



# Területi Statisztika

Közzététel: 2024. május 28.

**A tanulmány címe:**

A magyarországi területi bérkülönbségek összetevői

**Szerzők:**

*Czaller László–Nemes-Nagy József*

<https://doi.org/10.15196/TS640305>

***Az alábbi feltételek érvényesek minden, a Központi Statisztikai Hivatal (a továbbiakban: KSH) Területi Statisztika c. folyóiratában (a továbbiakban: Folyóirat) megjelenő tanulmányra. Felhasználó a tanulmány, vagy annak részei felhasználásával egyidejűleg tudomásul veszi a jelen dokumentumban foglalt felhasználási feltételeket, és azokat magára nézve kötelezőnek fogadja el. Tudomásul veszi, hogy a jelen feltételek megszegéséből eredő valamennyi kárért felelősséggel tartozik.***

- 1) A jogszabályi tartalom kivételével a tanulmányok a szerzői jogról szóló 1999. évi LXXVI. törvény (Sztj.) szerint szerzői műnek minősülnek. A szerzői jog jogosultja a KSH.
- 2) A KSH földrajzi és időbeli korlátozás nélküli, nem kizárólagos, nem átadható, tértítésmentes felhasználási jogot biztosít a Felhasználó részére a tanulmány vonatkozásában.
- 3) A felhasználási jog keretében a Felhasználó jogosult a tanulmány:
  - a) oktatási és kutatási célú felhasználására (nyilvánosságra hozatalára és továbbítására a 4. pontban foglalt kivétellel) a Folyóirat és a szerző(k) feltüntetésével;
  - b) tartalmáról összefoglaló készítésére az írott és az elektronikus médiában a Folyóirat és a szerző(k) feltüntetésével;
  - c) részletének idézésére – az átvevő mű jellege és célja által indokolt terjedelemben és az eredetihez híven – a forrás, valamint az ott megjelölt szerző(k) megnevezésével.
- 4) A Felhasználó nem jogosult a tanulmány továbbértékesítésére, haszonszerzési célú felhasználására. Ez a korlátozás nem érinti a tanulmány felhasználásával előállított, de az Sztj. szerint önálló szerzői műnek minősülő mű ilyen célú felhasználását.
- 5) A tanulmány átdolgozása, újra publikálása tilos.
- 6) A 3. a)–c.) pontban foglaltak alapján a Folyóiratot és a szerző(ke)t az alábbiak szerint kell feltüntetni:

***„Forrás: Területi Statisztika c. folyóirat 64. évfolyam 3. számában megjelent, Czaller László–Nemes-Nagy József által írt, A magyarországi területi bérkülönbségek összetevői c. tanulmány”***

- 7) A Folyóiratban megjelenő tanulmányok kutatói véleményeket tükröznek, amelyek nem esnek szükségképpen egybe a KSH, vagy a szerzők által képviselt intézmények hivatalos álláspontjával.

## A magyarországi területi bérkülönbségek összetevői

### Components of regional wage differences in Hungary

#### **Czaller, László**

Budapesti Corvinus Egyetem,  
Gazdaságföldrajz és Városfejlesztés  
Tanszék;  
ANETI Lab,  
HUN-REN Közgazdaság- és  
Regionális Tudományi  
Kutatóközpont,  
Közgazdaságtudományi Intézet  
Email:  
czaller.laszlo@krtk.hun-ren.hu

#### **Nemes-Nagy, József**

Eötvös Loránd Tudományegyetem,  
Regionális Tudományi Tanszék  
E-mail: nemesnagy@t-online.hu

#### **Kulcsszavak:**

bér,  
munkaerőpiac,  
munkavállalói összetétel,  
béregyenlőtlenség,  
járás

A tanulmány azt vizsgálja, hogy a munkavállalók és a járások szintjén megfigyelt béregyenlőtlenségeknek mekkora hányadát magyarázzák a munkavállalói és a munkáltatói jellemzők, illetve a térségek eltérő adottságai. A szerzők ehhez a bértarifa-felvételt és az OPTEN Kft. céginformációs adatbázis vállalati eredménykimutatásait használták fel. Az eredmények azt mutatják, hogy az egyének szintjén megfigyelt bérkülönbségek magyarázatában a munkavállalók jellemzői, ezen belül is főként a betöltött munkakör jellege, illetve az iskolai végzettség játssza a vezető szerepet. A munkáltatói szintű ismérvek magyarázóereje másodlagos, de még így is jelentősen meghaladja a térségi adottságok együttes hozzájárulását, ami legfeljebb 1-2%-ra tehető. A járási szintű átlagbérkülönbségek vizsgálata azt mutatja, hogy a járások munkavállalói és munkáltatói összetétele az egyenlőtlenségek háromnegyedéért felelős, az összetételhatás kiszűrésével a bruttó havi átlagbérek szórása kevesebb mint felére csökken. Ezek az eredmények azt emelik ki, hogy a területi megközelítés mellett a humán tőke fejlesztését célzó politikai beavatkozások is fontos szerepet játszanak a hátrányos helyzetű régiók felzárkózásának előmozdításában.

The authors investigated in this study how much of the wage differences on workers' and district levels are explained by employee and employer characteristics and by differences in regional attributes. For this purpose the Ministry of Information and Technology's annual wage survey and income statements from the OPTEN database have been used. Results show that individual characteristics of workers, in particular the occupational clas-

sification of the job and their educational attainment play a leading role in explaining the wage differentials observed on individual level. The explanatory power of employer-level characteristics is secondary, however it still exceeds the combined contribution of regional characteristics, estimated at 1-2% at most. When examining district-level average wage differentials, the composition of employees and employers in districts is responsible for three quarters of spatial wage inequalities. By removing the composition effect, the standard deviation of average gross monthly wages between districts is reduced to half. These results show that in addition to a territorial approach, policy interventions aimed at developing human capital also play an important role in promoting the catching-up of disadvantaged regions.

**Keywords:**

wage,  
labour markets,  
worker composition,  
wage inequalities,  
district

*Beküldve:* 2023. december 6.

*Elfogadva:* 2024. február 6.

**Bevezetés**

A társadalom és a tér összekapcsoltsága, illetve szétválaszthatósága a regionális tudomány egyik központi vizsgálati köre, egyben érdemi vitapontja. A társadalmi-gazdasági folyamatok feltárására és megértésére irányuló törekvés a kvantitatív vizsgálatokban gyakran a két alapvető kategória szétválasztása mellett érvel, nem megkérdőjelezve együttlétezésüket. Nincs ez másként a különböző jövedelemszegmensek területi egyenlőtlenségeinek kutatásában sem, ahol a szétválasztást közgazdasági megfontolások indokolják. A Rosen–Roback-féle térbeli egyensúlyi modellek szerint például a nominálbérekben megfigyelt területi egyenlőtlenségek egyrészt a termelékenység terén észlelhető különbségekre, másrészt pedig az úgynevezett kiegyenlítő bérkülönbségekre vezethetők vissza, melyeket a lakáspiac és az egyén jólétét befolyásoló (nem jövedelmi) tényezők általános egyensúlyi hatásai alakítanak ki (Rosen 1979, Roback 1982, Glaeser 2008, Glaeser–Gottlieb 2009, Moretti 2010).

A termelékenység különbségeit egyfelől okozhatja a helyi munkaerő képzettség szerinti összetétele, illetve számos olyan helyi adottság is, ami növeli a helyben működő vállalatok termelékenységét, közvetetten pedig az ott dolgozók bérét. Helyi adottságokon elsősorban a térségben előforduló közös erőforrásokat (például közlekedési infrastruktúra elemei, természeti erőforrások), munkaerőpiaci és intézményi

tényezőket (például a munkaerőpiaci verseny mértéke, kollektív béralku), illetve azokat a helyi léptékben érvényesülő külső gazdasági hatásokat értjük, amiket a munkaerő és az egymáshoz szorosan kapcsolódó iparágak földrajzi csoportosulása okoz (például technológiatranszfer). Ebből logikusan következik, hogy a térségek között megfigyelt nominálbér-különbségeknek a munkavállalói és munkáltatói összetétel mellett *létezhetnek* olyan összetevői, amelyek kifejezetten a munkavégzés helye szerint differenciálják a béreket. Ezeknek a térségi hatásoknak a tapasztalati jelentőségét és a bérkülönbségekhez való hozzájárulását a nemzetközi szakirodalomban számos tanulmány elemezte a közelmúltban (Duranton–Monastiriotis 2002, Combes et al. 2008, Mion–Naticchioni 2009, Groot et al. 2014, Gibbons et al. 2014, Overman–Xu 2022, Card et al. 2023).

Az elmúlt évtizedekben hazai kutatók is foglalkoztak a nomináljövedelem térbeli mintázatainak és időbeli dinamikájának vizsgálatával. Ennek eredményeként több olyan társadalmi és térbeli tényezőt sikerült azonosítani, ami potenciálisan közreműködhet a térségek közötti jövedelmi egyenlőtlenségek kialakulásában és rögzülésében (például Major–Nemes Nagy 1999, Kertesi–Köllő 1998, Nemes-Nagy–Németh 2003, Nemes-Nagy et al. 2004, Németh–Kiss 2007, Szabó 2021, Egri 2023). Ugyanakkor kevesen vállalkoztak arra, hogy számszerűsítsék a különböző magyarázó tényezők tényleges hozzájárulását a jövedelmi különbségekhez. Ebből a szempontból külön említést érdemel Nemes-Nagy–Németh (2003) tanulmánya, ami elsőként – és a hozzáférhető szakirodalom szerint mindezidáig egyedülként – tett kísérletet arra, hogy szétválassza a térségi adottságok és a lakossági összetétel személyi jövedelemre gyakorolt hatásait. Jelen tanulmány megírását éppen ez a munka ihlette. Célunk annak számszerűsítése, hogy a munkavállalói és járási szinten megfigyelt béregyenlőtlenségeknek mekkora hányadát magyarázzák a munkavállalói és a munkáltatói jellemzők, illetve a térségek eltérő adottságai.<sup>1</sup>

A területi béregyenlőtlenségek összetevőinek vizsgálata a hátrányos helyzetű térségek jövedelmi felzárkóztatását célzó fejlesztéspolitika szempontjából is kiemelten fontos, különösen a munkavállalók bérmobilitását segítő egyénközpontú, illetve a térségek integrált fejlesztését célzó beavatkozások súlyának meghatározásában. A térbeli elhelyezkedéssel összefüggésbe hozható tényezők becsült hozzájárulásából ugyanis fontos következtetéseket vonhatunk le arról, hogy térségek integrált fejlesztésére irányuló kormányzati eszközök a béregyenlőtlenségek mekkora hányadára lehetnek érdemi hatással. Ha a térségi adottságok a munkavállalói és a járási szinten megfigyelt nyers bérkülönbségek viszonylag alacsony hányadért felelnek. Bármilyen helyalapú (place-based) beavatkozás, ami a térségek helyi erőforrásainak hatékonyabb kiaknázá-

<sup>1</sup> A munkaviszonyból származó jövedelem – a Nemzeti Adó- és Vámhivatal (NAV) adatai alapján – az összes személyi jövedelemadó (szja-)köteles jövedelem körülbelül 90%-át tette ki a 2010-es évtizedben, elemzésünk tárgyévében (2018-ban) pedig a 93%-át. A munkavállalói keresetekben megfigyelt egyenlőtlenségi viszonyok a jövedelmi különbségek magas hányadért felelnek.

sát, a helyi intézmények fejlesztését, vagy akár az üzleti, önkormányzati és civil szereplők együttműködését célozza, kevésbé valószínű, hogy képes érdemben hozzájárulni a hátrányos helyzetű térségek jövedelmi felzárkóztatásához. Ha a béregyenlőtlenségek túlnyomó része a munkavállalók és a munkáltatók sokféleségére vezethető vissza, nagyobb szerep hárul azokra a területileg célzott fejlesztéspolitikai beavatkozásokra, melyek közvetlenül az egyén munkaerőpiaci sikerességét és a vállalatok növekedését támogatják. Ebben a tekintetben a térségi adottságok együttes magyarázóerejének vizsgálata értékes adalékkal szolgálhat a regionális fejlesztéspolitika irányával kapcsolatos vitákhoz.

Elemzésünk során a hazai szakirodalomban megszokott gyakorlattól eltérően a lakossági jövedelem helyett annak elsődleges forrására, a munkabérre fókuszálunk, továbbá területi adatok helyett munkavállalói szintű mikroadatokat használunk fel. Első lépésben egy Mincer-féle (1974) béregyenletet becsülünk meg, amit a munkavállalók és a munkáltatók különféle jellemzői mellett a munkavégzés helyét jelölő járási dummy változókkal egészítünk ki. Ezek a változók hivatottak megragadni mindazokat a térségi adottságokat és helyi léptékben érvényesülő általános egyensúlyi, valamint külső gazdasági hatásokat, amelyek szerepet játszanak a bérek meghatározásában. Ebben a tekintetben vizsgálatunk lényegesen eltér a korai mintaként említett – hangsúlyozottan regionális tudományi szemléletű Nemes-Nagy–Németh (2003) tanulmánytól –, ami számos közvetlen térparaméter (például nyugat-kelet megosztottság, fővárostól való távolság, helyzeti, fekvési paraméterek, szomszédsági relációk) segítségével többoldalúan közelíti meg a térbeliség hatását. Jelen vizsgálat során a térbeli elhelyezkedéssel összefüggésbe hozható különböző tényezőket végig együtt kezeljük, nem vállalkozunk a térségi hatások háttérben működő mechanizmusok szétszalazására, sem pedig ezek bérekre gyakorolt oksági hatásának becslésére.

A regressziós becslés eredményeit felhasználva a keresetek teljes varianciáját tényezőkre bontjuk, majd az egyes összetevőkre becsült magyarázott varianciahányadból következtetünk arra, hogy a keresetek teljes varianciájának mekkora hányadát magyarázzák a munkavállalók és a munkáltatók különféle jellemzői, illetve a „térségi hatások”. A varianciafelbontás módszerének alkalmazása a területi bérkülönbségek vizsgálatában Combes et al. (2008) tanulmányuk nyomán terjedt el. A módszer előnye, hogy egyszerűen kivitelezhető, könnyen értelmezhető, ugyanakkor – néhány szélsőséges esetet leszámítva – csak közelítő becslést képes adni a béreket meghatározó tényezők önálló magyarázóerejének nagyságáról. Ennek elsődleges oka a béreket magyarázó egyéni és munkavállalói szintű tényezők teljes körű figyelembevételének hiánya, ami felveti az endogenitás problémáját. Kutatásunk emiatt kizárólag az adatok legfontosabb mintázatainak feltárására irányul, és nem bonyolódik a hatásmechanizmusok azonosítását érintő mélyebb elemzésbe.

A tanulmány a következőképpen épül fel: az első fejezetben az elemzés módszertanát és annak elvi korlátait tárgyaljuk, majd a másodikban a méréshez használt adatokat mutatjuk be. A harmadik fejezetben az eredményeket értékeljük, végül a tanulmányt az elemzés tanulságainak rövid összefoglalásával zárjuk.

## Módszertan

### Varianciafelbontás

A térbeli elhelyezkedésnek tulajdonítható magyarázóerő számszerűsítéséhez egy olyan lineáris regressziós modellt becslünk meg, ami a havi bruttó átlagkereset logaritmusát magyarázza a munkavállaló és a munkáltató különféle jellemzőivel, beleértve a munkavégzés helyszínét (Mincer-féle bérmodell). A regressziós modellt

$$\ln w_i = \mathbf{x}_i' \boldsymbol{\beta} + \mathbf{z}_{j(i)}' \boldsymbol{\gamma} + \mathbf{d}_i' \boldsymbol{\chi} + e_i \quad (1)$$

formában írjuk fel, ahol  $w_i$  jelöli az  $i$  munkavállaló havi keresetét,  $\mathbf{x}_i$  és  $\mathbf{z}_{j(i)}$  a munkavállaló és a munkáltató különböző megfigyelt jellemzőinek vektora,  $\boldsymbol{\beta}$  és  $\boldsymbol{\gamma}$  az  $\mathbf{x}_i$ -hez és  $\mathbf{z}_{j(i)}$ -hez tartozó együtthatóvektorok,  $\mathbf{d}_i$  pedig egy  $(K \times 1)$  méretű oszlopvektor, melynek  $k$ -edik eleme akkor vesz fel egyes értéket, ha a munkavállaló a  $k$  területegységben dolgozik. A térségi dummy változókhoz tartozó  $\boldsymbol{\chi}$  együtthatóvektor  $k$ -edik eleme azt mutatja meg, hogy mekkora a  $k$  területegységben (például megyében vagy járásban) történő munkavégzés átlagos kereseti hozadéka egy véletlenszerűen kiválasztott munkavállaló esetében (egy tetszőleges referenciatérséghez képest). Ennek megfelelően  $\mathbf{d}_i' \boldsymbol{\chi}$  változó arról tájékoztat, hogy a munkavégzés helyszínének térségi adottságai milyen mértékben járulnak hozzá a bérek teljes varianciájához. A továbbiakban  $\mathbf{d}_i' \boldsymbol{\chi}$ -re térségi hatásként hivatkozunk, míg  $\mathbf{x}_i' \boldsymbol{\beta}$  és  $\mathbf{z}_{j(i)}' \boldsymbol{\gamma}$  a munkavállalói és munkáltatói jellemzők együttes hatását ragadja meg. Végül  $e_i$  a regressziós modell hibatagja, melyről egyelőre feltesszük, hogy független a magyarázó változóktól.

Jelölje  $\hat{\boldsymbol{\beta}}$ ,  $\hat{\boldsymbol{\gamma}}$  és  $\hat{\boldsymbol{\chi}}$  a bemutatott modell legkisebb négyzetek módszerével becsült együtthatóit, illetve  $\hat{e}_i$  a reziduumot. Ekkor a munkavállalói keresetek teljes varianciája felbontható oly módon, hogy

$$\begin{aligned} \text{var}(\ln w_i) &= \text{var}(\ln \hat{w}_i) + \text{var}(\hat{e}_i) \\ &= \text{var}(\mathbf{x}_i' \hat{\boldsymbol{\beta}}) + \text{var}(\mathbf{z}_{j(i)}' \hat{\boldsymbol{\gamma}}) + \text{var}(\mathbf{d}_i' \hat{\boldsymbol{\chi}}) \\ &\quad + 2\text{cov}(\mathbf{x}_i' \hat{\boldsymbol{\beta}}, \mathbf{z}_{j(i)}' \hat{\boldsymbol{\gamma}}) + 2\text{cov}(\mathbf{x}_i' \hat{\boldsymbol{\beta}}, \mathbf{d}_i' \hat{\boldsymbol{\chi}}) \\ &\quad + 2\text{cov}(\mathbf{z}_{j(i)}' \hat{\boldsymbol{\gamma}}, \mathbf{d}_i' \hat{\boldsymbol{\chi}}) + \text{var}(\hat{e}_i), \end{aligned} \quad (2)$$

ahol  $\text{var}(\ln \hat{w}_i)$  a magyarázott (külső) variancia,  $\text{var}(\hat{e}_i)$  pedig a reziduális (belső) variancia. Ezzel a felbontással közelítő becslés adható arra, hogy a keresetek varianciájának hozzávetőlegesen mekkora hányada tulajdonítható a térbeli elhelyezkedésnek. Tegyük fel, hogy a munkavállalói, a munkáltatói és a térségi hatások nem korrelálnak egymással. Ebben az esetben az (1) modellel megmagyarázott külső variancia éppen  $\mathbf{x}_i' \hat{\boldsymbol{\beta}}$ ,  $\mathbf{z}_{j(i)}' \hat{\boldsymbol{\gamma}}$  és  $\mathbf{d}_i' \hat{\boldsymbol{\chi}}$  varianciájának az összege, a térségi hatások hozzájárulása a keresetek varianciájához tehát egyszerűen megadható  $\text{var}(\mathbf{d}_i' \hat{\boldsymbol{\chi}}) / \text{var}(\ln w_i)$  hányadossal. Ezzel szemben, ha a három hatásból legalább kettő korrelál egymással,  $\text{var}(\ln \hat{w}_i)$  nem adható meg a három hatás varianciájának összegeként, így  $\text{var}(\mathbf{d}_i' \hat{\boldsymbol{\chi}}) / \text{var}(\ln w_i)$  hányados már nem tekinthető a térségi hatások által magyarázott varianciához pontos mérőszámának.

A térbeli elhelyezkedésnek tulajdonítható magyarázóerő becslése során a legfőbb kihívást éppen az jelenti, hogy a munkavállalók és a munkáltatók térbeli eloszlása nem véletlenszerű, melynek következtében azt várjuk, hogy  $cov(\mathbf{x}_i' \hat{\beta}, \mathbf{d}_i' \hat{\chi})$  és  $cov(\mathbf{z}'_{j(i)} \hat{\gamma}, \mathbf{d}_i' \hat{\chi})$  egyaránt különbözik nullától. Ha a munkavállalók és a munkáltatók bizonyos jellemzői mentén egyaránt megfigyelhetők határozott térbeli mintázatok, nem tudjuk egyértelműen megállapítani, hogy  $var(\mathbf{d}_i' \hat{\chi})/var(\ln w_i)$  mekkora hányada könyvelhető el a térségi hatások tényleges magyarázóerejeként, ahogy azt sem, hogy a többi variancia- és kovarianciakomponensbe vegyülnek-e térbeli elhelyezkedéssel összefüggő hatások. Egy másik felbontási lehetőség, hogy a magyarázott belső varianciát a célváltozó és az egyes hatások közötti kovariancia összegeként fejezzük ki:

$$\begin{aligned} var(\ln w_i) &= var(\ln \widehat{w}_i) + var(\hat{\varepsilon}_i) \\ &= cov(\ln w_i, \mathbf{x}_i' \hat{\beta}) + cov(\ln w_i, \mathbf{z}'_{j(i)} \hat{\gamma}) + cov(\ln w_i, \mathbf{d}_i' \hat{\chi}) \\ &\quad + var(\hat{\varepsilon}_i). \end{aligned} \quad (3)$$

A variancia felbontásának ez a módja Abowd et al. (1999) (továbbiakban AKM) nyomán terjedt el a munkagazdasági, majd később a regionális gazdasági szakirodalomban, azon belül is különösen a területi bérkülönbségek vizsgálatában (lásd Combes et al. 2008, Mion–Naticchioni 2009, Gibbons et al. 2014, Dauth et al. 2022, Card et al. 2023). Ha ezt a felbontást alkalmazzuk, a térségi hatások hozzájárulása a keresetek varianciájához  $cov(\ln w_i, \mathbf{d}_i' \hat{\chi})/var(\ln w_i)$  hányadossal közelíthető. Sajnos ez a mérőszám sem hidalja át teljesen a magyarázó változók közötti korrelációból fakadó problémát, hiszen

$$cov(\ln w_i, \mathbf{d}_i' \hat{\chi}) = var(\mathbf{d}_i' \hat{\chi}) + cov(\mathbf{x}_i' \hat{\beta}, \mathbf{d}_i' \hat{\chi}) + cov(\mathbf{z}'_{j(i)} \hat{\gamma}, \mathbf{d}_i' \hat{\chi}).$$

A (3) egyenleten alapuló AKM-féle felbontás során tehát a kovarianciakomponensek felosztása egyenlő arányú a három hatás között. Fontos megjegyezni, hogy a kovariancia ilyen módon történő szétosztásának nincsen semmilyen nyilvánvaló indoka azon felül, hogy ilyenkor a térségi hatások és az egyéb jellemzők által magyarázott variancihányadok összege egyenlő a determinációs együtthatóval. Tekintve, hogy általában nem áll rendelkezésre elegendő információ arról, hogy a térbeli elhelyezkedés és a többi magyarázó változó közötti korreláció háttérben milyen *okási* mechanizmusok állnak, az AKM-féle felosztás helytállóságát a gyakorlatban sem megerősíteni, sem elvetni nem tudjuk.<sup>2</sup> A kétféle felbontás együttes alkalmazásával mindazonáltal jól közelíthetjük a térbeliség bérkülönbségekre való hozzájárulását, de az egzakt magyarázóerőt az okási kapcsolatok ismeretének hiányában nem tudjuk megállapítani. A helyzetet tovább bonyolítja az is, hogy a három változócsoporthoz közti korreláció

<sup>2</sup> Ennek ellenére ez a megközelítés sok szempontból előnyösebb a szakirodalomban alkalmazott más módszereknél, melyek mindegyike arra az előzetes feltevésre épül, hogy az egyes változók előre jelzett hatása korrelálatlan. A szociológia területén például elterjedt a többszintű (vagy hierarchikus) regressziós modellek használata, ami szintén alkalmas a variancia hasonló elven történő felbontására (Goldstein 2011). Ezek a becslőeljárások azonban abból indulnak ki, hogy a különböző aggregációs szinteken definiált csoportok (például osztály, iskola, település) hatása függő változóra véletlenszerű és az egyes szintek között korrelálatlan, ami kizárja, hogy a csoporttagság és az egyén megfigyelt jellemzői között legyen bármilyen okási kapcsolat. A többszintű regressziók az egyéni és csoportszintű hatások szétválasztására ezért csak korlátozottan alkalmazhatóak (Bryan–Jenkins 2016).

háttérben az oksági összefüggések mellett megbújhatnak olyan, nem megfigyelt külső tényezők is, melyek mindkét változóval egyaránt kapcsolatban állnak. Emiatt előfordulhat, hogy  $cov(\mathbf{x}_i' \hat{\beta}, \mathbf{d}_i' \hat{\chi})$  és  $cov(\mathbf{z}'_{j(i)} \hat{\gamma}, \mathbf{d}_i' \hat{\chi})$  részben valamilyen nem megfigyelhető tényező hatására vezethető vissza.

Emellett fontos észben tartani azt is, hogy az (1) egyenlet hibatagjának függetlenségére tett korábbi feltevés érvényessége nem biztos, sőt nagy eséllyel sérül. Ez a helyzet akkor állhat elő, ha a magyarázó változók közül kihagyunk olyanokat, melyek összefüggésben állnak a bérekkel és a térségi hatásokkal is. Például, ha egy kihagyott változó növeli a béreket és  $\mathbf{d}_i' \hat{\chi}$ -vel is pozitív statisztikai összefüggést mutat, azokban a térségekben, ahol gyakoribbak a kihagyott változó magasabb értékei,  $\chi$ -t túlbecsüljük, ami miatt  $var(\mathbf{d}_i' \hat{\chi})$  értéke növekszik. Sajnos esetünkben erre a torzításra fokozottan számítani kell, hiszen számos olyan munkavállalói és munkáltatói jellemzőt nem tudunk megfigyelni, ami érdemben befolyásolja a kereseteket, és összefüggésben áll a munkavégzés helyével is. Az egyének szintjén többek között ilyen tényezőnek számít a munkavállalók nem megfigyelt szakértelme, illetve kognitív és nem kognitív készségei (Bacolod et al. 2009, Czaller–Hermann 2023), a munkáltatók szintjén pedig a termelékenység nem megfigyelhető elemei, mint az eszközárak, a szervezeti felépítés, vagy a vállalati politika jellemzői. A munkavállalók keresetének alakulását befolyásolhatják továbbá olyan munkaerőpiaci sokkok is, amelyek nem egyformán érintenek minden térséget. A szakirodalom ilyen sokkhatásként tartja számon egy ágazat leépülését, a tömeges leépítéseket, egy nagy foglalkoztató megjelenését (például gépjármű-összeszerelő üzem, vagy akkumulátorgyár telepítése), vagy bármilyen helyi hatáskörű szakpolitikai beavatkozást (Greenstone et al. 2010). Ezek a munkaerőpiaci sokkok közvetlenül nem megfigyelhetők, de hasonlóképpen beépülnek a modell hibatagjába, növelve a becslés bizonytalanságát.

További gondot okoz, hogy azoknak a térségeknek a regressziós együtthatóit, ahol kevés munkavállalót figyelünk meg, nagyobb hibával becsljük, ami szintén torzíthatja a  $\mathbf{d}_i' \hat{\chi}$ -re számolt magyarázóerőt (Combes et al. 2008, Kline et al. 2020). Mivel a torzítás mértéke elsősorban attól függ, hogy a minta elemszáma és a területegységek száma hogyan viszonyul egymáshoz, a területi aggregáció szintjének helyes megválasztásával ez a probléma könnyen orvosolható.<sup>3</sup>

### A térségi átlagbérek varianciájának felbontása

A varianciafelbontás módszerét alkalmazhatjuk annak vizsgálatára is, hogy mekkora a térségi hatások hozzájárulása a regionális átlagbérkülönbségekhez. Feltéve, hogy (1) modell helyesen specifikált, a modell eredményeit felhasználhatjuk a térségek közötti különbségek felbontására. Ehhez fejezzük ki a térségi átlagbért

<sup>3</sup> Tekintve, hogy az elemzéshez használt teljes mintánk több mint 150 ezer munkavállalót tartalmaz, megyei szinten ez a torzítás elhanyagolhatóan kicsi, de még a 174 elemű járási felosztás esetében sem feltétlenül számottevő mértékű.



$$\overline{\ln w_k} = \bar{x}'_k \beta + \bar{z}'_k \gamma + \hat{\chi}_k \quad (4)$$

egyenlet segítségével, ahol  $\overline{\ln w_k}$  a bruttó havi átlagkeresetek logaritmusának térségi átlaga,  $\hat{\chi}_k$  a  $k$  területegységben végzett munka kereseti hozadéka,  $\bar{x}'_k \beta$  és  $\bar{z}'_k \gamma$  pedig a munkavállalói és munkáltatói hatások térségi átlaga, vagy másképpen a munkavállalói és munkáltatói összetétel. Ekkor az átlagbérek térségek közötti varianciája (2) és (3) analógiájára a következőképpen bontható fel:<sup>4</sup>

$$\begin{aligned} \text{var}(\overline{\ln w_k}) &= \text{var}(\bar{x}'_k \beta) + \text{var}(\bar{z}'_k \gamma) + \text{var}(\hat{\chi}_k) \\ &+ 2\text{cov}(\bar{x}'_k \beta, \bar{z}'_k \gamma) + 2\text{cov}(\bar{x}'_k \beta, \hat{\chi}_k) + 2\text{cov}(\bar{z}'_k \gamma, \hat{\chi}_k), \end{aligned} \quad (5)$$

vagy

$$\text{var}(\overline{\ln w_k}) = \text{cov}(\overline{\ln w_k}, \bar{x}'_k \beta) + \text{cov}(\overline{\ln w_k}, \bar{z}'_k \gamma) + \text{cov}(\overline{\ln w_k}, \hat{\chi}_k). \quad (6)$$

A varianciafelbontás térségi szinten történő elvégzésével egyrészt arra a kérdésre kapunk választ, hogy mekkora a szerepe az összetételhatásnak és a helyi adottságokból adódó térségi hatásoknak az átlagbérkülönbségek meghatározásában, másrészt meg tudjuk vizsgálni azt is, hogy a munkavállalói és munkáltatói összetétel, illetve az ezek-től megtisztított térségi hatások között felfedezhető-e bármilyen összefüggés. Például, kedvezőbb-e a munkakínálat szerkezete azokban a térségekben, ahol a helyi munkaerőpiaci és intézményi adottságokból kifolyólag amúgy is magasabb a bérszínvonal.

## Adatok

A méréshez az akkori Információs és Technológiai Minisztérium (korábban: Nemzeti Munkaügyi Hivatal) 2018. évi bértarifa-felvételét,<sup>5</sup> illetve az OPTEN Kft. céginformációs adatbázisát használjuk fel. A bértarifa-felvétel célsokasága a költségvetési intézményeket, az ország területén működő, egy főnél nagyobb vállalatokat, illetve a nonprofit szervezeteket fedi le.<sup>6</sup> A költségvetési szektorban az adatfelvétel az összes

<sup>4</sup> Kihagyva azokat a tagokat, melyek az átlagolás miatt mechanikusan nullát adnak eredményül.

<sup>5</sup> A bértarifa-felvétel lebonyolítását 2019 óta a Központi Statisztikai Hivatal végzi, az adatok a HUN-REN KRTK Adatbankban kutathatók.

<sup>6</sup> Az éves harmonizált bértarifa-felvétel elsősorban ismételt keresztmetszeti elemzések lefolytatására alkalmas, mivel az egyéni azonosítók rendszeres megújulása miatt azokat a munkavállalókat, akik a mintavétel jellegéből fakadóan több egymást követő évben is bekerülnek a mintába, nem tudjuk időben követni. Habár lehetséges, hogy néhány változó segítségével valószínűségi kötással több év adatát összekapcsoljuk, ennek a módszernek a sikeres alkalmazása erősen függ a bevont változók számától. Magas találati arányt úgy érhetünk el, ha a munkáltató törzsszámát is figyelembe vesszük, így viszont csak azokat a munkavállalókat tudjuk azonosítani, akik nem váltottak munkahelyet. A térségi dummy változók együttthatóinak ( $\chi$ ) becsléséhez egyéni fix hatások jelenlétében azonban szükségünk lenne olyan megfigyelésekre, ahol a munkavégzés helye időben változik. A bértarifa-felvétel ezt nem tudja biztosítani. Ebből a szempontból előnyösebb lenne a HUN-REN KRTK Adatbank Admin3 adatbázis használata, ami alkalmas egyéni szintű longitudinális vizsgálatok lefolytatására. Ennek a használatát végül két okból is elvetettük. Egyrészt az említett alpbázisban viszonylag kevés egyéni szintű változó áll rendelkezésre, például nem ismerjük az iskolai végzettséget, ami jelentős hányadát adja a bérkülönbségeknek. Emiatt a munkavállalói szintű tényezők együttes hatása – amit egyéni fix hatások ragadnának meg – nem bontható további tényezőkre. Másrészt, abból kizárólag a lakóhelyet ismerjük, a munkavégzés helyét viszont nem. A lakóhely szerinti számbavétel az ingázás gyakorisága miatt jelentősen torzítaná a járások közötti bérkülönbségek mértékét és áttételesen a térségi hatás magyarázóerejét is. Ez elsősorban a főváros vonzáskörzetében fekvő járások együttthatóit torzítaná. Ennek oka, hogy a fővárosban jóval magasabb béreket kínálnak, mint a szomszédos járásokban, a Budapest felé ingázók esetében azonban ezek a magasabb keresetek hibásan a munkavállaló lakóhelyén, azaz a főváros vonzáskörzetében lennének elszámolva.

intézményre kiterjed, a vállalati szektorban azonban csak az 50 fős mérethatár felett teljes a lefedettség. Az 50 főnél kisebb vállalatok körében véletlen mintavétel történik. A költségvetési intézmények és az 50 főnél nagyobb létszámú vállalatok a dolgozók egy véletlenszerűen kiválasztott mintájáról szolgáltatnak adatot, míg az 50 főnél kisebb vállalatok esetén az összes dolgozó bekerül az adatgyűjtésbe. A költségvetési szektorban egységesen alkalmazott illetménytáblák miatt a mérést a magánszektorra szűkítjük, ahol a bérek meghatározásában nagyobb hangsúlyt kapnak azok a térségi tényezők, melyek befolyásolják a vállalati teljesítményt, illetve közvetetten a munkavállalók keresetét. A 2018. évi felvétel esetében a magánszektorra szűkített minta 155 615 főt számlál, az egyéni vállalkozók nélkül. A mintavételi eljárás esetleges hibáiból és a válaszmegtagadásból adódó aránytalanságok kiigazítása egyéni és munkavállalói szintű teljeskörűsítő súlyokkal történik.<sup>7</sup>

A vállalatok esetében az adatfelvétel úgy történik, hogy az adatközlő először egy borítólapot tölt ki, melyen a szervezet egészére vonatkozó általános információk szerepelnek (például szakágazati besorolás, dolgozói létszám, külföldi és állami-önkormányzati érdekelttség mértéke stb.), majd ezt követően töltik ki a munkavállalókra vonatkozó személyi adatlapokat. Ezekből pontosan annyit gyűjtenek be, ahány telephellyel rendelkezik a szervezet. A kitöltött adatlapokon a munkavállalók egyéni adatain túlmenően kötelezően szerepel a településazonosító is, ami mindig arra a telephelyre vonatkozik, ahol a munkavállalót ténylegesen foglalkoztatják. Ez lehetővé teszi, hogy a térbeli elhelyezkedés bérekre gyakorolt hatásának becslése során teljeskörűen figyelembe vegyünk a térbeliség szervezeten belüli bérdifferenciáló hatásait, egyszersmind elkerüljük azt a torzítást, amit a foglalkoztatás helyszínének székhelyre történő hibás kódolása okoz azoknál a gazdasági szervezeteknél, melyek az ország több pontján rendelkeznek telephellyel, illetve egyéb kis létszámú egységekkel (például kereskedelmi egységek, postahivatalok). A telephelyenként kitöltött személyi adatlapokon a munkavállalók alapvető jellemzői (nem, életkor, iskolázottság stb.) mellett a munkaviszony jellege, a ledolgozott órák száma, illetve a keresetek pontos összetétele is szerepel.

A bértarifa-felvétel nem tartalmazza a vállalati mérleg és eredménykimutatás adatait, melyek alapvető jelentőségűek a bérkülönbségek meghatározásában. Ezek pótlását a céginformációs adatbázisból oldjuk meg, melyből rendelkezésünkre áll a vállalatok adott üzleti évre vonatkozó eredménykimutatásának néhány kiemelt adata (például értékesítés nettó árbevétele, az anyagjellegű és személyi ráfordítások, az értékcsökkenési leírás, vagy az adózás előtti eredmény). Említett adatbázis a vállalati törzsszám alapján egyértelműen köthető a bértarifa-állományhoz. Az adatok összekapcsolása során a bértarifában szereplő 10 515 gazdasági szervezetből mindössze 288 olyat találtunk, melyhez a céginformációs adatbázisból nem tudunk eredménykimutatást

<sup>7</sup> A mérés során a súlyozáshoz az adatgazda javaslata szerint végig ezek szorzatát alkalmazzuk.

kötni. Ennek következtében a végleges munkavállalói mintánk 154 349 főre csökkent.<sup>8</sup>

A felhasznált változók meghatározásait a Függelék F1. táblázat tartalmazza. A vizsgálat célváltozója a bruttó havi átlagkereset logaritmus, ami a járulékot is tartalmazó alaphéren felül magában foglalja az egyéb jogcímenek fizetett kereseti elemeket is (például bérpótlék, kiegészítő fizetés, prémium, jutalom). Az egyén szintjén elérhető változók közül a munkavállaló nemét, gyakorlati idejét, iskolai végzettségét, valamint foglalkozását használjuk fel magyarázó változóként, kiegészítve a munkaviszony jellegére (például határozott vagy határozatlan idejű szerződés, teljes vagy rész-munkaidős foglalkoztatás), a túlórára, illetve az aktuális munkáltatóhoz való belépés idejére vonatkozó információkkal.<sup>9</sup> Ezek a változók adják az  $x_i$  vektor elemeit az (1) modellben. A bértarifa-állományban rendelkezésre álló munkáltatói jellemzők közül a szakágazati besorolás és a foglalkoztatottak létszámával megadott szervezetméret mellett a külföldi és az állami-önkormányzati érdekeltég mértékére, illetve az esetleges kollektív szerződésekre vonatkozó információkat használjuk fel, amit kiegészítünk az eredménykimutatásokból számolt változókkal.<sup>10</sup> A vállalati teljesítmény mérésére az egy dolgozóra jutó bruttó hozzáadott értéket, az eszközellátottság közelítésére az egy dolgozóra jutó tárgyi eszközállományt használjuk, továbbá kontrollálunk az exportból származó árbevétel arányára is.<sup>11</sup> Ezek a változók töltik fel  $z_{i(j)}$  vektort.

A térbeliség bérekre gyakorolt hatásait a munkavégzés helyszíne szerint vizsgáljuk, amit járási szinten adunk meg a 2015 óta hatályos felosztásnak megfelelően. A fővárost egyetlen közös egységnek tekintjük. A járási szint használatát az indokolja, hogy ezen a térfelosztási szinten a bérkülönbségek nagytérési összetevői mellett figyelembe tudjuk venni azokat a helyi adottságokat is, melyeket egy kevésbé részletes területi felosztással nem tudnánk megfelelően megragadni (például helyi munkaerőpiac mérete, elérhetősége, munkanélküliségi ráta). Ha a munkavégzés helyeként a megyét vagy a régiót jelölnénk meg, a térbeli elhelyezkedés szempontjából azonosnak vennénk a megyeszékhelyen és a megye periférikus helyzetű községeiben dolgozókat, pedig az előbbiek esetében átlagosan magasabb bérekre számíthatunk. Járási szinten ezeket a helyi különbségeket jobban meg tudjuk ragadni. Értelemszerűen ugyanezt a célt

<sup>8</sup> A munkáltatói hatásokat a hagyományos AKM-modellekhez hasonlóan vállalati fix hatásokkal is megragadhatnánk. Esetünkben ez a megoldás kevésbé szerencsés, hiszen keresztmetszeti adatok esetén a térségi hatásokat kizárólag a több telephellyel rendelkező vállalatok adataiból tudnánk megbecsülni, ezek azonban a magánszektor egy kis létszámú, meglehetősen szelektív almintáját képezik. Több év adatát egyesítve ez az al minta bár kiegészülne azokkal a vállalatokkal, akik más járásba helyezték át a székhelyüket, vagy telephelyüket, új telephelyet nyitottak, vagy új kereskedelmi egységekkel bővültek, ilyen vállalatból viszont szintén keveset találunk.

<sup>9</sup> A munkavállalók foglalkozását a háromjegyű Foglalkozások Egységes Osztályozási Rendszerének (FEOR'08) besorolása szerint adjuk meg, az iskolázottság tekintetében pedig kilenc különböző végzettségi szintet különböztetünk meg.

<sup>10</sup> A szakágazati besorolás a háromjegyű Gazdasági tevékenységek egységes ágazati osztályozási rendszerét (TEÁOR'08) követi, a foglalkoztatottak létszáma alapján pedig hét méretkategóriát különböztetünk meg.

<sup>11</sup> A regressziós modellt megbecsültük az eszközarányos nyereség, illetve az anyag- és bérhatékonyság változók szerepeltetésével is, de a felsorolt három változó mellett ezek közül egyik sem bizonyult szignifikánsnak. Nem mutatott továbbá összefüggést a bérekkel a cég életkora sem.

települési dummy változókkal is elérnénk, a települési szint használata azonban a becslés megbízhatósága szempontjából nem túl szerencsés. Ennek oka, hogy a települések 46%-áról (1500 település) egyáltalán nincs megfigyelésünk, illetve számos település esetén csupán 1-2 megfigyelés áll rendelkezésre. A járások szintjén a megfigyelések alacsony számából fakadó becslési bizonytalansággal nem kell számolnunk, hiszen minden járás esetében rendelkezünk elegendő megfigyeléssel  $d_i'\chi$  becsléséhez.<sup>12</sup>

## Eredmények

### A regressziós becslés eredményei

Első lépésben a legkisebb négyzetek módszerével megbecsüljük az elemzés alapját képező (1) modellt. A becslés eredményeit az 1. táblázat tartalmazza, melyben kizárólag a munkavállalói és munkáltatói jellemzők együtthatóit tüntettük fel, az egyes járásokra becsült kereseti hozadék ( $\hat{\chi}$ ) értékét az 1. ábra foglalja össze. A regressziós modell a keresetek varianciájának körülbelül kétharmadát magyarázza ( $R^2=0,63$ ), a becsült együtthatók előjele és nagysága a várakozásokkal összhangban alakul. A nők átlagosan 11%-kal kevesebbet keresnek, mint férfitársaik, a bérek a gyakorlati idővel és az iskolai végzettséggel növekednek. Az egyetemet végzett munkavállalók bére például átlagosan 40%-kal haladja meg azokét, akik legfeljebb 8 osztályt végeztek. A főiskolát végzettek esetében ez a hozadék 26%. Emellett a munkahelyen eltöltött idő is pozitívan befolyásolja a béreket, amit a munkahelyre újonnan belépők negatív előjelű együtthatója jelez. A határozott idejű szerződéssel foglalkoztatottak átlagosan 9%-kal kevesebbet visznek haza, mint azok, akiket határozatlan idejű munkaszerződéssel foglalkoztatnak, akárcsak a részmunkaidős foglalkoztatottak. A külföldi és az állami-önkormányzati érdekelttség egyaránt emeli az átlagos béreket, akárcsak a vállalat mérete, illetve az érvényes szervezeti, vagy szakágazati szintű bérmegállapodás. A vállalati eredménykimutatásokból származtatott változók mindegyike szignifikánsan korrelál a bérekkel. A magasabb termelékenységű és eszközellátottságú cégekben foglalkoztatottak a várakozásokkal összhangban többet keresnek, akárcsak azok is, akik olyan külkereskedelmileg nyitott vállalatnál dolgoznak, ahol az árukivitelből származó nettó árbevétel aránya magasabb.

<sup>12</sup> A fővárosban dolgozik a mintába bekerült munkavállalók 35%-a (53 865 fő), a többi járás összesen 100 484 megfigyelésen osztozik. Az egy járásra jutó megfigyelések száma 581 fő (Budapest nélkül), a legkevesebb munkavállaló a Tabi járásból került a mintába (46 fő, 6 különböző munkáltatóhoz köthető telephelyről).

1. táblázat

**A regressziós becslés eredményei**  
 Regressional estimation results

Függő változó: Bruttó havi átlagbér logaritmus	Együttható	t-statisztika	p >   t
Nem (férfi = 1)	0,108	35,84	0,000
Gyakorlati idő	0,015	38,27	0,000
Gyakorlati idő négyzete	0,000	-35,08	0,000
Iskolai végzettség (ref.: 0–7 osztály)			
Általános iskola 8 osztály	-0,055	-5,11	0,000
Szakiskola	-0,027	-2,43	0,015
Szakmunkásképző iskola	-0,008	-0,79	0,430
Szakközépiskola	0,038	3,54	0,000
Gimnázium	0,044	3,94	0,000
Technikum	0,085	7,01	0,000
Főiskola	0,259	21,63	0,000
Egyetem	0,398	30,57	0,000
Határozatlan idő (igen = 1)	-0,085	-12,73	0,000
Részmunkaidő (igen = 1)	-0,051	-11,89	0,000
Túlóra (igen = 1)	0,145	52,3	0,000
Új belépő (igen = 1)	-0,039	-13,6	0,000
Külföldi érdekelttség mértéke (ref.: 0%)			
100%, külföldi érdekelttség	0,018	3,05	0,002
Többségi (>50%) külföldi érdekelttség	0,097	6,77	0,000
Kisebbségi (<50%) külföldi érdekelttség	0,096	7,23	0,000
Állami-önkormányzati érdekelttség mértéke (ref.: 0%)			
100%, állami-önkormányzati érdekelttség	0,129	33,26	0,000
Többségi (>50%) állami-önkormányzati érdekelttség	0,089	10,23	0,000
Kisebbségi (<50%) állami-önkormányzati érdekelttség	0,101	8,74	0,000
Kollektív szerződés	0,014	3,73	0,000
Egy dolgozóra jutó bruttó hozzáadott érték (log)	0,025	24,87	0,000
Eszközellátottság (log)	0,007	12,67	0,000
Exportértékesítés aránya (%)	0,143	24,43	0,000
Vállalat / intézmény mérete (ref.: 1–4 fő)			
5–10 fő	0,110	15,62	0,000
11–20 fő	0,184	26,62	0,000
21–50 fő	0,253	37,82	0,000
51–300 fő	0,329	46,5	0,000
301–1000 fő	0,351	46,04	0,000
1001–3000 fő	0,381	48,85	0,000
3000 fő felett	0,318	35,71	0,000
Adj. R <sup>2</sup>		0,626	
F-próba (p-érték)		286,7 (0,000)	
Megfigyelések száma, fő		153 697	

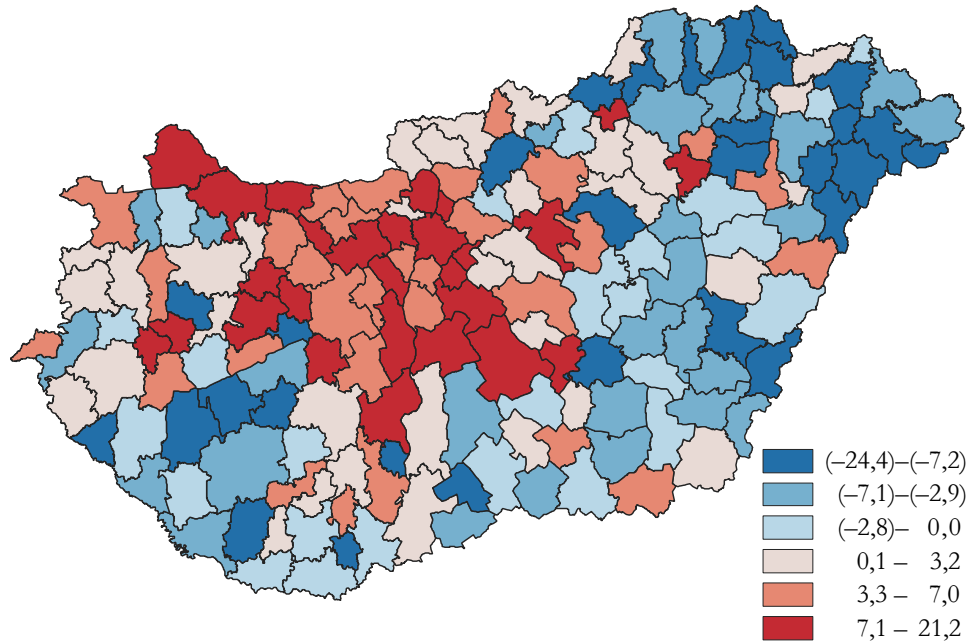
*Megjegyzés:* A regressziós modellt a legkisebb négyzetek módszerével becsültük az (1) modell alapján. A táblázatban feltüntetett változóknak 112 foglalkozási, 271 ágazati és 174 járási dummy változó, illetve egy regressziós állandó szerepel. A t-statisztikákat járási szinten klaszterezett standard hibák alapján számoltuk.

A regressziós modellből becsült  $\hat{\chi}$  együtthatók területi képét az 1. ábra mutatja. Az egyes járásokhoz tartozó értékek arról tájékoztatnak, hogy a munkavállalói és a

munkáltatói jellemzők hatását kiszűrve mekkora az adott járásban történő munkavégzés átlagos kereseti hozadéka egy előre meghatározott referenciajáráshoz képest. Mivel az együtthatók értéke függ a referencia megválasztásától, az ábrán nem a becült értékeket, hanem azok átlagtól való eltéréseit tüntettük fel, ami viszont már független a viszonyítás alapjától.

1. ábra

**A járásokra számolt kereseti hozadék térbeli eloszlása**  
Spatial distribution of wage proceeds per district



Megjegyzés: Az ábra a járásokra becült  $\chi$  hozadék átlagtól való százalékos eltérését mutatja.

A legmagasabb kereseti hozadékkal rendelkező járásban dolgozó átlagos munkavállaló 46%-kal keres többet, mint az, aki a járási hozadék alapján felállított rangsor legvégén álló térségben dolgozik. Az alsó és felső kvartilis közötti különbség már jóval alacsonyabb, körülbelül 9,5%. Az átlagot jelentősen meghaladó értékek jórészt a fővárosban és vonzáskörzetében, illetve a Dunántúl északi részén, míg az alacsony értékek főleg az ország keleti felében és Dél-Dunántúlon találhatók. A járásokra becült hozadék kis eltérést mutat a bértarifa-felvételből becült nyers havi átlagbérkülönbségek területi jellemzőitől (lásd Függelék F1. ábra).

Az 1. ábrán megjelenített együtthatók képezik a további elemzéseink alapját. Ha a járásokra becült kereseti hozadékot a munkavégzés helye szerint hozzárendeljük a munkavállalókhöz, megkapjuk  $d_i' \hat{\chi}$ -t, ami a kereseteknek azt a részét adja meg, ami összefügg a térbeli elhelyezkedéssel. Hasonlóképpen, az 1. táblázatban közölt együtthatók segítségével megbecsülhető  $x_i' \hat{\beta}$ , és  $z'_{(i)} \hat{\gamma}$  is. A varianciafelbontást először erre

a három hatásra végezzük el, majd a munkavállalói és munkáltatói hatásokat további összetevőkre bontjuk.

### A térségi hatások hozzájárulása a munkavállalói szintű bérkülönbségekhez

A varianciafelbontás eredményeit a 2. táblázat tartalmazza. A keresetek varianciája 0,284, melynek körülbelül 34%-a tulajdonítható a megfigyelt munkavállalói, 16% a munkáltatói, illetve további 1%-a a térségi hatások varianciájának. További 8%-ért felel a munkavállalói és a munkáltatói hatások közötti kovariancia, míg a térségi hatásokat érintő kovarianciák összesen 3%-ot tesznek ki. Ez alapján, ha térségi hatásként könyvelnénk el  $cov(\mathbf{x}_i' \hat{\beta}, \mathbf{d}_i' \hat{\chi})$  és  $cov(\mathbf{z}'_{j(i)} \hat{\gamma}, \mathbf{d}_i' \hat{\chi})$  bérekhez való teljes hozzájárulását, 4%-os magyarázóerőt kapnánk a térségi hatásokra, ami még így is elmarad a másik két hatás egyéni hozzájárulásától,  $cov(\mathbf{x}_i' \hat{\beta}, \mathbf{z}'_{j(i)} \hat{\gamma})$  nélkül. Ha a keresetek varianciáját az AKM-féle módszerrel bontjuk fel, a munkavállalói hatások magyarázóereje 40, a munkáltatói hatásoké 20, a térbeli elhelyezkedéssel összefüggő hatásoké pedig valamivel kevesebb mint 3%-ot tesz ki.

2. táblázat

#### Varianciafelbontás Variance decomposition

Megnevezés	Becsült érték	Magyarázott varianciarányad, %
A variancia felbontása a (2) egyenlet alapján		
$var(\mathbf{x}_i' \hat{\beta})$	0,097	34,3
$var(\mathbf{z}'_{j(i)} \hat{\gamma})$	0,045	15,7
$var(\mathbf{d}_i' \hat{\chi})$	0,004	1,5
$2 \times cov(\mathbf{x}_i' \hat{\beta}, \mathbf{z}'_{j(i)} \hat{\gamma})$	0,024	8,3
$2 \times cov(\mathbf{x}_i' \hat{\beta}, \mathbf{d}_i' \hat{\chi})$	0,006	2,3
$2 \times cov(\mathbf{z}'_{j(i)} \hat{\gamma}, \mathbf{d}_i' \hat{\chi})$	0,001	0,4
A variancia felbontása a (3) egyenlet alapján (AKM-féle felbontás)		
$cov(\ln w_i, \mathbf{x}_i' \hat{\beta})$	0,113	39,6
$cov(\ln w_i, \mathbf{z}'_{j(i)} \hat{\gamma})$	0,044	20,1
$cov(\ln w_i, \mathbf{d}_i' \hat{\chi})$	0,008	2,8
$var(\ln w_i)$	0,283	100
$var(\hat{\epsilon}_i)$	0,106	37,4

Megjegyzés: A bruttó havi átlagbérek varianciájának felbontása a (2) és (3) egyenletek alapján.

A vállalati és a munkavállalói hatások közötti magas kovariancia az asszortatív munkaerőpiaci párosítás érvényesülésére utal. Azok a munkavállalók, akik olyan jellemzőkkel rendelkeznek, melyeknek magas a kereseti hozadéka (például magas iskolai végzettség, vezetői beosztás, határozatlan szerződés), nagyobb eséllyel figyelhetők

meg olyan vállalatoknál, ahol átlagosan többet fizetnek (például magas termelékenyséű külföldi érdekeltségű nagyvállalatok).<sup>13</sup>

Ha a varianciafelbontást az egyes munkavállalói és munkáltatói ismérvek szintjén is elvégezzük, a térségi hatásokkal magyarázott varianciahányad közvetlenül összevethetővé válik az (1) modell más magyarázó változóinak hozzájárulásával. A részletes felbontás eredményeit a 3. táblázat tartalmazza. Eszerint a térségi helyzettel összefüggésbe hozható hatások nagyságrendileg annyit magyaráznak az egyéni szintű bérkülönbségekben, mint a külföldi és az állami érdekeltség mértéke, illetve az exportértékesítésből származó bevételek aránya a nettó árbevételben belül (körülbelül 3%). A munkavállalói jellemzőkön belül ezeknél egyértelműen nagyobb súllyal esik latba a betöltött munkakör jellege, illetve az iskolai végzettség. A foglalkozások közötti átlagos bérkülönbségek a keresetek teljes varianciájának 22%-át magyarázzák, az iskolai végzettség pedig további 13%-ot. A vállalati szintű változók közül fontos a szakágazati besorolás, illetve a vállalatok dolgozói létszámban kifejezett mérete is. Az ágazatok közötti bérkülönbségek körülbelül 6%-ban járulnak hozzá a munkavállalók szintjén megfigyelt nyers bérkülönbségekhez, hasonlóan a vállalatméret hozzájárulásához (5,7%). Az egy dolgozóra jutó bruttó hozzáadott értékkel közelített vállalati teljesítmény a többi vállalati ismérv jelenlétében csak 2%-kal járul hozzá a bérkülönbségekhez.

A varianciafelbontás eredményeiből megállapítható, hogy a munkavállalók keresetére ható járási szintű hatások a munkavállalók és a munkáltatók egyéb megfigyelt jellemzőinél kisebb mértékben járulnak hozzá a bérkülönbségek magyarázatához. Az eredmények akkor is változatlanok maradnak, ha a munkavégzés helyét a járások helyett a megyék szintjén adjuk meg, lásd a Függelék F3. és F4. táblázatokat. Ez egybevág a nemzetközi tapasztalatokkal, sőt, számszerű hasonlóság is felfedezhető a korábbi vizsgálatok eredményeivel. A 2. táblázatban közölt becslések Gibbons et al. (2014) méréseihez állnak a legközelebb, melyek szintén 1-2%-os magyarázóerőt becsülnek a térségi hatásokra Nagy-Britanniában. Combes et al. (2008) körülbelül 6%-ra becsülték a térségi hatások magyarázóerejét Franciaországban, míg Mion–Naticchioni (2009) 0,5%-ot becsültek olaszországi adatokon.<sup>14</sup> Ezek az elemzések abban különböznek a miénktől, hogy paneladatbázisokat használnak, ami lehetőséget teremt arra, hogy egyéni állandó hatások segítségével kiszűrjék a munkavállalók időben nem – vagy csak nagyon lassan – változó, közvetlenül nem megfigyelt jellemzőit. Gibbons et al. (2014) részletesen kitértek annak vizsgálatára, hogy milyen mértékben változik a térségi hatásoknak tulajdonított magyarázóerő, ha a modell a megfigyelt kovariánsok mellett egyéni szintű állandó hatásokat is tartalmaz. A várakozásoknak megfelelően

<sup>13</sup> A vállalatok és a munkavállalók közötti asszortatív munkaerőpiaci párosítás feltételeinek pontos jellemzését, a tapasztalati elemzések tanulságait Chade et al. (2016) foglalják össze.

<sup>14</sup> Mion–Naticchioni (2009) a másik két elemzéssel és jelen tanulmánnyal ellentétben a térségi hatást nem a munkavégzés helyét jelölő dummy változókkal, hanem a népsűrűség és az iparági specializáció együttes hatásával közelítették. Mivel ez a két változó kevesebbet ragad meg a helyi munkaerőpiaci adottságokból, magyarázóereje is feltehetően alacsonyabb.



ezek a modellek magasabb magyarázóerőt tulajdonítanak a munkavállalói, és kisebbet a térségi hatásoknak, ami arra utal, hogy a munkavállalók bérét a regiszteralapú adatbázisokban gyakran fellelhető szociodemográfiai változók mellett olyan nehezen megfigyelhető tényezők is befolyásolják, melyek szisztematikus térbeli mintázattal rendelkeznek, ezért kihagyásuk felfelé torzítja a  $d_i'\chi$ -nek tulajdonított magyarázóerőt.

3. táblázat

**Részletes felbontás**  
Detailed decomposition

Megnevezés	Becsült érték	Magyarázott varianciarányad, %
Munkavállalói jellemzők		
Nem	0,003	1,1
Gyakorlati idő	0,001	0,4
Iskolai végzettség	0,038	13,3
Foglalkozás	0,063	22,3
Foglalkoztatási forma	0,003	0,9
Új belépő	0,001	0,3
Túlóra	0,004	1,3
Munkáltatói jellemzők		
Szakágazati besorolás	0,018	6,4
Külföldi és állami-önkormányzati érdekeltség	0,009	3,1
Vállalat mérete	0,016	5,7
Kollektív szerződés	0,000	0,1
Egy főre jutó bruttó hozzáadott érték	0,004	1,6
Eszközellátottság	0,002	0,6
Exportértékesítés aránya	0,007	2,6
Térségi hatás	0,008	2,8

*Megjegyzés:* A részletes varianciafelbontást a (3) egyenlet alapján ismételtük meg, az egyes sorok tehát a változók előre jelzett hatása és a tényleges kereset közötti kovariancia értékét, illetve a magyarázott varianciarányadot mutatják. A foglalkoztatási forma a részmunkaidős és a határozott idejű munkaviszonyt jelölő változók előre jelzett hatását foglalja magában, a külföldi és az állami-önkormányzati érdekeltség hozzájárulását együtt értelmezzük. Az utolsó sor (térségi hatás) megegyezik a 2. táblázat alulról a 3. sorában szereplővel.

Ez a torzítás esetünkben semmiképp sem hagyható figyelmen kívül. Bár a bértarifafelvétel és a vállalati eredménykimutatások kombinálása nagyszámú változó bevonását teszi lehetővé, így sem tudunk minden olyan jellemzőt megfigyelni, ami dokumentáltan szerepet játszik a béregyenlőtlenségek kialakításában. Egyéni szinten ilyen változónak számít a családi állapot, a gyermekek száma, vagy az etnikai hovatartozás. Emellett kiemelt jelentősége van a munkavállalók kognitív (és nem kognitív) készségeinek is, melyekről számos hazai adatokon végzett kutatás is bebizonyította, hogy erős összefüggésben állnak a bérekkel (Hermann et al. 2022, Sebők 2021). Ezeknek a változóknak a kihagyása a munkavállalói hatás hozzájárulásának alábecslését eredményezi, még akkor is, ha az általunk megfigyelt ismérvek közül néhány meg is ragadja a nem megfigyelt heterogenitás egy részét. Feltételezhető, hogy a nem megfigyelt készségek összefüggésben állnak az iskolázottsági szinttel, a betöltött munkakör jellegével, vagy akár a munkáltató teljesítményével (lásd például Heckman et al. 2006,

Borghans et al. 2008, Károlyi et al. 2023). Emellett az etnikai hovatartozás és a gyermekek száma dokumentáltan szerepet játszanak a foglalkozási szelekcióban, emiatt ezek a kihagyott változók részben beépülnek  $var(\mathbf{x}_i' \hat{\beta})$  és  $var(\mathbf{z}'_{j(i)} \hat{\gamma})$  összetevőkbe. Ha a megfigyelt változóink valóban felveszik az elemzésből kimaradt egyéni jellemzők hatásainak egy részét, amit a nemzetközi és hazai kutatások tanulságai alapján feltételezhetünk, akkor azok értelemszerűen befolyásolják az egyes munkavállalói és vállalati ismérvek viszonylagos hozzájárulására adott becsléseinket is. Ennek egyik lehetséges következménye, hogy túlbecsüljük az iskolázottság, a foglalkozás, illetve bármely vállalati ismérv önálló hozzájárulását a bérkülönbségekhez.

Ez a probléma a térségi hatásokra irányuló becslés bizonytalanságát is növeli, ugyanakkor okkal feltételezhetjük, hogy a torzítás iránya pozitív, tehát a modellünk túlbecsüli a térbeliség szerepét. Ennek elsődleges oka, hogy a magas kereseti hozadékú nem megfigyelt ismérvek, mint a kognitív és szociális készségek térbeli mintázata nem véletlenszerű (Combes et al. 2008, Bacolod et al. 2009, Card et al. 2023), amit a hazai adatokon végzett közelmúltbeli elemzések is megerősítenek (Czaller–Hermann 2023). Az átlagot magasan meghaladó kognitív és szociális készségekkel rendelkező munkavállalók magasabb arányban vannak jelen a magas bérszínvonalú városias térségekben. Ha ezek a készségek a nem megfigyelt tényezők lényeges elemei, ezekre a járásokra magasabb együtthatót becslünk, amivel túlhangsúlyozzuk a térbeli dummy változók együttes szerepét. Ahhoz, hogy a kihagyott változók miatt alábecsüljük a térségi hatások magyarázóerejét, a nem megfigyelt heterogenitást olyan magas kereseti hozadékú ismérveknek kellene dominálniuk, melyek az alacsony bérszínvonalú térségekben dolgozók esetében gyakrabban vesznek fel magas értékeket. Ilyen változót nehéz elképzelni, de ha létezik is több ilyen, kevésbé valószínű, hogy azok számottevő mértékben befolyásolják a nem megfigyelt tényezők teljes hatását a modellben. Emiatt okkal feltételezhetjük, hogy a  $cov(\ln w_i, \mathbf{d}_i' \hat{\chi}) / var(\ln w_i)$  hányados a térségi hatás magyarázóerejének felső korlátját adja.<sup>15</sup>

A kihagyott változók okozta becslési hiba lehetséges mértékének felderítéséhez Boza (2021) munkája szolgált támpontot, ami szakirodalmi ismereteink szerint az eddigi egyetlen példa az AKM-felbontás alkalmazására hazai béradatakon (a HUNREN KRTK Adatbank Admin3 adatbázis alapján). Ezek a mérési eredmények bár több ponton különböznek a miénktől, számos egyezést is találunk közöttük, ami megerősíti a munkavállalói szintű felbontásból származó következtetéseinket. Legnagyobb a különbség a munkavállalói hatásokkal magyarázott variancia arányában, ami

<sup>15</sup> A regressziós becslés során fellépő torzítás egy másik lehetséges forrása a változókban rejlő mérési hiba. Jelen tanulmány kéziratának egyik bírálója felvetette, hogy az életkorral és az elvégzett osztályok számával közelített gyakorlati idő az életkor előrehaladtával egyre bizonytalanabban becsüli a munkaerőpiacon ténylegesen eltöltött évek számát. Ez a probléma valós, ugyanakkor a torzítás mértéke elhanyagolható. A bérkülönbségek felbontásával kapcsolatos korábbi hazai tapasztalatok azt mutatják, hogy a társadalombiztosítási (TB-) regiszterből havi pontossággal megállapított gyakorlati idő hozzájárulása a bérekhez ugyanúgy 1%, mint esetünkben (lásd Boza (2021): 1.1. táblázat). Ez a mérési hiba tehát a három összetevő viszonylagos hozzájárulásával kapcsolatos következtetéseket nem befolyásolja.

a hivatkozott tanulmányban körülbelül 55%-ot tesz ki, ami 15 százalékponttal magasabb az általunk számítottnál. Ez megerősíti azt a feltételezésünket, miszerint a nem megfigyelt heterogenitás miatt  $cov(\ln w_i, \mathbf{x}_i' \hat{\beta})$  alulbecsült. A vállalati hatások esetében ugyanakkor már csak 1-2 százalékpontnyi az eltérés (20–22%), ami arra enged következtetni, hogy az általunk megfigyelt változók a vállalatok bérezési gyakorlatának különbségeit hatékonyan megragadják. A munkavállalói hatásokon belül az iskolai végzettség becsült hozzájárulása szintén nagyon hasonló, (15–17%),<sup>16</sup> továbbá nagyfokú az egyezés a külföldi-állami érdekeltség önálló hatásában is (4,1%). Bár a hivatkozott tanulmányban a munkavégzés helyére adathiány miatt nincs becslés, a munkavállalói hatások részeként megjelenik a lakóhely régiója, melynek becsült magyarázóereje 2,9%.

Annak ellenére, hogy a munkavállalói hatások hozzájárulása feltehetően alulbecsült, a varianciafelbontás eredményei rámutatnak a különböző típusú ismérvek bér-meghatározó szerepének sorrendiségére. Tekintve, hogy a legnagyobb magyarázóerő a torzítás ellenére is a munkavállalói hatásokhoz köthető, a bérelaszásban történő pozitív irányú elmozdulást leginkább ezeknek a tényezőknek a fejlesztése, különösen az iskolázottságba történő beruházás segíti a legnagyobb mértékben. A magasabb szintű szaktudás megszerzése ugyanis amellett, hogy már önmagában is számottevő (átlagos) kereseti hozadékkal jár, megnyitja a kaput a jól fizető munkakörök és a jobban fizető munkáltatók felé. Ehhez képest a magasabb bérszínvonalú járások irányába történő vándorlás várható hozadéka sokkal csekélyebb, amit ráadásul a megélhetési költségek, azon belül is különösen a lakhatással összefüggő költségek emelkedése akár teljesen ki is olthat (Békés et al. 2016).

### A térségi hatások hozzájárulása a járások közötti bérkülönbségekhez

Egészen idáig a munkavállalók szintjén elemeztük a térségi hatások hozzájárulását a keresetek varianciájához. Érdemes azonban megvizsgálni azt is, hogy a térségek adottságai, illetve a munkavállalói és a munkáltatói összetétel milyen mértékben járulnak hozzá a havi bruttó átlagkereset járások közötti különbségeihez. Egyáltalán nem szükségeszerű, hogy az a hatás, amit a munkavállalók szintjén a bérkülönbségek fontos összetevőjeként azonosítunk, a járások szintjén is ugyanolyan hangsúlyos. Mindez az egyéni és a munkáltatói szintű jellemzők térbeli eloszlásától függ. Tegyük fel, hogy a munkakínálat összetételében nincsen számottevő különbség a járások között. Ebben az esetben egyéni szinten mérhetünk úgy magas magyarázóerőt a munkavállalói hatásra, hogy közben a járások szintjén a munkavállalói összetétel magyarázóereje alacsony marad. Ezzel szemben, ha a munkavállalók jellemzői szisztematikus térbeli

<sup>16</sup> Az OPTEN Kft. céginformációs adatbázisában nem áll rendelkezésre közvetlen információ az iskolai végzettségre, ezért Boza (2021) a munkavállalók legmagasabb végzettséget igénylő foglalkozásából következtetett az iskolázottsági szintre.

mintázatot mutatnak, a munkavállalói hatásra a járások szintjén is magas magyarázóerőt mérünk. Ekkor állíthatjuk biztosan, hogy a munkavállalói jellemzők a területi egyenlőtlenségek alakulásában is kitüntetett szerepet játszanak.

Ezen felül, fontos következtetések vonhatók le a változók közötti kovarianciastruktúrából is. A munkavállalói és a vállalati összetétel közötti kovariancia,  $cov(\bar{\mathbf{x}}'_k \hat{\boldsymbol{\beta}}, \bar{\mathbf{z}}'_k \hat{\boldsymbol{\gamma}})$ , például arról tájékoztat, hogy a vállalatok és a munkavállalók közötti asszortatív párosításban mekkora a lokalizáció szerepe. Ha  $cov(\bar{\mathbf{x}}'_k \hat{\boldsymbol{\beta}}, \bar{\mathbf{z}}'_k \hat{\boldsymbol{\gamma}}) = 0$ , a munkáltatók és a munkavállalók egymáshoz képest véletlenszerűen helyezkednek el, az asszortatív párosítás tehát csak lokálisan, minden járásban egyforma eséllyel érvényesül. Ezzel szemben, ha  $cov(\bar{\mathbf{x}}'_k \hat{\boldsymbol{\beta}}, \bar{\mathbf{z}}'_k \hat{\boldsymbol{\gamma}}) > 0$ , a munkaerőpiaci párosításban fontos a relatív térbeli helyzet szerepe: a termelékenyebb munkavállalók azért találnak nagyobb eséllyel jobban fizető állást, mert ugyanazokban a járásokban dolgoznak nagyobb számban, ahol magasabb a termelékenyebb vállalatok aránya.

A járási szintű elemzéshez első lépésben létrehozunk egy bérindexet, amit megtisztítottunk a munkavállalói és a munkáltatói hatásoktól, és így az kizárólag a térségi hatásokból fakadó bérkülönbségeket tükrözi.<sup>17</sup> Ezt a bérindexet az (1) egyenlet eredményeiből a következő képlet segítségével számoljuk ki:

$$w_k^{\text{kor}} = (1 + \hat{\chi}_k) \times \tilde{w}. \quad (7)$$

A (7) egyenletben  $\hat{\chi}_k$  a  $k$  járásokra becsült kereseti hozadék,  $\tilde{w} \geq 0$  pedig a normalizáláshoz használt állandó, amit a modelltől előre jelzett havi kereset mintabeli átlagával feleltetünk meg. Ezáltal  $w_k^{\text{kor}}$  megfeleltethető azzal a keresettel, amelyet egy "átlagos" munkavállaló egy "átlagos" munkáltatónál kapna a  $k$ -edik járásban. A korrigált bérindex és a járásokra számolt nyers bruttó átlagkereset eloszlásait összevetve megvizsgálhatjuk, hogy mekkora a szerepe a munkavállalói és a munkáltatói hatásoknak a területi béregyenlőtlenségek kialakításában.

Az eredményeket a 4. táblázat tartalmazza, melynek első oszlopa a teljes bértarifaminta alapján számolt járási átlagkeresetek területi egyenlőtlenségeit mutatja. A legmagasabb átlagkeresettel rendelkező járásban dolgozók 82%-kal keresnek többet, mint azok, akik a kereseti rangsor legalján elhelyezkedő járásban vállalnak munkát. Ha a percentilisek közötti terjedelmet vizsgáljuk, a különbségek jelentősen csökkennek, a 10. és a 90. percentilis között 59%, míg a 25. és 75. percentilisek között már csak 27% a különbség. Ehhez képest az összetételhatástól megtisztított keresetek esetében (2. oszlop) sokkal kisebbek a különbségek. A legmagasabb korrigált átlagkeresettel jellemezhető járásban a dolgozók bérelőnye a legalacsonyabb értékkel rendelkező járás dolgozóihoz képest 76%-ra csökken. Hasonló mértékű a csökkenés a 25. és 75. percentilis közötti terjedelem esetében is, miközben a keresetek relatív szórása 19%-ról 8%-ra módosul.

<sup>17</sup> A korrigált bérindexre Groot et al. (2014) „térbeli reziduumbként” hivatkoznak.

4. táblázat

**Területi béregyenlőtlenségek**  
Spatial wage disparities

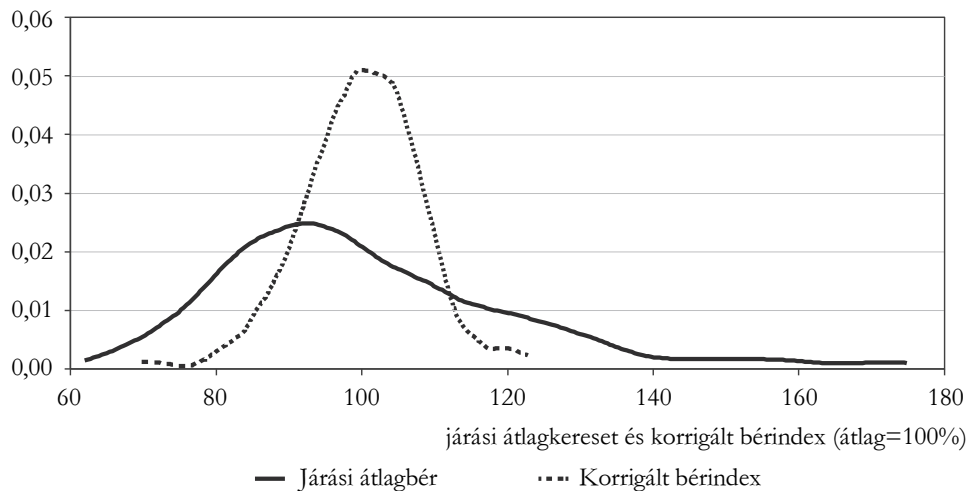
	Bruttó havi átlagkereset (1)	Korrigált bérindex (2)
(Max – Min)/Min	1,82	0,76
(P90 – P10)/P10	0,59	0,21
(P75 – P25)/P25	0,27	0,11
Relatív szórás	0,19	0,08

*Megjegyzés:* A járási átlagkereset a bruttó havi átlagkereset járási szintre számolt súlyozott átlagát takarja, hol a súlyok a bértarifa-felvételből származó teljeskörűsítő súlyok. A korrigált bérindex képlete  $w_k^{\text{KORR}} = (1 + \hat{\lambda}_k) \times \bar{w}$ , ahol  $\hat{\lambda}_k$  az (1) modellből a legkisebb négyzetek módszerével becsült járási hozadék,  $\bar{w}$  pedig a normalizálást végző állandó, amit az (1) modellből előre jelzett havi kereset mintabeli átlagával feleltetünk meg. A megfigyelések száma 175.

2. ábra

**A járási átlagkeresetek és az összetételhatástól megtisztított keresetek  
sűrűségfüggvénye**

Probability density function of district mean earnings and  
composition-adjusted earnings



*Megjegyzés:* A korrigált átlagkeresetet a (7) egyenlet alapján számoltuk, a járási átlagkereset a bruttó havi átlagkereset járási szintre számolt súlyozott átlagát takarja, hol a súlyok a bértarifa-felvételből származó teljeskörűsítő súlyok. A változókat az adatsorok átlagaihoz viszonyítottuk, így az átlag mindkét változó esetében 100% és az eloszlások átfednek.

A regressziós modellben megfigyelt ismérvek hatásának kiszűrésével a járási átlagbérek szórása a felére csökken. Ezt szemlélteti a 2. ábra is, amelyen a járási átlagkereset és az összetételhatástól megtisztított átlagkereset kernelmódszerrel becsült sűrűségfüggvényei láthatók. Míg a nyers járási átlagbérek ellapult és a magas értékek felé elnyúló, addig a korrigált bérindexek egy csúcsos és viszonylag szimmetrikus eloszlást mutatnak. A kétféle összetételhatás kiszűrése tehát inkább lefelé nivellál. Eszerint a

térségek közötti átlagbérkülönbségek nem a járások eltérő adottságaiból, hanem inkább a munkaerő-kínálat felépítésének és a munkáltatók helyi összetételének területi különbségeiből adódik.

Ennek részletesebb vizsgálatához érdemes az átlagkeresetek járások közötti variációját felbontani az (5) és (6) egyenletek alapján. A járási szintű varianciafelbontás eredményeit az 5. táblázat foglalja össze. Az átlagkeresetek variációját 0,024, melynek 31%-át magyarázza a munkáltatói összetétel variációját, 16%-át a munkáltatók összetételének variációját, 22%-át pedig a térségi hatás.

5. táblázat

**Járási szintű varianciafelbontás**  
District-level variance decomposition

	Becsült érték (1)	Magyarázott varianciarány, % (2)
A variancia felbontása a (5) egyenlet alapján		
$var(\bar{x}'_k \hat{\beta})$	0,008	31,0
$var(\bar{z}'_k \hat{\gamma})$	0,004	16,1
$var(\hat{\chi}_k)$	0,005	22,0
$2 \times cov(\bar{x}'_k \hat{\beta}, \bar{z}'_k \hat{\gamma})$	0,005	21,4
$2 \times cov(\bar{x}'_k \hat{\beta}, \hat{\chi}_k)$	0,002	9,9
$2 \times cov(\bar{z}'_k \hat{\gamma}, \hat{\chi}_k)$	0,000	-0,5
A variancia felbontása a (6) egyenlet alapján		
$cov(\ln w_k, \bar{x}'_k \hat{\beta})$	0,011	46,7
$cov(\ln w_k, \bar{z}'_k \hat{\gamma})$	0,006	26,6
$cov(\ln w_k, \hat{\chi}_k)$	0,007	26,7
$var(\ln w_k)$	0,024	100,0

Az egyéni szinten elvégzett varianciafelbontástól eltérően a kovarianciák magyarázóereje jelentős, összesen 31%. Ebből  $cov(\bar{x}'_k \hat{\beta}, \bar{z}'_k \hat{\gamma})$  egymagában a teljes variancia körülbelül ötödét (21%) teszi ki, ami azt jelenti, hogy azok a munkáltatók, akik átlagosan többet fizetnek a dolgozóiknak, nagyobb létszámban jelennek azokban a térségekben, ahol kedvezőbb a munkakínálat szerkezete. Ebből arra következtethetünk, hogy a munkáltatók és az alkalmazottak párosításában fontos szerepet tölt be a gazdasági szereplők egymáshoz viszonyított térbeli eloszlása. A munkaerőpiacon akkor jönnek létre termelékeny munkáltató-alkalmazott párok, ha az álláskereső több olyan szabad álláshely közül válogathatnak, melyek megfelelnek az igényeiknek és képzettségüknek, illetve a munkáltatók is több jelentkezőből választhatják ki a meghirdetett állás betöltésére legalkalmasabb munkatársat. Ezt biztosítja, ha azok a munkaerőpiaci szereplők, akik egymás lehetséges partnerei, tömegesen jelennek meg egy helyen (Dauth et al. 2022, Papageorgiou 2022).

A járások közötti varianciából további 10%-ot magyaráz a munkavállalói összetétel és a térségi hatások közötti kovariancia is, ami arra utal, hogy a jól fizető szellemi foglalkozásokban dolgozó képzett munkavállalók jellemzően azokban a járásokban

figyelhetők meg nagyobb eséllyel, ahol átlagosan magasabbak a bérek. Ez magyarázza a járási átlagkeresetek eloszlásának pozitív ferdeségét a 2. ábrán. Azok a járások, melyek kedvező adottságaikból fakadóan kiemelkedően magas kereseti hozadékkal rendelkeznek, erősebben vonzzák a magasán képzett munkavállalókat, ami az országos átlagot jelentős mértékben meghaladó átlagbéreket eredményez. A vállalati összetétel vonatkozásában ugyanez a térbeli szelekció nem figyelhető meg. Nem találtunk arra utaló jelet, hogy a magas béreket kínáló termelékenyebb munkáltatók többségben lennének a magasabb kereseti hozadéku térségekben.

Ha a járási szintű varianciafelbontást (6) egyenlet alapján végezzük el, egyértelműen kirajzolódik az összetétel- és a térségi hatások egymáshoz viszonyított szerepe a területi egyenlőtlenségek meghatározásában. A HUN-REN KRTK Adatbankban és a céginformációs adatbázisban szereplő munkavállalói és munkáltatói ismérvek mintegy háromnegyedét adják a járási átlagbérek szóródásának, a maradékon osztoznak a járások béreket befolyásoló adottságai, illetve az összetételhatásnak azok az összetevői, amit nem tudunk megfigyelni a mérés során. Ismételten kiemeljük azt, hogy a kihagyott változókból, az alacsony munkavállalói elemszámból, vagy egyéb mérési hibákból fakadó bizonytalanság befolyásolhatja a járási szintű elemzés eredményeit, ezért a becslt értékek nem feltétlenül tükrözik az egyes tényezők pontos magyarázóerejét. Mindazonáltal a méréseinkből kiemelkedik az összetételhatás szerepe, ami nemzetközi összehasonlításban korántsem nevezhető szélsőségesen nagyknak. Hasonlóan magas hozzájárulást mértek Overman–Xu (2022) Nagy-Britannia esetében. Szerintük a helyi adottságok a térségek közötti átlagbérkülönbségek 64–90%-át magyarázzák az alkalmazott változókészlettől függően. Ennél némileg alacsonyabb arányokat kaptak Combes et al. (2008) franciaországi adatokon (körülbelül 50%), míg Card et al. (2023) becslései szerint a munkakínálat összetétele a területi béregyenlőtlenségek körülbelül 70%-át magyarázza az Egyesült Államokban.

## Összefoglalás

Tanulmányunkban a térségi adottságok, illetve a munkavállalói és a munkáltatói hatások hozzájárulását vizsgáltuk a munkavállalók szintjén megfigyelt hazai béregyenlőtlenségekhez, illetve a járások közötti átlagbérkülönbségekhez. A méréshez hazai mikroadatokat használtunk fel. Eredményeink azt mutatják, hogy az egyének szintjén megfigyelt bérkülönbségek magyarázatában a munkavállalók egyéni jellemzői, ezen belül is a foglalkozás, illetve az iskolai végzettség játssza a legfontosabb szerepet. A korábbi hazai és nemzetközi tapasztalatokkal összhangban a munkáltatói ismérvek magyarázóereje másodlagos (Abowd et al. 1999, Andrews et al. 2008, Boza 2021, Card et al. 2023), de még így is jelentős mértékben meghaladja a térségi adottságok együttes hozzájárulását, ami 1–3%-ra tehető. A járási szintű átlagbérkülönbségek vizsgálata során hasonló eredményeket kapunk. A munkavállalói és a munkáltatói összetétel a já-

rások közötti béregyenlőtlenségek körülbelül háromnegyedét magyarázza, az összetételhatás kiszűrésével a bruttó átlagbérek szórása a felére csökken. A területi egyenlőtlenségeket tehát elsősorban a járásokban dolgozó emberek munkaerőpiaci szempontból releváns jellemzői, illetve a különböző tevékenységű, érdekeltségű és méretű munkáltatók bérezési gyakorlatának sajátosságai határozzák meg.

Ezek az eredmények elsősorban a munkaerőpiaci sikeresség egyéni feltételeinek megteremtésére, illetve a humán tőke fejlesztésére irányuló beavatkozások fokozott szerepét húzzák alá a hátrányos helyzetű térségek jövedelmi felzárkóztatásában. A térségek integrált fejlesztését célzó eszközök a nominálbér-különbségek sokkal kisebb hányadára lehetnek hatással, mint azok a beavatkozások, melyek közvetlenül javíthatják az egyén munkaerőpiaci esélyeit. A humán tőke fejlesztésére és a munkaerőpiaci esélyek javítására irányuló beavatkozások ugyanakkor kizárólag akkor érhetnek el tartós sikereket a jövedelmi különbségek mérséklésében, ha ezzel párhuzamosan javul a térségek munkaerő-megtartó képessége is, melyben kiemelt szerepük van a helyalapú és az integrált fejlesztési megközelítéseknek. Ennek hiányában ugyanis magas annak a kockázata, hogy a képzetteknek a hátrányos helyzetű járásokból történő fokozott elvándorlása csak tovább mélyíti a járások közötti szakadékot.

További vizsgálatok szükségesek azonban annak azonosítására, hogy az összetételhatás kiszűrése után visszamaradó „reziduális” bérkülönbségek mekkora hányadát magyarázzák az összetételhatás általunk nem megfigyelt összetevői (például munkavállalói készségek és egyéb szociodemográfiai tényezők), illetve az is, hogy pontosan milyen helyi adottságok befolyásolják a járási szintű kereseti hozadékot. A 2010-es évtizedben hazai adatokon végzett kutatások több olyan tényezőre is rávilágítottak, melyek – a térségek eltérő erőforrás-ellátottsága mellett – közreműködhetnek a járások közötti béregyenlőtlenségek mintázatának kialakításában. Ezek közé tartozik a munkaerőpiaci verseny feltételeinek sérülése, a lokális léptékben érvényesülő agglomerációs előnyök és humántőke-externáliák, vagy a vállalati teljesítményt befolyásoló elérhetőségi és fekvési viszonyok is. E tényezők fokozott figyelembevételével a fejlesztéspolitikában a területi egyenlőtlenségek csökkentése és a térségek munkaerő-megtartó képességének fokozása szempontjából egyaránt kulcskérdés.



## Függelék

F1. táblázat

A változók meghatározásai  
Variable definitions

Változó	Meghatározás
<i>Függő változó</i>	
Kereset (log)	A bruttó havi átlagkereset (ezer Ft) logaritmus
<i>Munkavállalói jellemzők</i>	
Nem	A munkavállaló neme: 0 = nő, 1 = férfi
Gyakorlati idő	Becsült gyakorlati idő (év) = életkor – (iskolában eltöltött évek száma + 6)
Iskolai végzettség	1 = 0–7 osztály 2 = általános iskola 8 osztály 3 = szakiskola 4 = szakmunkásképző iskola 5 = szakközépiskola 6 = gimnázium 7 = technikum 8 = főiskola 9 = egyetem
Foglalkoztatás formája	0 = teljes munkaidő, 1 = részmunkaidő
Munkaszerződés típusa	0 = határozatlan idejű, 1 = határozott idejű
Túlóra	Túlórázott 2008 májusában? 0 = nem, 1 = igen
Új belépő <sup>a)</sup>	Újonnan belépett? 0 = nem, 1 = igen
Foglalkozás	3 jegvű FEOR '08 besorolás alapján 113 osztály
<i>Munkáltatói jellemzők</i>	
Külföldi érdekeltség mértéke	1 = 100%, külföldi érdekeltség 2 = többségi (>50%) külföldi érdekeltség 3 = kisebbségi (<50%) külföldi érdekeltség 4 = 0% külföldi érdekeltség
Állami-önkormányzati érdekeltség mértéke	1 = 100%, állami-önkormányzati érdekeltség 2 = többségi (>50%) állami-önkormányzati érdekeltség 3 = kisebbségi (<50%) állami-önkormányzati érdekeltség 4 = 0% állami-önkormányzati érdekeltség
Vállalat mérete	0 = 1–4 fő 1 = 5–10 fő 2 = 11–20 fő 3 = 21–50 fő 4 = 51–300 fő 5 = 301–1000 fő 6 = 1001–3000 fő 7 = 3000 fő felett
Egy dolgozóra jutó bruttó hozzáadott érték (log)	Egy dolgozóra jutó bruttó hozzáadott érték logaritmus
Eszközellátottság (log)	A tárgyi eszközök egy dolgozóra jutó értékének logaritmus
Exportértékesítés aránya (%)	Az exportértékesítés nettó árbevétele / Nettó árbevétel
Kollektív szerződés	Kollektív bértmegállapodás van (szervezeti vagy szakágazati szintű)? 0 = nem, 1 = igen
Ágazati besorolás	3 jegvű TEÁOR '08 besorolás alapján 272 alágazat
<i>Területi változók</i>	
Járási dummy	A munkavégzés helye (telephely) alapján 174 járás (+ Budapest)

a) Új belépőnek számít az, aki 2018 májusában 5–17 hónapja dolgozik a jelenlegi munkáltatójánál. A 0–4 hónapja felvett munkavállalókat nem tudjuk elkülöníteni.

F2. táblázat

**Összefoglaló statisztikák**  
Summary statistics

Változó	Átlag	Szórás
Bruttó havi átlagkereset (ezer forint)	321,7	286,2
Nem (férfi = 1)	0,6	0,5
Becsült gyakorlati idő (év)	24,4	12,3
Iskolai végzettség		
0–7 osztály	0,08	0,10
Általános iskola 8 osztály	0,14	0,35
Szakiskola	0,05	0,22
Szakmunkásképző iskola	0,25	0,43
Szakközépiskola	0,21	0,41
Gimnázium	0,11	0,32
Technikum	0,04	0,19
Főiskola	0,11	0,31
Egyetem	0,08	0,28
Részmunkaidő (igen = 1)	10,1	11,7
Határozott idejű (igen = 1)	0,04	0,19
Túlóra 2008 májusában (igen = 1)	0,20	0,40
Új belépő (igen = 1)	0,19	0,39
Külföldi érdekeltség mértéke		
100%, külföldi érdekeltség	0,20	0,40
Többségi (>50%) külföldi érdekeltség	0,03	0,17
Kisebbségi (<50%) külföldi érdekeltség	0,01	0,12
0% külföldi érdekeltség	0,75	0,43
Állami-önkormányzati érdekeltség mértéke		
100%, állami-önkormányzati érdekeltség	0,09	0,28
Többségi (>50%) állami-önkormányzati érdekeltség	0,01	0,09
Kisebbségi (<50%) állami-önkormányzati érdekeltség	0,01	0,12
0% állami-önkormányzati érdekeltség	0,89	0,31
Vállalat/intézmény mérete (fő)		
1–4 fő	0,01	0,10
5–10 fő	0,20	0,40
11–20 fő	0,08	0,27
21–50 fő	0,11	0,31
51–300 fő	0,23	0,42
301–1000 fő	0,13	0,34
1001–3000 fő	0,14	0,35
3000 fő felett	0,01	0,10
Kollektív szerződés	0,16	0,37
Egy dolgozóra jutó bruttó hozzáadott érték (log)	8,61	1,59
Eszközellátottság (log)	7,90	2,86
Exportértékesítés aránya, %	21,21	35,92

*Megjegyzés:* A változók meghatározását lásd a Függelék F1. táblázatban.

F3. táblázat

**Varianciafelbontás megyei szintű térségi hatásokkal**  
Variance decomposition with county-level area effects

	Vállalati minta	
	becsült érték	magyarázott varianciarányad, %
A variancia felbontása a (2) egyenlet alapján		
$var(\mathbf{x}_i' \hat{\beta})$	0,098	34,6
$var(\mathbf{z}'_{j(i)} \hat{\gamma})$	0,045	15,7
$var(\mathbf{d}_i' \hat{\chi})$	0,003	1,1
$2 \times cov(\mathbf{x}_i' \hat{\beta}, \mathbf{z}'_{j(i)} \hat{\gamma})$	0,024	8,5
$2 \times cov(\mathbf{x}_i' \hat{\beta}, \mathbf{d}_i' \hat{\chi})$	0,006	2,0
$2 \times cov(\mathbf{z}'_{j(i)} \hat{\gamma}, \mathbf{d}_i' \hat{\chi})$	0,001	0,4
A variancia felbontása a (3) egyenlet alapján (AKM)		
$cov(\ln w, \mathbf{x}_i' \hat{\beta})$	0,113	39,8
$cov(\ln w, \mathbf{z}'_{j(i)} \hat{\gamma})$	0,057	20,1
$cov(\ln w, \mathbf{d}_i' \hat{\chi})$	0,006	2,3
$var(\ln w)$	0,284	100
$var(\hat{\epsilon})$	0,107	37,8

*Megjegyzés:* A bruttó havi átlagbérek varianciájának felbontása az (1) modell alapján a járási helyett megyei szintű dummy változókkal becsülve. A felső panel a (2) egyenlet alapján történő felbontás eredményeit foglalja össze, az alsó panel az AKM-féle felbontás eredményeit mutatja a (3) egyenlet alapján.

F4. táblázat

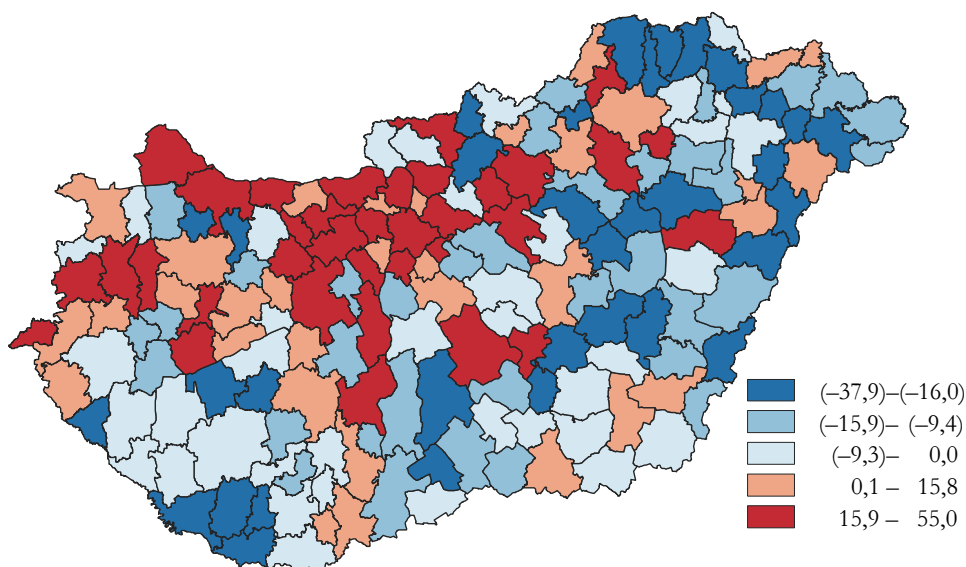
**Részletes felbontás megyei szintű térségi hatásokkal**  
Detailed decomposition with county-level area effects

	Becsült érték	Magyarázott varianciarányad, %
Munkavállalói jellemzők		
Nem	0,003	1,2
Gyakorlati idő	0,001	0,4
Iskolai végzettség	0,037	13,4
Foglalkozás	0,063	22,3
Foglalkoztatási forma	0,002	0,9
Új belépő	0,001	0,3
Túlóra	0,004	1,3
Munkáltatói jellemzők		
Szakágazati besorolás	0,017	6,1
Külföldi és állami-önkormányzati érdekeltség	0,009	3,1
Vállalat mérete	0,017	5,9
Kollektív szerződés	0,001	0,2
Egy főre jutó bruttó hozzáadott érték	0,005	1,6
Eszközellátottság	0,002	0,6
Exportértékesítés aránya	0,007	2,5
Térségi hatás	0,006	2,3

*Megjegyzés:* A varianciafelbontást a (3) egyenlet alapján ismételtük meg, az egyes sorok tehát a változók előre jelzett hatása és a tényleges kereset közötti kovariancia értékét, illetve a magyarázott varianciarányadot mutatják. A 3. táblázathoz hasonlóan a foglalkoztatási forma a rész munkaidős és a határozott idejű munkaviszonyt jelölő változók előre jelzett hatását foglalja magában. A külföldi és az állami-önkormányzati érdekeltség hozzájárulását együtt értelmezzük. Az utolsó sor a megyei szintű térségi hatásokat mutatja, ami megegyezik a Függelék F3. táblázat alulról harmadik sorával.

F1. ábra

**A járási átlagkeresetek térbeli eloszlása**  
Spatial distribution of mean earnings of districts



Megjegyzés: A járásokra számolt értékek az átlagtól való százalékos eltérést mutatják.

### Köszönetnyilvánítás

A kutatás az OTKA 142941 sz. projektének keretében zajlott.

### IRODALOM

- ABOWD, J. M.–KRAMARZ, F.–MARGOLIS, D. N. (1999): High wage workers and high wage firms *Econometrica* 67 (2): 251–333. <https://doi.org/10.1111/1468-0262.00020>
- ANDREWS, M. J.–GILL, L.–SCHANK, T.–UPWARD, R. (2008): High wage workers and low wage firms: negative assortative matching or limited mobility bias? *Journal of the Royal Statistical Society A* 171 (3): 673–697. <https://doi.org/10.1111/j.1467-985X.2007.00533.x>
- BACOLOD, M.–BLUM, B. S.–STRANGE, W. C. (2009): Skills in the city *Journal of Urban Economics* 65 (2): 136–153. <https://doi.org/10.1016/j.jue.2008.09.003>
- BÉKÉS, G.–HORVÁTH, Á.–SÁPI, Z. (2016): Lakóingatlanárak és települési különbségek *Közgazdasági Szemle* 63 (12): 1289–1323. <https://doi.org/10.18414/KSZ.2016.12.1289>
- BORGHANS, L.–TER WEEL, B.–WEINBERG, B. A. (2008): Interpersonal styles and labour market outcomes *Journal of Human Resources* 43 (4): 815–858. <https://doi.org/10.3368/jhr.43.4.815>

- BOZA, I. (2021): Wage structure and inequality: The role of observed and unobserved heterogeneity. KRTK-KTI Working Paper 2021/31, Budapest.
- BRYANT, M. L.–JENKINS, S. P. (2016): Multilevel modelling of country effects: A cautionary tale *European Sociological Review* 32 (1): 3–22.
- CARD, D.–ROTHSTEIN, J.–YI, M. (2023): Location, location, location NBER *Working Paper Series* 31587, National Bureau of Economic Research.  
<https://doi.org/10.3386/w31587>
- CHADE, H.–EECKHOUT, J.–SMITH, L. (2016): Sorting through search and matching models in economics *Journal of Economic Literature* 55 (2): 493–544.  
<https://doi.org/10.1257/jel.20150777>
- COMBES, P. P.–DURANTON, G.–GOBILLON, L. (2008): Spatial wage disparities: sorting matters! *Journal of Urban Economics* 63 (2): 723–742.  
<https://doi.org/10.1016/j.jue.2007.04.004>
- CZALLER, L.–HERMANN, Z. (2023): Return to skills and labour market size. *Regional Studies* 57 (5): 800–813. <https://doi.org/10.1080/00343404.2022.2112560>
- DAUTH, W.–FINDEISEN, S.–MORETTI, E.–SUEDEKUM, J. (2022): Matching in cities. *Journal of the European Economic Association* 20 (4): 1478–1521.  
<https://doi.org/10.1093/jeea/jvac004>
- DURANTON, G.–MONASTIRIOTIS, V. (2002): Mind the gaps: The evolution of regional earnings inequalities in the U.K., 1982–1997 *Journal of Regional Science* 42 (2): 219–256.  
<https://doi.org/10.1111/1467-9787.00257>
- EGRI, Z. (2023): Mobilitás és perzisztencia a hazai települési szintű jövedelemegyenlőtlenségi folyamatokban, 2012–2019 *Területi Statisztika* 63 (1): 3–37.  
<https://doi.org/10.15196/TS630101>
- GIBBONS, S.–OVERMAN, H. G.–PELKONEN, P. (2014): Area disparities in Britain: Understanding the contribution of people vs. place through variance decompositions *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 76 (5): 745–763.  
<https://doi.org/10.1111/obes.12043>
- GLAESER, E. (2008): *Cities, agglomeration, and spatial equilibrium* Oxford University Press, Oxford.
- GLAESER, E.–GOTTLIEB, J. D. (2009): The Wealth of cities: Agglomeration economies and spatial equilibrium in the United States *Journal of Economic Literature* 47 (4): 983–1028.  
<https://doi.org/10.1257/jel.47.4.983>
- GOLDSTEIN, H. (2010): *Multilevel statistical models* (4th edition), Wiley-Blackwell, London.
- GREENSTONE, M.–HORNBECK, R.–MORETTI, E. (2010): Identifying agglomeration spillovers: Evidence from winners and losers of large plant openings *Journal of Political Economy* 118 (3): 536–598. <https://doi.org/10.1086/653714>
- GROOT, S.–DE GROOT, H.–SMIT, M. J. (2014): Regional wage differences in the Netherlands: Micro evidence on agglomeration externalities *Journal of Regional Science* 54 (3): 503–523.
- HECKMAN, J. J.–STIXRUD, J.–URZUA, S. (2006): The effects of cognitive and noncognitive abilities on labour market outcomes and social behavior *Journal of Labour Economics* 24 (3): 411–482. <https://doi.org/10.1086/504455>
- HERMANN, Z.–HORN, D.–KÖLLŐ, J.–SEBŐK, A.–SEMJÉN, A.–VARGA, J. (2022): A kompetenciaeredmények hatása a munkaerőpiaci sikerességre *Közgazdasági Szemle* 69 (2): 177–198. <http://doi.org/10.18414/KSZ.2022.2.177>

- KÁROLYI, R.–KISS, H. J.–SZABÓ-MORVAI, Á. (2023): Kontrollhely Magyarországon – egy reprezentatív felmérés eredményei *Közgazdasági Szemle* 70 (7-8): 847–871.  
<http://doi.org/10.18414/KSZ.2023.7-8.847>
- KERTESI, G.–KÖLLŐ, J. (1998): Regionális munkanélküliség és bérek az átmenet éveiben. A bérszerkezet átalakulása Magyarországon – II. rész *Közgazdasági Szemle* 45 (4): 621–652.
- KLINE, P.–SAGGIO, R.–SØLVSTEN, M. (2020): Leave-out estimation of variance components *Econometrica* 88 (5): 1859–1898. <https://doi.org/10.3982/ECTA16410>
- MAJOR, K.–NEMES-NAGY, J. (1999): Területi jövedelemegyenlőtlenségek a kilencvenes években *Statisztikai Szemle* 77 (6): 397–421.
- MINCER, J. (1974): *Schooling, experience and earnings* NBER Books, Cambridge, MA.
- MION, G.–NATICCHIONI, P. (2009): The spatial sorting and matching of skills and firms *Canadian Journal of Economics* 42 (1): 28–55.  
<https://doi.org/10.1111/j.1540-5982.2008.01498.x>
- MORETTI, E. (2010): Local labor markets. In: ASHENFELTER, O.–CARD, D. (szerk.): *Handbook of Labor Economics* pp. 1237–1313., Elsevier, San Diego.
- NEMES-NAGY, J.–JAKOBI, Á.–NÉMETH, N. (2004): A jövedelemegyenlőtlenségek térségi és településszerkezeti összetevői *Statisztikai Szemle* 79 (10-11): 862–884.
- NEMES-NAGY, J.–NÉMETH, N. (2003): A „hely” és a „fej”. A regionális tagoltság tényezői az ezredforduló Magyarországon, *Budapesti Munkagazdaságtani Füzetek*, 2003/7.
- NÉMETH, N.–KISS J. P. (2007): Megyéink és kistérségeink belső jövedelmi tagoltsága *Területi Statisztika* 47 (1): 20–45.
- OVERMAN, H. G.–XU, X. (2022): Spatial disparities across labour markets. *IFS Deaton Review of Inequalities*, London, UK.
- PAPAGEORGIU, T. (2022): Occupational matching and cities *American Economic Journal: Macroeconomics* 14 (3): 82–132. <https://doi.org/10.1257/mac.20180122>
- ROBACK, J. (1982): Wages, rents and the quality of life *Journal of Political Economy* 90 (6): 1257–1278. <https://doi.org/10.1086/261120>
- ROSEN, S. (1979): Wage-based indexes of urban quality of life. In: MIESZKOWSKI, P.–STRASZHEIM, M. (szerk.): *Current issues in urban economics* pp. 74–104., Johns Hopkins University Press, Baltimore.
- SEBŐK, A. (2021): A kognitív készségek hatása a diplomás bérekre *Educatio* 30 (2): 280–300.  
<https://doi.org/10.1556/2063.30.2021.2.7>
- SZABÓ, D. A. (2021): Regionális bérjövedelem-különbségek a gazdaságtudományi területen végzett frissdiplomások esetében *Tér és Társadalom* 35 (3): 182–208.  
<https://doi.org/10.17649/TET.35.3.3352>