábbi életpályája során (a megkérdezést megelőző tíz évben) legalább egyszer munkanélküli. Ennek az információnak a birtokában megb-

²⁸ Hasonló célra alkalmasabbak lennének az 1996. évi mikrocenzus adatai, ez az adatbázis azonban kéziratunk lezárásáig nem volt hozzáférhető.

7. ábra

A magas (25 százalékos) munkanélküliségű kibocsátó és alacsony (5 százalékos) munkanélküliségű befogadó település közti munkanélküliráta-különbség alakulása öt év alatt annak függvényében, hogy az adott öt éves ciklusban elvándorló aktív népesség hány százaléka (u) volt a kibocsátó településen munkanélküli



Megjegyzés: $udif1$ – $udif4$: a kibocsátó és a befogadó település közti foglalkozási státusz változásnak alternatív átmenetvalószínűségei esetén érvényes munkanélküliráta-különbségek. (Lásd 5. táblázat!)

csülhetjük, hogy a különböző migrációs irányokban mozgó népességnek *legfeljebb* hány százalékát tehetjük ki a korábbi településükön munkanélküli személyek.²⁹ A 6. táblázat ezeknek a számításoknak az eredményeit tartalmazza.

Sajnálatos módon a Szonda-vizsgálatban csak megkérdezték, de nem kódolták le azt, hogy a településváltó személyeknek mi volt a korábbi lakóhelye. A megfelelő pontos településkódok helyett így csak arra az összesítő információra támaszkodhattunk, hogy a korábbi lakóhely falu, város vagy megyeszékhely, illetve hogy a megkérdezés időpontjában aktuális lakóhely megyéjén belüli település volt-e. Ennek megfelelően a magas és az alacsony munkanélküliségi rátájú települések közti migráció problémáját csak úgy tudtuk megjeleníteni, hogy kiválasztottuk azokat a megyéket – ezek az ország súlyos foglalkoztatási válságot megélt megyéi –, ahol biztosak lehettünk abban, hogy a faluból városba irányuló migráció során a településtípusok közti munkanélküliségi ráták különbsége (lévén, hogy tekintélyes mértékű) mérvadó szempont lehetett. Kontrollként az ellentétes pólust – az ország prosperáló megyéit – is kiválasztottuk. Az ő esetükben a falvak és városok munkanélküli rátái közötti különbségek teljesen elenyészők, s nyilvánvalóan szerepet sem játszhattak a migrációs döntésben.

A 6. táblázat meglepő eredményekkel szolgál. Várakozásainkkal ellentétben nem látunk érdemleges különbségeket a mobil népességben belül a munkanélküliek arányának

²⁹ Köszönettel tartozunk Csanádi Gábornak, aki segített eligazodni a szóban forgó vizsgálat részleteiben.

6. táblázat

A megfelelő mobilitási irányban mozgó népesség hány százalékát teszik ki azok az emberek, akik az 1997 előtti tíz évben legalább egyszer munkanélküliek voltak?

Mobilitási irányok (honnan → hová?) ^c	Prosperáló megyék ^a			Válságban levő megyék ^b		
	mobil népesség ^d		átlagos munkanél- küliráta- különbség (százalék) ^e	mobil népesség ^d		átlagos munkanél- küliráta- különbség (százalék) ^e
	munka- nélküliek (százalék)	N		munka- nélküliek (százalék)	N	
Falu → megyekp.	–	14	0,1	30,4	43	9,7
Falu → város	39,0	54	0,5	30,1	76	7,1
Bárhonnan → megyekp.	29,1	58	–	35,7	104	–
Bárhonnan → város	35,0	185	–	35,9	188	–

^a Fejér, Győr-Sopron, Komárom-Esztergom, Pest megye.

^b Borsod-Abaúj-Zemplén, Hajdú-Bihar, Nógrád, Szabolcs-Szatmár megye.

^c Az első két sorban: azonos megyén belüli – településváltással együtt járó – költözések szerepelnek. A megyeközpontok, a városok (megyeközpontok és egyéb városok), illetve falvak mindenütt csak az oszlopokban megjelölt megyék székhelyeit, városait, illetve falvait jelentik.

^d *Munkanélküliek aránya a mobil népességben belül* (százalék) = a földrajzilag mobil népességben belül azok aránya, akik 1988 és 1997 között legalább egyszer voltak munkanélküliek. A megfelelő irányú (honnan – hová?) – településváltással együtt járó – költözésre valamikor 1990 és 1997 között került sor.

^e *Az adatok forrása:* Szonda-Ipsos területfejlesztési kutatásának 3. hulláma (1997 ősze); N = 26 800 (18 éves vagy annál idősebb) személy, országosan reprezentatív minta, súlyozott adatok. A második és az ötödik oszlopban szereplő esetszámok a településváltó (mobil) népességek súlyozatlan esetszámait adják meg.

^e Súlyozott településszintű munkanélküliségi ráták különbségei (1993. márciusi ráták). *Forrás:* OMK munkanélküli-regiszter. A településszintű munkanélküliségi ráták súlyozatlan átlagai (szórásai), százalékban: *Prosperáló megyék:* falvak = 11,8 (4,7); megyeszékhelyek = 11,6 (2,0); minden város = 11,2 (3,3). *Válságban levő megyék:* falvak = 24,1 (7,4); megyeszékhelyek = 14,1 (3,2); minden város = 17,6 (4,9).

tekintetében a jelentős munkanélküliráta-különbségeket felmutató, válságban levő, illetve a munkanélküliség szempontjából meglehetősen homogén, prosperáló megyék között. Itt is, ott is nagyjából azonos – legfeljebb 30-40 százalék közötti – arányt képviselnek a városokba vándorló emberek között azok a személyek, akik korábbi lakóhelyükön vélhetően valamikor munkanélküliek is voltak. Úgy tűnik, a szóban forgó arányt a migráció – nem településspecifikus – egyéni szabályszerűségei határozzák meg; a munkanélküli ráták regionális különbségei pedig inkább az elvándorlás össz volumenére vannak hatással.

Számpéldánk tanulságait levonva, mindez azt jelenti, hogy ha a munkanélküliek arányát az elvándorló népességben belül a 30-40 százalék körüli értéknél rögzítjük, akkor a 7. ábra hipotetikus függvényei alapján azt kapjuk, hogy a magas munkanélküliségtől sújtott kistéleplés, illetve az alacsony munkanélküliségű kisváros közötti migráció volumene mindössze arra elegendő, hogy a két település munkanélküliségi rátája közötti eredetileg meglévő 20 százalékos különbséget 5 év alatt 1,1-1,8 százalékkal csökkentse. *Stacionárius állapot feltételezve, húsz esztendő változatlan ütemű, irányú és összetételű földrajzi mobilitása is csak arra lenne elegendő, hogy a munkanélküliségi ráták eredetileg meglévő 20 százalékos különbségét 12,8-15,8 százalékos szintre szorítsa le.*³⁰ Aligha hihető, hogy ilyen nagyságrendű hatások képesek meggingatni a bérgörbe hosszú távú stabilitását.

³⁰ A mienknél jóval kidolgozottabb modellben, angol adatokon *Pissarides* és *McMaster* [1990] arra a következtetésre jutott, hogy 50 év lenne szükséges ahhoz, hogy a földrajzi mobilitás a regionális munkanélküli ráták különbségeit kiküszöbölje.

Ingázás

A munkanélküliségi ráták és bérszintek kiegyenlítődsének gátat szab a magas közlekedési költség, illetve a munkaerőpiac ebből adódó szegregáltsága is. Magyarországon a munkába járás különösen a *falusiak kistérséghatárokon átlépő ingázása* esetében költséges.³¹ Ebből adódóan egy-egy régió falvai, valamint a környező régiók városai között esetenként csak közvetett módon működhetnek a munkaerőpiac kiegyenlítő erői, úgy, hogy *A* régió falusi lakosai eljutnak ugyan *A* régióközpont munkaerőpiacára, de a szomszédos *B* kistérségközpontba ingázni ők nem, hanem csak az *A* város lakói tudnak. Ez a közvetett út – a munkanélküliségi és bérkülönbségek közeledése szempontjából – nem egyenértékű a közvetlen úttal (amikor is az *A* körzetbeli falusiak számára az olcsó közlekedés közvetlenül lehetővé teszi, hogy megjelenjenek *B* körzet központjának piacán). Kimutatható, hogy a közlekedési korlátok keményebbek a legrosszabb helyzetben lévő kistérségekben, mint másutt, ami ezáltal a közlekedési költségek oldaláról szab gátat a kistérségi munkanélküliségi ráták és bérszintek kiegyenlítődsének, fenntartva a bérgörbe hosszú távú stabilitását.

Kezdjük a közlekedési költségek rövid áttekintésével! Az ingázás költsége alapvetően attól függ, hogy jár-e vonat vagy busz a lakóhely és a munkahely között. (15 km távolságra 1993-ban a vasúti havibérlet 2100 forintba, a buszbérlet 2375 forintba, az autós ingázás pedig – becslés szerint – 5126 forintba került.) A magyar tömegközlekedési hálózat vonalai zömmel a városokat kötik össze egymással, valamint a falvakat a hajdani járásközpontokkal (nagyjából a mai munkaügyi körzetek központjaival), rendkívüli mértékben megdrágítva a falvak és más régióbeli városok közötti kapcsolattartást.

Erre utal a 7. táblázat, melyben a falvak és városok, illetve városok és városok közötti tömegközlekedési kapcsolatok meglétére, valamint a bejárás költségére vonatkozó becslést adatokat foglaltunk össze. Mint látható, a városi lakosok nagy része Magyarországon legalább két-három további városba tud bejárni viszonylag szerény költség fejében, a falusi lakosok nagyobb része azonban már a második legközelebbi várost is csak autóval, ennél fogva nagyon drágán – lenne – képes megközelíteni.

A közlekedési költségek korlátot emelnek a falvak és városok közé: minél nagyobbak ezek a költségek, annál kevésbé hatnak a munkanélküliségi szinteket kiegyenlítő erők. Ezt érzékelteti a 8. ábra, amelyen a magyarországi falvakat két szempont szerint rendeztük. A vízszintes tengelyen a falunak a két várostól mért négyzetes költségtávolságát³² tüntettük fel, a függőleges tengelyre pedig az adott falu, valamint a legközelebbi két város átlagos munkanélküliség-rátájának *különbségét* mértük. Arra számítottunk, hogy magasabb közlekedési költségek esetén a környező városokhoz viszonyított munkanélküliségi szint is magasabb lesz, hiszen a falvakat egyébként jellemző munkaerőpiaci hátrányokat kevésbé enyhíti a városi piacok elérhetősége. A 8. ábra igazolni látszik ezt a várakozásunkat. A két változó között becslést lineáris összefüggés meglehetősen erős – az illesztett egyenes egyenletében *D* együtthatója 19,8 ($t = 20,6$) –, és feltétlenül érvényes az összefüggés abban a korlátozó értelemben, hogy magas költségek esetén szinte mindig a városi szintet lényegesen felülmúló falusi munkanélküliséget figyelhetünk meg.

A *kistérségi* munkanélküliségi szintek kiegyenlítődsét a falvak és a más régiókban

³¹ Ebben az alfejezetben egy korábbi kutatásunkra (Köllő [1997]) támaszkodunk. Városnak – a rövidség kedvéért – a 170 kistérségi központot, falunak a többi települést nevezzük. Minden itt szereplő adat 1993-ra vonatkozik.

³² k_1 -gyel és k_2 -vel jelölve adott falunak a legközelebbi két várostól mért relatív költségtávolságát (melyet a 9. táblázat 3–4. oszlopában meghatározott módon számítottunk ki), a szóban forgó négyzetes költségtávolságot az alábbi formula adja meg: $D = \sqrt{k_1^2 + k_2^2}$.

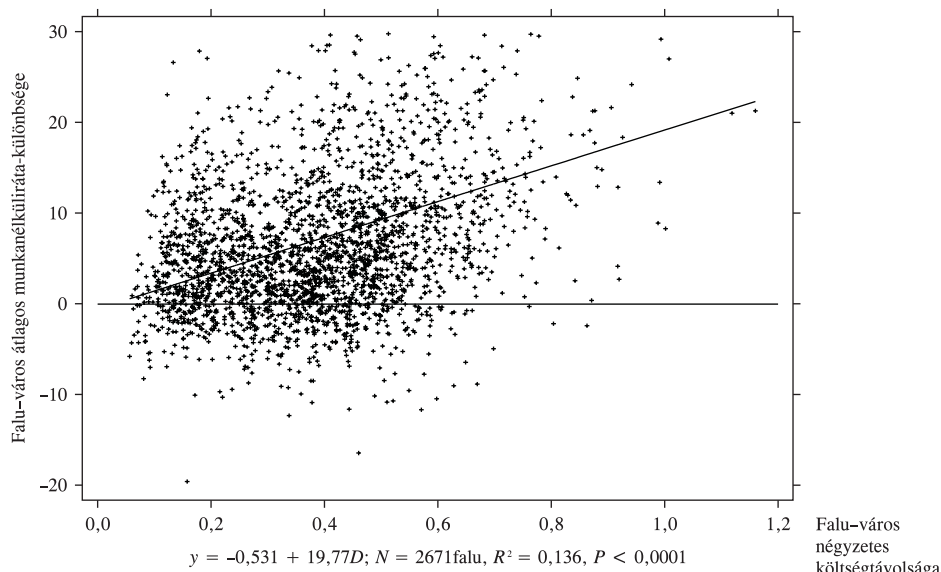
7. táblázat

Azon személyek aránya az adott településtípus aktív népességén belül, akik tömegközlekedési eszközzel (busszal vagy vonattal) el tudnak jutni a megfelelő célállomásra, illetve az ingázás havi becsült költsége az egy adózóra jutó bruttó havi jövedelem százalékában

Célállomás	Az aktív népesség hány százaléka tud eljutni Volán-busszal vagy vonattal a megfelelő célállomásra reggel 5.30 és 7.30 között		Ingázási költség a település egy adózójára jutó bruttó jövedelem százalékában	
	a városokból	a falvakból	a városokból	a falvakból
A legközelebbi városba	92	91	10	12
A 2. legközelebbi városba	86	40	12	28
A 3. legközelebbi városba	75	29	14	31
A 4. legközelebbi városba	46	20	13	34

8. ábra

A magyarországi falvak helyzete a legközelebbi két városhoz viszonyított munkanélküliségi szint (függőleges tengely) és az ingázási költség-távolság (vízszintes tengely) szerint



fekvő városok közötti közlekedési korlátok azért fékezik, mert a közvetett (a város–város kapcsolatokon keresztül érvényesülő) kiegyenlítő erők gyengék. Ha igaz is, hogy az *A* körzetbeli falvak munkaerőpiaca igazodik *A* körzetközpont piacához, az pedig *B* körzet központjához, az igazodás sokkal erőteljesebb, ha a közlekedési költségek nem gátolják a falusiak megjelenését a *szomszédos* régiók városi piacain.

Feltevésünket egy egyszerű regressziós modell segítségével próbáljuk igazolni. Megfigyeljük, hogy egy-egy falu munkanélkülirátája milyen erősen függ a saját térségközpontjának, valamint a második legközelebbi városnak a rátájától akkor, ha az utóbbi

megközelítésének költsége alacsony, illetve ha magas.³³ Arra számítunk, hogy alacsony költség esetén a második legközelebbi város rátája erősebb hatást gyakorol a falu rátájára, mint ha a költség magas, és a falu csak a saját térségközpontjának közvetítésével kapcsolódik a szomszédos térségközpont munkaerőpiacához. (Magas költségek esetén ugyanis egy falu álláskeresői kisebb valószínűséggel képesek megjelenni a szomszédos körzet központjának munkaerőpiacán.)

8. táblázat

A falusi munkanélküli-ráták (százalék) függése a saját térségközpontban, valamint a második legközelebbi városban mért munkanélküli-rátáktól*

Regressziós paraméterek (zárójelben a <i>t</i> -értékek)	A második legközelebbi városba való ingázás költsége**	
	átlag alatti értékű	átlag feletti értékű
A saját térségközpont rátája (u_1)	0,958 (22,7)	1,215 (35,4)
A 2. legközelebbi város rátája (u_2)	0,231 (6,1)	0,149 (3,7)
Konstans	1,963 (2,9)	2,766 (3,7)
R^2	0,3735	0,3888
A falvak száma	1252	1445
u_1 átlaga (szórása)	13,8(5,6)	14,7 (5,5)
u_2 átlaga (szórása)	14,2(6,1)	16,0 (6,6)

* A becslés során a falvakat az aktív lakossággal súlyoztuk.

** Az ingázási költségeket a 9. táblázatban definiált értelemben használjuk.

A 8. táblázatban összefoglalt eredmények valóban megerősíteni látszanak feltevésünket. A második legközelebbi várossal fennálló olcsó közlekedési kapcsolat esetén a falu munkanélküli-rátáját erősebben befolyásolja e város rátája; míg ha az utazás drága, a falu munkaerőpiaci helyzetére alapvetően a saját térségközpont állapota hat.

9. táblázat

A két legközelebbi város megközelítésének költsége a falvakból, az egy adózóra jutó személyi jövedelem százalékában, a kistérségi munkanélküliségi ráta szerint képzett régiócsoportokban átlagosan*

A kistérségi munkanélküli ráta értéke	Ingázási költség az egy adózóra eső bruttó jövedelem százalékában, ha a célállomás	
	a legközelebbi város	a 2. legközelebbi város
< 10	10	23
10–15	11	29
15–20	14	30
> 20	13	35

*A falvakat az aktív népességgel súlyoztuk.

³³ A saját térségközpont az esetek 99 százalékában egyben a legközelebbi város.

A magas munkanélküliségtől sújtott, legrosszabb régiókban a falvak és távolabbi városok közötti kapcsolattartás problémája különösen élesen vetődik fel, mint azt a legegyeszerűbb statisztikák is világosan mutatják (9. táblázat). Noha a saját térségközpont megközelítési költségeiben nincs érdemleges különbség, a második legközelebbi városba történő bejárás azonban már több mint másfélszer annyiba kerül a legrosszabb, mint a legjobb környékeken.

Noha az itt közölt eredmények a tényleges ingázási adatokkal való összevetés előtt csak fenntartásokkal fogadhatók el, azért valószínűsítik, hogy a magas közlekedési költségekből adódó földrajzi szegregáltság hozzájárul nemcsak a régiókon belüli, hanem a régiók közötti munkanélküliségi és bérkülönbségeknek a fennmaradásához is. Nem csak a munkahelyek jutnak el nehezen az elesett régiók lakosaihoz: ők is nehezebben és drágábban jutnak el a munkahelyekig, vagy akár csak odáig, hogy a fejlődőképes városok munkaerőpiacain az állásokért versengeni kezdhessenek.

Következtetések

A munkanélküliséggel összefüggő kereseti különbségek a társadalmi egyenlőtlenségek új dimenzióját jelentik. A szabad alkudozás körülményei között, mint más piacgazdaságokban, Magyarországon is kialakult – mégpedig meglepően rövid idő alatt – az az inverz összefüggés a munkanélküliség és a keresetek között, melyet a szakirodalom regionális bérgörbének nevez. Közgazdasági alapösszefüggésekből levezethető munkaerőpiaci fejleményről van szó, példájául annak, hogy a piacgazdaság törvényszerűségei sokat, a gyakran emlegetett „kelet-európai sajátosságok” pedig meglepően keveset nyomnak a latba.

Ezzel azonban nagyjából végére is értünk az elméleti megfontolások alapján előre jelezhető történések listájának. Hogy a keresetek alakításában az eltérő vállalati jövedelmekből, rezervációsbér- és rezervációsprofit-szintekből, illetve az alkuerő különbségeiből eredő differenciáló hatások, avagy az ilyen jellegű bérkülönbségeket szűkítő szabadpiaci erők válnak-e majd uralkodóvá – az csak empirikusan megválaszolható kérdés.

Ha kockázatos is egy-két mondatban összefoglalni elemzésünk tanulságait, talán érdemes megkísérelni. A munkanélküliség szerkezetének átalakulására, a helyi tőkeképződésre és a migrációra vonatkozó adatok alapján úgy tűnik, hogy a regionális válsághelyzetek feloldásában nem játszhat döntő szerepet sem a relatív bérek további csökkenése, sem a munkaerő elvándorlása. A regionális válsághelyzetek enyhítését – úgy gondoljuk – elsősorban a külső tőkebefektetések növekedésétől lehet remélni. Illúzióknak tűnik azonban az elmaradott térségek kilábalását költségvetési támogatásoktól remélni, ha egyszer az azonos munkáért fizetett 15-20 százalékkal alacsonyabb bér – ez az aligha felülmúlható „szubvenció” – sem volt elegendő ahhoz, hogy e régiók magukhoz csalogassák a beruházókat. A befektetések megindulásához, illetve a regionális munkaerőpiaci egyenlőtlenségek mérsékléséhez mindenképp az elmaradott régiók iskolázottsági színvonalának jelentős emelésére és közlekedési kapcsolataik javítására lenne szükség.

Függelék

F1. táblázat

A tanulmányban használt modellspecifikációk

Független változók ^a		Specifikációk ^f			
		1	2	3	4
Munkanélküliségi ráta ^b	$\log(u)$	x	x		x
Termelékenység ^c	$\log(y)$		x		
Termelékenység és munkanélküliség interakciója ^d	$y3 \times u3$			x	
Hosszú távú munkanélküliek aránya ^e	$\log(l)$				x

^a Valamennyi egyenlet magában foglalja az alábbi változókat is: nem, 3 iskolai végzettség dummy, gyakorkorlati idő (lineáris és négyzetes tag), 2 beosztás dummy, 15 regionális (tájegység \times településtípus) dummy, 27 ágazati dummy, 4 vállalatméret dummy, tőke–munka arány logaritmus (az 1989. évet kivéve), 3 tulajdon dummy,

^b $u = a$ munkaügyi kirendeltségi körzetekre definiált munkanélküli-ráta: $u = M / (M + F)$, ahol M jelöli a munkanélküliek, F pedig a foglalkoztatottak számát.

^c y = egy főre jutó nettó hozzáadott érték. Nettó hozzáadott érték: nettó árbevétel – (anyagköltség + eladott anyagok beszerzési értéke + alvállalkozói teljesítmények értéke). A szóban forgó 2. specifikáció továbbá magában foglal egy dummy változót, amely megjelöli a negatív hozzáadott értékkel rendelkező vállalatokat.

^d $y3 \times u3$ = az egy főre jutó nettó hozzáadott érték változó (y) tercilisértékeinek ($y3$), illetve a vállalati szinten definiált munkanélküliségi ráta (u) tercilisértékeinek ($u3$) metszete: 9 értékből álló kategóriaszintű változó (vállalati szintű munkanélküliségi ráta = egy telephelyes vállalat esetében: az adott telephely körzeti munkanélküli-rátája; többtelephelyes vállalat esetében: a körzeti munkanélküli rátáknak a telephelyi létszámokkal súlyozott átlaga).

^e Rövid távú (regisztrált) munkanélküliek (S): akik egy évnél rövidebb ideje keresnek munkát, hosszú távú (vagy tartós) munkanélküliek (L): akik egy évnél hosszabb ideje keresnek munkát maguknak; l = a hosszú távú (tartós) munkanélküliek aránya a munkanélküliek között; rövid távú munkanélküli ráta: $su = S / (M + F)$; hosszú távú munkanélküli ráta: $lu = L / (M + F)$.

^f 1. és 2. specifikáció: 1989, 1992–1995; 3. specifikáció: 1992–1995; 4. specifikáció: 1993–1995.

F2. táblázat
A bruttó havi kereset logaritmusának regressziós becslése

Független változók	1989	1992	1993	1994	1995
Konstans	8,541	9,117	9,275	9,288	9,539
Nem:	0,303	0,221	0,231	0,241	0,225
Iskolai végzettség:					
férfi	0,115	0,130	0,131	0,129	0,107
szakmunkásképző	0,146	0,217	0,226	0,220	0,184
középiskola	0,441	0,552	0,584	0,593	0,533
főiskola, egyetem	0,030	0,026	0,024	0,024	0,021
Gyakorlati idő :					
lineáris tag	$-4,7 \times 10^{-4}$	$-3,9 \times 10^{-4}$	$-3,6 \times 10^{-4}$	$-3,2 \times 10^{-4}$	$-2,8 \times 10^{-4}$
négyzetes tag					
Beosztás:					
beosztott szellemi	0,173	0,221	0,248	0,244	0,215
vezető szellemi	0,865	0,748	0,710	0,836	0,752
Termelékenység:					
egy főre eső hozzáadott érték (log)	0,088	0,120	0,164	0,124	0,161
negatív hozzáadott érték (dummy)	-0,028	-0,110	-0,098	-0,080	-
Tőke/munka arány:	0,026	0,015	0,009	0,009	0,008
Munkanélküliség	-0,015	-0,058	-0,068	-0,087	-0,089
Tulajdon					
mágtulajdonú	-	0,004 ^c	-0,027	-0,025	-0,023
vegyes tulajdonú	-	0,148	0,086 ^{**}	0,018	-0,060 [*]
külföldi tulajdonú	-	0,052	0,017	0,131	0,093
Vállalati méret (fő):					
10–20	-	-	-	-	-0,189
21–50	0,003 ^{***}	-0,039	-0,057	-0,026	-0,094
301–1000	0,051	0,052	0,059	0,135	0,087
1001–3000	0,084	0,107	0,107	0,179	0,113
3001–	0,090	0,137	0,096	0,189	0,139
27 ágazati dummy (együttes szignifikancia, F-próba)	244,99	113,75	101,22	121,69	111,19
15 regionális dummy (együttes szignifikancia, F-próba)	62,29	74,78	47,44	44,34	27,90

Az F2. táblázat folytatása

Diagnosztikai tesztek	1989	1992	1993	1994	1995
Mintabeli megfigyelések száma (fő)	110 645	87 754	86 774	95 614	91 505
Kiigazított R^2	0,4626	0,5225	0,5069	0,5329	0,5205
Magyarázó változók erejét mérő F -próba	1671,63	1575,42	1463,04	1789,40	1629,15
Átlagos négyzetes hiba négyzetgyöke	0,3272	0,3524	0,3647	0,3836	0,3812
Heteroszkedaszticitás ¹ (Cook-Weisberg-féle teszt, F -próba)	1786,77	1475,37	1929,18	3563,27	3507,34
Kihagyott változók (Ramsey-teszt, F -próba)	214,17	220,76	165,98	35,53	173,22
Reziduuumok normalitása (χ^2 -teszt)	4883,63	3965,04	7977,94	3424,25	3326,18

* 0,01 szinten szignifikáns. ** 0,05 szinten szignifikáns. ***Nem szignifikáns.

Megjegyzés: Valamennyi – külön nem jeölt – paraméter, illetve próba értéke legalább 0,0001 szinten szignifikáns.

A minta nem tartalmazza a költségvetési ágazatokat, valamint a bankokat és biztosítókat.

Referenciakategóriák: nők; legfeljebb 8 osztály; fizikai foglalkozásúak; 51–300 fős vállalat.

Gyakorlati idő: életkor – (iskolában eltöltött évek + 6).

Hozzáadott érték: Nettó árbevétel – (anyagköltség + eladott anyagok beszerzési értéke + alvállalkozói teljesítmények értéke).

Hivatkozások

- ÁBRAHÁM ÁRPÁD–KERTESI GÁBOR [1996]: A munkanélküliség regionális egyenlőtlenségei Magyarországon 1990 és 1995 között. *Közgazdasági Szemle*, 7–8. sz.
- BARTEL, A. P.–LICHTENBERG, F. [1987]: The comparative advantage of educated workers in implementing new technology. *Review of Economics and Statistics*, február.
- BARTEL, A. P.–SICHERMAN, N. [1995]: Technological change and the skill acquisition of young workers. *NBER Working Papers*, 5107. sz.
- BLANCHFLOWER, D. G.–OSWALD, A. J. [1990]: The wage curve. *Scandinavian Journal of Economics*, 2. sz.
- BLANCHFLOWER, D. G.–OSWALD, A. J. [1994]: The wage curve. MIT Press.
- BLANCHFLOWER, D. G.–OSWALD, A. J. [1995]: An introduction to the wage curve. *Journal of Economic Perspectives*, 3. sz.
- FAZEKAS KÁROLY [1993]: A munkanélküliség regionális különbségeinek okairól. *Közgazdasági Szemle*, 7–8. sz.
- FAZEKAS KÁROLY [1997]: Válság és prosperitás a munkaerőpiacon. *Tér és társadalom*, 4. sz.
- GRILICHES, Z. [1969]: Capital–skill complementarity. *Review of Economics and Statistics*, nov.
- HECKMAN, J. J. [1979]: Sample selection bias as a specification error. *Econometrica*, január.
- HELPMAN, E.–KRUGMAN, P. E. [1985]: Market structure and foreign trade. MIT Press.
- KERTESI GÁBOR [1997]: A gazdasági ösztönzők hatása a népesség földrajzi mobilitására 1990 és 1994 között. *Esély*, 2. sz.
- KERTESI GÁBOR–KÖLLŐ JÁNOS [1997]: Reálbércsökkenés és kereseti egyenlőtlenségek Magyarországon, 1986–1996. (A bérszerkezet átalakulása Magyarországon, I. rész). *Közgazdasági Szemle*, 7–8. sz.
- KERTESI GÁBOR–KÖLLŐ JÁNOS [1998]: A vállalati bérnövekedés belső korlátai. (A Magyar Nemzeti Bank megbízásából készült tanulmány.) Az MTA Közgazdaságtudományi Intézete.
- KÖLLŐ JÁNOS [1997]: A napi ingázás feltételei és a helyi munkanélküliség Magyarországon. *Esély*, 2. sz.
- KÖLLŐ JÁNOS–NAGY GYULA [1996]: Earnings gains and losses from insured unemployment in Hungary. *Labour Economics*, 3. sz.
- LAYARD, R.–NICKELL, S.–JACKMAN, R. [1991]: Unemployment. Oxford University Press.
- LILLARD, L. A.–TAN, H. W. [1992]: Private sector training: who gets it and what are its effects? Megjelent: *Ehrenberg, R. G.* (szerk.): *Research in Labor Economics*, 13. kötet, JAI Press.
- MCDONALD, I. M.–SOLOW, R. M. [1981]: Wage bargaining and employment. *American Economic Review*, 5. sz.
- MICKLEWRIGHT, JOHN–NAGY GYULA [1994]: Flows to and from insured unemployment in Hungary. *EUI Working Papers in Economics*, 41. sz.
- MICKLEWRIGHT, JOHN–NAGY GYULA [1998]: Segélyezés, életszínvonal és ösztönzés a munkanélküliség-járadék kimerítése után. *Közgazdasági Szemle*, 5. sz.
- MINCER, J. [1989]: Education and unemployment. *NBER Working Papers*, 3838. sz.
- NICKELL, S. [1995]: Labour market dynamics in OECD countries. *LSE Centre for Economic Performance Discussion Paper*, 255. sz.
- PISSARIDES, C. A.–McMASTER, I. [1990]: Regional migration, wages and unemployment: empirical evidence and implications for policy. *Oxford Economic Papers*, 4. sz.
- SHAPIRO, C.–STIGLITZ, J. E. [1984]: Equilibrium unemployment as a worker discipline device. *American Economic Review*, 3. sz.
- SOLOW, R. M. [1985]: Insiders and outsiders in wage determination. *Scandinavian Journal of Economics*, 2. sz.
- VÁGI GÁBOR [1982]: Versengés a fejlesztési forrásokért. *Közgazdasági és Jogi Könyvkiadó*, Budapest.
- WELCH, F. [1970]: Education in production. *Journal of Political Economy*, 1. sz.
- WINTER-EBNER, R. [1996]: Wage curve, unemployment duration and compensating differentials. *Labour Economics*, 4. sz.