

Czaller, László; Nemes-Nagy, József

Working Paper

## A területi béregyenlőtlenségek összetevői

KRTK-KTI Working Papers, No. KRTK-KTI WP - 2023/34

**Provided in Cooperation with:**

Institute of Economics, Centre for Economic and Regional Studies, Hungarian Academy of Sciences

*Suggested Citation:* Czaller, László; Nemes-Nagy, József (2023) : A területi béregyenlőtlenségek összetevői, KRTK-KTI Working Papers, No. KRTK-KTI WP - 2023/34, Hungarian Academy of Sciences, Institute of Economics, Centre for Economic and Regional Studies, Budapest

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/282255>

**Standard-Nutzungsbedingungen:**

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

**Terms of use:**

*Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.*

*You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.*

*If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.*

## A területi béregyenlőtlenségek összetevői

CZALLER LÁSZLÓ – NEMES-NAGY JÓZSEF

**KRTK-KTI WP – 2023/34**

2023. december

KRTK-KTI Working Papers are distributed for purposes of comment and discussion. They have not been peer-reviewed. The views expressed herein are those of the author(s) and do not necessarily represent the views of the Centre for Economic and Regional Studies. Citation of the working papers should take into account that the results might be preliminary. Materials published in this series may be subject to further publication.

A KRTK-KTI Műhelytanulmányok célja a viták és hozzászólások ösztönzése. Az írások nem mentek keresztül kollegiális lektoráláson. A kifejtett álláspontok a szerző(k) véleményét tükrözik és nem feltétlenül esnek egybe a Közgazdaság- és Regionális Tudományi Kutatóközpont álláspontjával. A műhelytanulmányokra való hivatkozáskor figyelembe kell venni, hogy azok előzetes eredményeket tartalmazhatnak. A sorozatban megjelent írások további tudományos publikációk tárgyát képezhetik.

## ÖSSZEFOGLALÓ

Ebben a tanulmányban azt vizsgáljuk, hogy a munkavállalók és a járások szintjén megfigyelt béregyenlőtlenségeknek mekkora hányadát magyarázzák a munkavállalói és munkáltatói jellemzők, illetve a térségek eltérő adottságai. Ehhez a Pénzügyminisztérium bértarifafelvételét használjuk fel, ami részletes adatokkal szolgál a munkavállalók keresetéről, egyéni jellemzőiről, illetve a munkáltatókról. Eredményeink azt mutatják, hogy az egyének szintjén megfigyelt bérkülönbségek magyarázatában a munkavállalók jellemzői, ezen belül is főként a betöltött munkakör jellege, illetve az iskolai végzettség játsza a vezető szerepet. A munkáltatói szintű ismérvek magyarázóereje másodlagos, de még így is jelentősen meghaladja a térségi adottságok együttes hozzájárulását, ami legfeljebb 1-3%-ra tehető. A járási szintű átlagbér-különbségek vizsgálata során azt kapjuk, hogy a járások munkavállalói és munkáltatói összetétele a béregyenlőtlenségek háromnegyedéért felelős, az összetételhatás kiszűrésével a bruttó havi átlagbérek szórása harmadára csökken. Ezek az eredmények elsősorban a humán tőke fejlesztésére irányuló szakpolitikai beavatkozások szerepét húzzák alá a hátrányos helyzetű térségek jövedelmi felzárkóztatásában.

JEL: J24, J31, R23

Kulcsszavak: bér, munkaerőpiac, munkavállalói összetétel, béregyenlőtlenség, járás

Czaller László

ANET Lab, HUN-REN Közgazdaság- és  
Regionális Tudományi Kutatóközpont,  
Közgazdaságtudományi Intézet  
czaller.laszlo@krtk.hun-ren.hu

Nemes-Nagy József

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

# **Components of regional wage inequalities**

LÁSZLÓ CZALLER – JÓZSEF NEMES-NAGY

## ABSTRACT

In this paper, we investigate how much of the wage differences between workers and districts is explained by employee and employer characteristics and by differences in regional characteristics. For this purpose, we use the Ministry of Finance's annual wage survey, which provides detailed data on workers' earnings, individual characteristics and the employers. Our results show that individual characteristics of workers, in particular the type of job held and educational attainment, play a leading role in explaining the wage differentials observed at the individual level. The explanatory power of employer-level characteristics is secondary, but still exceeds the combined contribution of regional characteristics, which is estimated at 1-3% at most. When examining district-level average wage differentials, we find that the composition of workers 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 one third. These results underline the role of policy interventions to develop human capital in catching up disadvantaged areas.

JEL codes: J24, J31, R23

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

## A területi bérkülönbségek összetevői

### **Czaller László**

ANET Lab, HUN-REN Közgazdaság- és Regionális Tudományi Kutatóközpont,  
Közgazdaságtudományi Intézet

Email: [czaller.laszlo@krtk.hun-ren.hu](mailto:czaller.laszlo@krtk.hun-ren.hu)

### **Nemes-Nagy József**

Eötvös Loránd Tudományegyetem, Regionális Tudományi Tanszék

E-mail: [nemesnagy@t-online.hu](mailto:nemesnagy@t-online.hu)

### **Absztrakt**

Ebben a tanulmányban azt vizsgáljuk, hogy a munkavállalók és a járások szintjén megfigyelt béregyenlőtlenségeknek mekkora hányadát magyarázzák a munkavállalói és munkáltatói jellemzők, illetve a térségek eltérő adottságai. Ehhez a Pénzügyminisztérium bértarifafelvételét használjuk fel, ami részletes adatokkal szolgál a munkavállalók keresetéről, egyéni jellemzőiről, illetve a munkáltatókról. Eredményeink 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 1-3%-ra tehető. A járási szintű átlagbérkülönbségek vizsgálata során azt kapjuk, hogy a járások munkavállalói és munkáltatói összetétele a béregyenlőtlenségek háromnegyedéért felelős, az összetételhatás kiszűrésével a bruttó havi átlagbérek szórása harmadára csökken. Ezek az eredmények elsősorban a humán tőke fejlesztésére irányuló szakpolitikai beavatkozások szerepét húzzák alá a hátrányos helyzetű térségek jövedelmi felzárkóztatásában.

### **Abstract**

In this paper, we investigate how much of the wage differences between workers and districts is explained by employee and employer characteristics and by differences in regional characteristics. For this purpose, we use the Ministry of Finance's annual wage survey, which provides detailed data on workers' earnings, individual characteristics and the employers. Our results show that individual characteristics of workers, in particular the type of job held and educational attainment, play a leading role in explaining the wage differentials observed at the individual level. The explanatory power of employer-level characteristics is secondary, but still exceeds the combined contribution of regional characteristics, which is estimated at 1-3% at most. When examining district-level average wage differentials, we find that the composition of workers 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 one third. These results underline the role of policy interventions to develop human capital in catching up disadvantaged areas.

**Kulcsszavak:** bér, munkaerőpiac, munkavállalói összetétel, béregyenlőtlenség, járás

**Keywords:** wage, labour markets, worker composition, wage inequalities, district

A kutatás az OTKA 142941 sz. projektének keretében zajlott.

## Bevezetés

A társadalom és a tér összekapcsoltsága, illetve szétválaszthatósága a regionális tudomány egyik központi vizsgálati köre, egyben érdemi vitapontja. A társadalmi és 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 nagyrészt a termelékenység terén észlelhető különbségekre vezethető vissza, egy másik részét pedig az úgynevezett “kiegyenlítő bérkülönbségek” adják, melyek a lakáspiac és az egyén jólétét befolyásoló (nem jövedelmi) tényezők általános egyensúlyi hatásain keresztül érvényesülnek (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 adottságok alatt elsősorban a térségben előforduló közös erőforrásokat (pl. közlekedési infrastruktúra elemei, természeti erőforrások), munkaerőpiaci és intézményi tényezőket (pl. 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 (pl. technológiatranszfer). Ebből logikusan következik, hogy a térségek között megfigyelt nominálbér-különbségeknek a munkavállalói és munkáltatói összetétel mellett *létehetnek* olyan összetevői, amelyek kifejezetten a munkavégzés helye szerint differenciálják a béreket. Ezeknek a térségi hatásoknak a tapasztalati jelentőségét és bérkülönbségekhez való hozzájárulását a nemzetközi szakirodalomban számos tanulmány vizsgálta 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, melynek eredményeként több olyan társadalmi és térbeli tényezőt sikerült azonosítani, ami potenciálisan közreműködhet a térségek közötti jövedelmi egyenlőtlenségek kialakulásában és rögzülésében (pl. Major–Nemes Nagy 1999, Kertesi–Köllő 1998, Nemes-Nagy és 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 és Németh (2003) tanulmánya, ami elsőként – és legjobb tudomásunk szerint mindeközéig 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 munkáltatói jellemzők, illetve a térségek eltérő adottságai. A hazai szakirodalomban megszokott gyakorlattól eltérően a lakossági jövedelem helyett annak elsődleges forrására, a munkabérré fókuszálunk, továbbá területi adatok helyett munkavállalói szintű mikroadatokat használunk.<sup>1</sup> Ez lehetővé teszi, hogy a térbeli elhelyezkedéssel összefüggésbe hozható tényezők hozzájárulását a bérkülönbségekhez ne csak térségi szinten, hanem közvetlenül a munkavállalók szintjén is megvizsgáljuk.

Az elemzés első lépéseként 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 külső gazdasági hatásokat, amelyek szerepet játszanak a bérek meghatározásában. Ebben a jellemzőben vizsgálatunk lényegesen eltér a korai mintaként említett – hangsúlyozottan regionális tudományi szemléletű Nemes-Nagy–Németh (2003) tanulmánytól –, ami számos közvetlen térparaméter (pl. nyugat-kelet megosztottság, fővárostól való távolság, helyzeti, fekvési paraméterek, szomszédsági relációk) mentén többoldalúan közelíti, igyekszik mérni a térbeliség hatását. Jelen vizsgálat során a térbeli elhelyezkedéssel összefüggésbe hozható különböző tényezőket végig együtt kezeljük, nem vállalkozunk a térségi hatások háttérben működő mechanizmusok szétszálazására, 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 munkáltatók különféle jellemzői, illetve a „térségi hatások”. A varianciafelbontás módszerének alkalmazása a bérkülönbségek vizsgálatában Combes et al. (2008) nyomán terjedt

---

<sup>1</sup> A munkaviszonyból származó jövedelem a NAV adatai alapján az összes szja-köteles jövedelem nagyjából 90%-át tette ki az elmúlt évtizedben, elemzésünk tárgyévében (2018-ban) pedig a 93%-át. A munkavállalói keresetek terén megfigyelt egyenlőtlenségi viszonyok a jövedelmi különbségek magas hányadáért felelnek.

el a bérkülönbségeket vizsgáló regionális gazdasági elemzésekben. Előnye, hogy számításigényét leszámítva egyszerűen kivitelezhető, könnyen értelmezhető, ugyanakkor – néhány szélsőséges esetet leszámítva – csak közelítő becslést képes adni a béreket meghatározó tényezők önálló magyarázóerejének nagyságára. Elemzésünk 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 második fejezetben 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 első lépésként 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

$$\ln w = \mathbf{x}'\beta + \mathbf{z}'\gamma + \mathbf{d}'\chi + e \quad (1)$$

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



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

$$\begin{aligned} \text{var}(\ln w) &= \text{var}(\widehat{\ln w}) + \text{var}(\hat{\epsilon}) \\ &= \text{var}(\mathbf{x}'\hat{\beta}) + \text{var}(\mathbf{z}'\hat{\gamma}) + \text{var}(\mathbf{d}'\hat{\chi}) \\ &\quad + 2\text{cov}(\mathbf{x}'\hat{\beta}, \mathbf{z}'\hat{\gamma}) + 2\text{cov}(\mathbf{x}'\hat{\beta}, \mathbf{d}'\hat{\chi}) + 2\text{cov}(\mathbf{z}'\hat{\gamma}, \mathbf{d}'\hat{\chi}) + \text{var}(\hat{\epsilon}), \end{aligned} \quad (2)$$

ahol  $\text{var}(\widehat{\ln w})$  a magyarázott (külső) variancia,  $\text{var}(\hat{\epsilon})$  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, munkáltatói és térségi hatások nem korrelálnak egymással. Ebben az esetben az (1) modellel megmagyarázott külső variancia éppen  $\mathbf{x}'\hat{\beta}$ ,  $\mathbf{z}'\hat{\gamma}$  és  $\mathbf{d}'\hat{\chi}$  varianciájának az összege, a térségi hatások hozzájárulása a keresetek varianciájához tehát egyszerűen megadható  $\text{var}(\mathbf{d}'\hat{\chi})/\text{var}(\ln w)$  hányadossal. Ezzel szemben, ha a három hatásból legalább kettő korrelál egymással,  $\text{var}(\widehat{\ln w})$  nem adható meg a három hatás varianciájának összegeként, így  $\text{var}(\mathbf{d}'\hat{\chi})/\text{var}(\ln w)$  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 munkáltatók térbeli eloszlása nem véletlenszerű, melynek következtében azt várjuk, hogy  $\text{cov}(\mathbf{x}'\hat{\beta}, \mathbf{d}'\hat{\chi})$  és  $\text{cov}(\mathbf{z}'\hat{\gamma}, \mathbf{d}'\hat{\chi})$  egyaránt különbözik nullától. Ha a munkavállalók és a munkáltatók bizonyos jellemzői mentén egyaránt megfigyelhetők határozott térbeli mintázatok, nem tudjuk egyértelműen megállapítani, hogy  $\text{var}(\mathbf{d}'\hat{\chi})/\text{var}(\ln w)$  mekkora hányada könyvelhető el a térségi hatások tényleges magyarázóerejeként, ahogy azt sem, hogy a többi variancia- és kovarianciakomponensbe vegyülnek-e a térbeli elhelyezkedéssel összefüggő hatások. Egy másik felbontási lehetőség, hogy a magyarázott belső varianciát a célváltozó és az egyes hatások közti kovariancia összegeként fejezzük ki:

$$\begin{aligned} \text{var}(\ln w) &= \text{var}(\widehat{\ln w}) + \text{var}(\hat{\epsilon}) \\ &= \text{cov}(\ln w, \mathbf{x}'\hat{\beta}) + \text{cov}(\ln w, \mathbf{z}'\hat{\gamma}) + \text{cov}(\ln w, \mathbf{d}'\hat{\chi}) + \text{var}(\hat{\epsilon}). \end{aligned} \quad (3)$$

A variancia felbontásának ez a módja Abowd, Kramarz és Margolis (1999) (továbbiakban AKM) nyomán terjedt el a munkagazdasági, majd később a regionális gazdasági szakirodalomban, azon belül is különösen a területi bérkülönbségek vizsgálatában (ld. 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  $cov(\ln w, \mathbf{d}'\hat{\chi})/var(\ln w)$  hányadossal közelíthető. Sajnos ez a mérőszám sem hidalja át teljesen a magyarázó változók közti korrelációból fakadó problémát, hiszen

$$cov(\ln w, \mathbf{d}'\hat{\chi}) = var(\mathbf{d}'\hat{\chi}) + cov(\mathbf{x}'\hat{\beta}, \mathbf{d}'\hat{\chi}) + cov(\mathbf{z}'\hat{\gamma}, \mathbf{d}'\hat{\chi}).$$

A (3) egyenleten alapuló AKM-féle felbontás során tehát a kovarianciakomponensek egyenlő arányban kerülnek felosztásra 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 variancia 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 egy jó közelítést adhatjuk a térbeliség bérkülönbségekhez való hozzájárulásának, de az egzakt magyarázóerőt az okási kapcsolatok ismeretének hiányában nem tudjuk megállapítani. A helyzetet tovább bonyolítja az is, hogy az  $\mathbf{x}'\hat{\beta}$  és  $\mathbf{d}'\hat{\chi}$  változók közötti korreláció háttérben az okási összefüggések mellett megbújhatnak olyan nem megfigyelt külső tényezők is, melyek mindkét változóval egyaránt kapcsolatban állnak. Emiatt előfordulhat, hogy  $cov(\mathbf{x}'\hat{\beta}, \mathbf{d}'\hat{\chi})$  és  $cov(\mathbf{z}'\hat{\gamma}, \mathbf{d}'\hat{\chi})$  részben valamilyen nem megfigyelhető tényező hatására vezethető vissza.

Emellett fontos észben tartani azt is, hogy az (1) egyenlet hibatagjának függetlenségére tett feltevés nem biztos, hogy érvényes, sőt nagy eséllyel sérül. Ez a helyzet akkor állhat elő, ha a

---

<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 prediktált hatása korrelálatlan. A szociológia területén például igen 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 (pl. osztály, iskola, település) hatása a 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 alkalmazása az egyéni és csoportszintű hatások szétválasztására ezért csak korlátozottan alkalmazható (Bryan és Jenkins, 2016).

magyarázó változók közül kihagyunk olyan változókat, melyek összefüggésben állnak a bérekkel és a térségi hatásokkal is. Például, ha egy kihagyott változó növeli a béreket és  $d'\chi$ -vel is pozitív statisztikai összefüggést mutat, azokban a térségekben, ahol gyakoribbak a kihagyott változó magasabb értékei,  $\chi$ -t túlbecsüljük, ami miatt  $var(d'\hat{\chi})$  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 jellemzően ilyen tényezőnek számít a munkavállalók nem megfigyelt szakértelme, illetve kognitív és nem kognitív készségei (Bacolod et al. 2009, Czaller–Hermann 2023), munkáltatói szinten pedig többek között a vállalatok teljesítménye és kereskedelmi nyitottsága (Békés–Harasztosi 2014). A munkavállalók keresetének alakulását továbbá befolyásolhatják 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 (pl. 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 jelent, hogy azoknak a térségeknek a regressziós együtthatóit, ahol kevés munkavállalót figyelünk meg, nagyobb hibával becsüljük, ami szintén torzíthatja a  $d'\chi$ -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 átlagbér-különbségekhez. 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 kb. 230.650 munkavállalót tartalmaz, megyei szinten ez a torzítás elhanyagolhatóan kicsi, de még a 174 elemű járási felosztás esetében sem feltétlenül számottevő mértékű.

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

egyenlet segítségével, ahol  $\overline{\ln w}$  a bruttó havi átlagkeresetek logaritmusának térségi átlaga,  $\bar{x}'\hat{\beta}$  és  $\bar{z}'\hat{\gamma}$  pedig a munkavállalói és munkáltatói hatások térségi átlaga, vagy másképpen a munkavállalói és munkáltatói összetétel. Ekkor az átlagbérek térségek közti varianciája (2) és (3) analógiájára felbontható a következőképpen:<sup>4</sup>

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

vagy

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

A térségi átlagbérek varianciájának felbontása abban különbözik a munkavállalók szintjén alkalmazott varianciafelbontástól, hogy az egyenlet bal oldalán szereplő tagok a regressziós modellben megfigyelt ismérvek mellett magukba foglalják a nem megfigyelt tényezők hatásait is, emiatt mindenfajta torzítás, amit a kihagyott változók, vagy a megfigyelések alacsony elemszáma okoznak (1) becslése során, beépül a térségi szintű elemzésbe is. Az eredmények értelmezése során emiatt körültekintően kell eljárunk.

A varianciafelbontás térségi szinten történő elvégzésével egyrészt arra kapunk választ, hogy mekkora a szerepe az összetételhatásnak és a helyi adottságokból adódó térségi hatásoknak az átlagbér-különbségek meghatározásában, másrészt meg tudjuk vizsgálni azt is, hogy a munkavállalói és munkáltatói összetétel, illetve az ezektől 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 a Pénzügyminisztérium (korábban: Nemzetgazdasági Minisztérium) 2018. évi bértarifa-felvételének egyéni adatbázisát használjuk, ami a HUN-REN Közgazdaság- és Regionális Tudományi Kutatóközpontjának Adatbankjában érhető el és kutatható. A felvétel

---

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

célsokasága a költségvetési intézményeket, az ország területén működő, egy főnél nagyobb vállalatokat, illetve a nonprofit szervezeteket fedi le. A költségvetési szektorban az adatfelvétel az összes intézményre kiterjed, a vállalati szektorban azonban csak az 50 fős mérethatár felett teljes a lefedettség. Az 50 főnél kevesebb személyt foglalkoztató 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 2018. évi felvétel esetében a végleges minta elemszáma a non-profit szervezetek nélkül 230.650 fő,<sup>5</sup> melyből 160.143 fő (69%) dolgozik valamilyen vállalatnál, 70.507 fő (31%) pedig költségvetési intézményekben.<sup>6</sup> A mintavételi eljárás esetleges hibáiból és a válaszmegtagadásból adódó aránytalanságok kiigazítása egyéni és munkavállalói szintű teljeskörűsítő súlyokkal történik. A mérés során a súlyozáshoz az Adatgazda javaslata szerint végig ezek szorzatát alkalmazzuk.

A költségvetési intézmények és a vállalatok esetében az adatfelvétel nagyjából azonos módon történik. Az adatközlő először egy borítólapot tölt ki, melyen a szervezet egészére vonatkozó általános információk szerepelnek (pl. szakágazati besorolás, dolgozói létszám, külföldi és állami-önkormányzati érdekeltség mértéke stb.), majd ezt követően kerülnek kitöltésre a dolgozókra vonatkozó személyi adatlapok. Ezekből pontosan annyi kerül begyűjtésre, 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 (pl. kereskedelmi egységek, postahivatalok).<sup>7</sup> A telephelyenként kitöltött személyi adatlapokon a munkavállalók alapvető jellemzőin (nem, életkor, iskolázottság stb.) túlmenően a munkaviszony jellegéről, a ledolgozott órákról és a keresetek pontos összetételéről is rendelkezünk információval.

---

<sup>5</sup> A nonprofit szervezetek körében gyakori az adathiány, emiatt ezeket kihagytuk az elemzésből.

<sup>6</sup> A költségvetési intézményekben dolgozók megoszlása a következő: 44.785 közalkalmazott (63.5%), 11.099 köztisztviselő (15.7%), 1.472 bíró és ügyész (2.1%), valamint további 13.151 közfoglalkoztatott (18.7%).

<sup>7</sup> Elsősorban ezért preferáltuk a bértarifa-felvételt az KRTK Adatbankjában elérhető államigazgatási adatbázishoz (Admin3) képest, melyben kizárólag a lakóhely szerepel, a munkavégzés helyére pedig nem tudunk következtetni. A lakóhely szerinti számbavétel az ingázás gyakorisága miatt lefelé torzítaná a járások közti bérkülönbségek mértékét és áttételesen a térségi hatás magyarázóerejét is.

A felhasznált változók meghatározásait az F1. táblázat tartalmazza a Függelékben. A vizsgálat célváltozója a bruttó havi átlagkereset logaritmus, ami a járulékot is tartalmazó alapezen felül magába foglalja az egyéb jogcímenen fizetett kereseti elemeket is (pl. 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 (pl. határozott vagy határozatlan idejű szerződés, teljes vagy részmunkaidős foglalkoztatás), a túlórára, illetve az aktuális munkáltatóhoz való belépés idejére vonatkozó információkkal.<sup>8</sup> Ezek a változók adják az  $x$  vektor elemeit az (1) modellben. A rendelkezésre álló munkáltatói jellemzők közül a szakágazati besorolás és a foglalkoztatotti létszámmal megadott szervezetméret mellett kontrollálunk a munkáltató típusára is. Egyrészt különbséget teszünk a vállalatok és költségvetési intézmények, mint munkáltatók között, másrészt a vállalatokat a külföldi és állami-önkormányzati érdekeltség mértéke szerint további osztályokba soroljuk. Ily módon összesen 10 vállalati osztályt hozunk létre, ami a költségvetési intézményekkel kiegészítve összesen 11 munkáltatói típust definiál. A szakágazati besorolás, az intézményméret és a munkáltató típusára létrehozott 11 elemű kategorikus változó tölti fel  $z$  vektort.<sup>9</sup>

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 egységként kezeljük. A járási szint használatát az indokolja, hogy ezen a térfelosztási szinten a bérkülönbségek nagytérségi összetevői mellett figyelembe tudjuk venni azokat a helyi adottságokat is, melyeket egy kevésbé részletes területi felosztással nem tudnánk megfelelően megragadni (pl. helyi munkaerőpiac mérete, elérhetősége, munkanélküliségi ráta). Ha a munkavégzés helyeként a megyét vagy a régiót jelölnénk meg, a térbeli elhelyezkedés szempontjából ugyanúgy kezelnénk 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 fogni. Értelemszerűen ugyanezt a célt települési dummy változókkal is elérnénk, a települési szint használata azonban a becslés megbízhatósága szempontjából nem túl szerencsés. Ennek oka, hogy a települések 12%-ára

---

<sup>8</sup> A munkavállalók foglalkozását a háromjegyű FEOR'08 besorolás szerint adjuk meg, az iskolázottság tekintetében pedig kilenc különböző végzettségi szintet különböztetünk meg.

<sup>9</sup> A szakágazati besorolás a háromjegyű TEÁOR'08 osztályozást követi, a foglalkoztatotti létszám alapján pedig hét intézményi méretkategóriát különböztetünk meg.

(403 db) egyáltalán nincs megfigyelésünk, továbbá 1418 olyan településünk van, ahonnan kevesebb, mint 10 munkavállaló került be mintába. A járások szintjén ez kevésbé fenyeget, hiszen minden járás esetében rendelkezünk elegendő megfigyeléssel  $d' \chi$  becsléséhez.<sup>10</sup>

A költségvetési és vállalati szektorban alkalmazott foglalkoztatási és bérezési gyakorlat eltérő sajátosságai miatt a mérést két mintára párhuzamosan végezzük el. Az első a költségvetési intézményekben és a vállalatoknál foglalkoztatottak teljes körét lefedő *teljes minta*, a második pedig a magánszektorban foglalkoztatottakra szűkített *vállalati minta*. A bérek összefoglaló statisztikáit a két mintára külön az F3. táblázat tartalmazza.

## Eredmények

### *A regressziós becslés eredményei*

Első lépésben legkisebb négyzetek módszerével megbecsüljük az elemzés alapját képező (1) modellt mindkét mintára. 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 teljes munkavállalói minta esetében a modell a keresetek varianciájának kétharmadát magyarázza. A becsült együtthatók előjele és nagysága a várakozásokkal összhangban alakul. A nők átlagosan 10%-kal kevesebbet keresnek, mint férfitársaik, a gyakorlati idő növeli a béreket, akárcsak az iskolai végzettség. 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%. A határozott idejű szerződéssel foglalkoztatottak átlagosan 14%-kal keresnek kevesebbet, a közfoglalkoztatottak pedig nagyjából a kétharmadát viszik haza hó végén annak, amit egy hazai vállalatnál határozatlan idejű munkaszerződéssel foglalkoztatott keres. A gyakorlati idő mellett az adott munkahelyen eltöltött idő is pozitívan befolyásolja a béreket, amit a munkahelyre újonnan belépők negatív előjelű együtthatója jelez. A költségvetési intézményekben átlagosan alacsonyabbak az illetmények, mint a vállalati szektorban, különösen, ha a külföldi érdekeltségű vállalatokkal hasonlítjuk össze a közszféra béreit. A vállalat/intézmény mérete szintén befolyásolja a béreket, a nagyobb vállalatoknál és

---

<sup>10</sup> A fővárosban dolgozik a mintába bekerült munkavállalók 31%-a (72.317 fő), a többi járás összesen 158.333 megfigyelésen osztozik. Az egy járásra jutó megfigyelések száma 909 fő (Bp. nélkül), a legkevesebb munkavállaló pedig a Zalaszentgróti járásban került a mintába (160 fő, 46 különböző munkáltatóhoz köthető telephelyről).

költségvetési intézményekben a havi bruttó keresetek magasabbak, mint a mikro- és kisvállalkozásoknál.

1. táblázat

### A regressziós becslés eredményei

#### Estimation results

Függő változó: Bruttó havi átlagbér logaritmus	Teljes minta (1)		Vállalati minta (2)	
Nem (férfi = 1)	0,097***	(0.004)	0,108***	(0,004)
Gyakorlati idő	0,015***	(0.003)	0,014***	(0.003)
Gyakorlati idő négyzete	-0,001***	(0.000)	0,000***	(0.000)
Iskolai végzettség ( <i>ref.: 0-7 osztály</i> )				
ált. isk. 8 osztály	-0,021	(0.021)	-0,043	(0,026)
szakiskola	0,017	(0.026)	-0,013	(0,030)
szakmunkásképző iskola	0,031	(0.022)	0,007	(0,027)
szakközépiskola	0,079***	(0.024)	0,053*	(0,027)
gimnázium	0,086***	(0.029)	0,062*	(0,034)
technikum	0,120***	(0.026)	0,101***	(0,030)
főiskola	0,269***	(0.033)	0,281***	(0,033)
egyetem	0,409***	(0.034)	0,429***	(0,037)
Határozatlan idő (igen = 1)	-0,144***	(0.007)	-0,089***	(0,010)
Részmunkaidő (igen = 1)	-0,051***	(0.010)	-0,056***	(0,009)
Közfoglalkoztatott (igen = 1)	-0,379***	(0.037)	-	
Túlóra (igen = 1)	0,154***	(0.005)	0,153***	(0,005)
Új belépő (igen = 1)	-0,035***	(0.006)	-0,043***	(0,006)
Munkáltató típusa ( <i>100% hazai váll.</i> )				
külf. 100%, állami 0%, hazai 0%	0,172***	(0.004)	0,159***	(0,022)
külf. >50%, állami <50%, hazai <50%	0,077***	(0.021)	0,101***	(0,022)
külf. >50%, állami 0%, hazai <50%	0,139***	(0.009)	0,128***	(0,014)
külf. <50%, állami >50%, hazai <50%	0,139***	(0.024)	0,130**	(0,056)
külf. <50%, állami <50%, hazai <50%	0,334***	(0.017)	0,345***	(0,029)
külf. <50%, állami 0%, hazai >50%	0,048***	(0.014)	0,044	(0,028)
külf. 0%, állami 100%, hazai 0%	0,010*	(0.005)	0,017	(0,022)
külf. 0%, állami >50%, hazai <50%	0,117***	(0.015)	0,106**	(0,048)
külf. 0%, állami <50%, hazai >50%	0,009	(0.023)	0,007	(0,049)
költségvetési intézmény	-0,024**	(0.010)	-	
Vállalat / intézmény mérete ( <i>ref.: 1-4 fő</i> )				
5-10 fő	0,051***	(0.013)	0,064***	(0,013)
11-20 fő	0,138***	(0.014)	0,140***	(0,016)
21-50 fő	0,200***	(0.022)	0,212***	(0,021)
51-300 fő	0,274***	(0.039)	0,304***	(0,033)
301-1000 fő	0,318***	(0.036)	0,351***	(0,030)
1001-3000 fő	0,354***	(0.030)	0,390***	(0,019)
3000 fő felett	0,331***	(0.021)	0,318***	(0,023)
Adj. R <sup>2</sup>	0.663		0.618	
Megfigyelések száma	230.650 fő		160.143 fő	

Megjegyzés: A táblázatban feltüntetett változók mellett mindkét modell tartalmaz 112 foglalkozási, 271 ágazati és 174 járási dummy változót, illetve egy állandót. A regressziós modellt legkisebb négyzetek módszerével becsültük. Zárójelben a járáások szintjén klaszterezett sztenderd hibákat tüntettük fel. \*\*\* p<0.01 \*\* p<0.05 \* p<0.1.

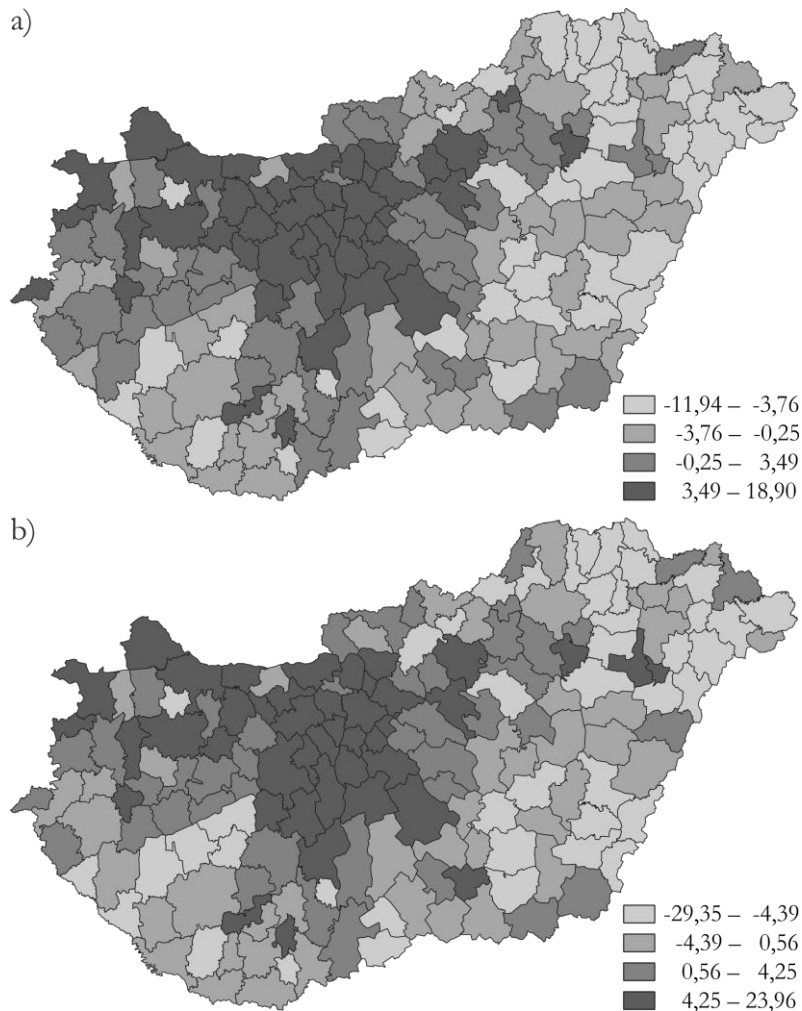
A vállalati szektorban foglalkoztatottak mintáján a modell magyarázóerő néhány százalékponttal alacsonyabb ( $R^2 = 0,62$ ), ami elsősorban annak tudható be, hogy a magánszektorban a bérek megállapítása kevésbé szabályozott, ezért a bérezési gyakorlatban



nagyobb szerep hárul azokra a nem megfigyelt tényezőkre, melyeket a közsférában alkalmazott illetménytáblák nem vesznek figyelembe az alpbér megállapításakor, legfeljebb csak a kiegészítő bérek és jutalmak jogosultsági feltételeinek meghatározása során. Ennek ellenére a becsült együtthatók tekintetében a két minta csak néhány változó esetében mutat eltérést. Egyrészt a felső középfokú iskolai végzettség és a technikum kereseti hozadéka némileg alacsonyabb, másrészt a határozatlan idejű munkaszerződéssel foglalkoztatottak bérhátránya kisebb, mint a költségvetési szektorral kiegészített teljes mintában.

1. ábra

**A járásokra számolt kereseti hozadék térbeli eloszlása**  
 Spatial distribution of district effects



Megjegyzés: A járásokra számolt értékeket az átlagtól való százalékos eltérést mutatják. Az osztályokat a kvartilisek alapján határoztuk meg. Forrás: PM Bértarifa-felvétel 2018 alapján saját számítás.

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 becsült értékeket, hanem azok átlagtól való eltéréseit tüntettük fel, ami viszont már független a viszonyítás alapjától. Ezt követően a kvartilisek segítségével négy egyenlő elemszámú csoportot hoztunk létre.

A teljes munkavállalói mintán becsült járási hozadék térbeli mintázatait az 1. ábra a) része mutatja.<sup>11</sup> Ez alapján a legmagasabb kereseti hozadékkal rendelkező járásban dolgozó átlagos munkavállaló 30%-kal keres többet, mint az a munkavállaló, aki a járási hozadék ( $\hat{\chi}$ ) alapján felállított rangsor legvégén álló térségben dolgozik. Az alsó és felső kvartilis közti különbség már jóval alacsonyabb, nagyjából 7%. A felső kvartilist meghaladó értékek jórészt a fővárosban és vonzáskörzetében, illetve a Dunántúl északi részén találhatók, míg az alsó kvartilisnél alacsonyabb értékeket főleg az ország keleti felében és Dél-Dunántúlon találjuk.

Ha a mintát leszűkítjük a magánszektorra, a járási hozadék térbeli mintázataiban kevés eltérést találunk, a becsült együtthatók szóródása ugyanakkor nagyobb, amit elsősorban a szélsőértékek kitolódása okoz. Míg a relatív terjedelem 50%-ra nő, addig a kvartilisek közti terjedelem csupán 1,5 százalékponttal nagyobb, mint a teljes minta esetében.<sup>12</sup> Ez alapvetően arra vezethető vissza, hogy a térbeli elhelyezkedés sokkal fontosabb a magánszektorban, mint a közszférában, hiszen számos helyi léptékben érvényesülő földrajzi és intézményi adottság, ami közvetlenül befolyásolhatja a vállalatok teljesítményét és a béreket (pl. helyi erőforrások és infrastruktúra elérhetősége, beszállítók jelenléte, alacsony iparüzési adó stb.), a költségvetési intézmények működése szempontjából nem releváns. A közszférában alkalmazott illetménytáblák kisebb mozgásteret engednek a bérek területi differenciálásának, a vállalatok bérezési gyakorlatában ezzel szemben több olyan tényező is megjelenik, amit nem tudunk megfigyelni. Ha ezek a nem megfigyelt tényezők határozott térségi mintázattal bírnak,  $\hat{\chi}$  elnyelheti ezek hatását is, ami magasabb szóráshoz vezet.<sup>13</sup> Emiatt arra számítunk, hogy a magánszektorra szűkített mintán a térbeli hatások magyarázóereje némileg magasabb.

---

<sup>11</sup> A PM bértarifa-felvételből becsült járási átlagkeresetek térbeli eloszlását az F1. ábra mutatja a Függelékben.

<sup>12</sup> A relatív szórás értéke a teljes mintán becsült együtthatókra 5,1%, a vállalati minta alapján pedig 7%.

<sup>13</sup> Például, ha a kiemelkedő szakértelemmel rendelkező munkavállalókat nagyobb eséllyel figyeljük meg a főváros vonzáskörzetében, akkor Budapesten és környezetében túlbecsüljük a járási hozadékot, míg az ország más részein alábecsüljük azt.

Az 1. ábra a) és b) részén megjelenített együtthatók képezik a további elemzéseink alapját. Ha a járásokra becsült kereseti hozadékot a munkavégzés helye szerint hozzárendeljük a munkavállalóhoz, megkapjuk  $d'\hat{\chi}$ -t, ami a kereseteknek azt a részét adja meg, ami összefügg a térbeli elhelyezkedéssel. Hasonlóképpen, az 1. táblázatban közölt együtthatók segítségével megbecsülhető  $x'\hat{\beta}$  és  $z'\hat{\gamma}$  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 teljes munkavállalói mintában a keresetek varianciája 0,290, melynek körülbelül 47%-a tulajdonítható a munkavállalói hatások, 8% a munkavállalói hatások, 1% pedig a térségi hatások varianciájának. További 6%-ért felel a munkavállalói és a munkáltatói hatások közötti kovariancia, míg a térségi hatásokat érintő kovarianciák összesen 4%-ot tesznek ki. Ez alapján, ha térségi hatásként könyvelnénk el  $cov(x'\hat{\beta}, d'\hat{\chi})$  és  $cov(z'\hat{\gamma}, d'\hat{\chi})$  bérekhez való hozzájárulását, 5%-os magyarázóerőt kapnánk a térségi hatásokra, ami még így is elmarad a másik két hatás egyéni hozzájárulásától. Ha a keresetek varianciáját az AKM-féle módszerrel bontjuk fel, a munkavállalói hatások hozzájárulására 51%-ot kapunk, a munkáltatói hatásokra 12%-ot, a térbeli elhelyezkedéssel összefüggésbe hozható hatások magyarázóereje pedig 3%-ot tesz ki.

A vállalati szektorra szűkített minta esetében némileg eltérő eredményeket kapunk. A térségi hatások hozzájárulása itt is 1-3% körül mozog, a munkavállalói és munkáltatói hatások hozzájárulásának arányában ugyanakkor észlelhetők eltérések a teljes mintához képest. Az első szembetűnő különbség, hogy az általunk megfigyelt munkavállalói hatások magyarázóereje csaknem 10 százalékponttal alacsonyabb, míg a vállalatok hozzájárulása magasabb. Ez lényegében ugyanarra vezethető vissza, amiért a vállalati mintán becsült modell magyarázóereje kisebb: A magánszektorban az általunk megfigyelt munkavállalói tényezők jelentősége kisebb, miközben jobban kidomborodnak a nem megfigyelt „puha” tényezők és a bérezési gyakorlat vállalatok közti különbségei. Egy másik fontos különbség, hogy  $cov(x'\hat{\beta}, z'\hat{\gamma})$  hozzájárulása magasabb, mint a teljes mintában.<sup>14</sup> Ez arra utal, hogy azok a munkavállalók, akik olyan jellemzőkkel bírnak, melyeknek magas a kereseti hozadéka (pl. magas iskolai végzettség, gyakorlati idő, vezetői beosztás), nagyobb eséllyel figyelhetők meg

---

<sup>14</sup> A munkavállalói és munkáltatói hatások közti korreláció a teljes mintában 0,32, a magánszektorra szűkített mintában pedig 0,43.

olyan vállalatoknál, ahol átlagosan többet fizetnek. Ezt a jelenséget a munkagazdasági irodalom asszortatív munkaerő-piaci párosításnak nevezi.<sup>15</sup>

2. táblázat

### Varianciafelbontás

#### Variance decomposition

	Teljes minta		Vállalati minta	
	Becsült érték (1)	Magyarázott variancia- hányad (%) (2)	Becsült érték (3)	Magyarázott variancia- hányad (%) (4)
A variancia felbontása a (2) egyenlet alapján				
$var(\mathbf{x}'\hat{\beta})$	0,135	46,6	0,108	37,4
$var(\mathbf{z}'\hat{\gamma})$	0,024	8,4	0,031	10,9
$var(\mathbf{d}'\hat{\chi})$	0,003	1,2	0,004	1,4
$2 \times cov(\mathbf{x}'\hat{\beta}, \mathbf{z}'\hat{\gamma})$	0,018	6,4	0,025	8,7
$2 \times cov(\mathbf{x}'\hat{\beta}, \mathbf{d}'\hat{\chi})$	0,009	3,2	0,007	2,6
$2 \times cov(\mathbf{z}'\hat{\gamma}, \mathbf{d}'\hat{\chi})$	0,002	0,7	0,001	0,5
A variancia felbontása a (3) egyenlet alapján (AKM)				
$cov(\ln w, \mathbf{x}'\hat{\beta})$	0,149	51,4	0,124	43,5
$cov(\ln w, \mathbf{z}'\hat{\gamma})$	0,035	11,9	0,044	15,4
$cov(\ln w, \mathbf{d}'\hat{\chi})$	0,009	3,1	0,008	2,9
$var(\ln w)$	0,290	100	0,284	100
$var(\hat{\epsilon})$	0,098	33,7	0,108	38,1

Forrás: PM Bértarifa-felvétel 2018 alapján saját számítás

A varianciafelbontás eredményeiből megállapítható, hogy a munkavállalók keresetére ható járási szintű hatások a munkavállalók és munkáltatók egyéb megfigyelt jellemzőinél jóval kisebb mértékben járulnak hozzá a bérkülönbségek magyarázatához.<sup>16</sup> 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) nagyjából 6%-ra becsülte a térségi hatások magyarázóerejét Franciaországban, míg Mion és Naticchioni (2009) 0.5%-ot becsült olaszországi adatokon.<sup>17</sup>

<sup>15</sup> A vállalatok és munkavállalók közötti asszortatív munkaerő-piaci párosítás feltételeinek pontos jellemzését és a tapasztalati elemzések tanulságait Chade et al. (2016) foglalja össze.

<sup>16</sup> Az eredmények akkor is változatlanok maradnak, ha a munkavégzés helyét a járássok helyett a megyék szintjén adjuk meg (lásd F4. táblázat).

<sup>17</sup> Mion és 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 az elemzések abban különböznek a miénktől, hogy panel adatbázisokat 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 kitért 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 ezek a modellek magasabb magyarázóerőt tulajdonítanak a munkavállalói, és kisebbet a térségi hatásoknak, ami arra utal, hogy a munkavállalók bérét a regisztrálatlan adatbázisban fellelhető konvencionális változók mellett olyan nehezen megfigyelhető tényezők is befolyásolják (főleg a magánszektorban), melyek szisztematikus térbeli mintázattal rendelkeznek, ezért kihagyásuk felfelé torzítja a  $d'\chi$ -nek tulajdonított magyarázóerőt. Jellemzően ilyen nehezen megfigyelhető tényezők a munkavállalók különböző kognitív és nem kognitív készségei (pl. személyiségjegyek és szociális készségek), melyekről számos hazai adatokon végzett kutatás is bebizonyította, hogy erős összefüggésben állnak a bérekkel (Hermann et al. 2022, Sebők 2021), illetve térbeli eloszlásuk sem véletlenszerű (Czaller & Hermann 2023). Ráadásul, ezek a munkavállalói jellemzők a keresetek mellett  $\mathbf{x}$  és  $\mathbf{z}$  egyes elemeivel is dokumentáltan pozitív összefüggésben állnak (lásd pl. Heckman et al. 2006, Borghans et al. 2008, Károlyi et al. 2023), így a becslés során nem csak  $var(d'\hat{\chi})$ -t, hanem feltehetően  $cov(\mathbf{x}'\hat{\beta}, d'\hat{\chi})$  és  $cov(\mathbf{z}'\hat{\gamma}, d'\hat{\chi})$  értékeit is túlbecsüljük. Ezek alapján jó okunk van feltételezni, hogy  $cov(\ln w, d'\hat{\chi})/var(\ln w)$  hányados a térségi hatások magyarázóerejének egyfajta felső korlátját adja meg, aminél a tényleges magyarázóerő valószínűleg alacsonyabb.

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 térbeli helyzettel összefüggésbe hozható hatások nagyságrendileg annyit magyaráznak az egyéni szintű bérkülönbségekből, mint a foglalkoztatás formájára vonatkozó információk (részmunkaidős és a határozott idejű munkaviszony együtt), illetve a munkáltatói szintű ismérvek közül a külföldi, hazai és állami-önkormányzati érdekeltiség mértéke.<sup>18</sup> Ezeknél az ismérveknél egyértelműen nagyobb súllyal esik latba a betöltött munkakör jellege, illetve az iskolai végzettség. A foglalkozások közti

---

<sup>18</sup> A vállalati szektorra korlátozott mintán a foglalkoztatás formájára vonatkozó információk együttes magyarázóereje alacsonyabb, amit az okoz, hogy a magánszektorban a határozott és határozatlan idejű szerződésekben megállapított bérek között jóval kisebb az átlagos különbség (ld. 1. táblázat).

átlagos bérkülönbségek a keresetek teljes varianciájának nagyjából negyedét magyarázzák, az iskolai végzettség pedig további 13-14%-ot. Fontos tényező továbbá a munkáltató gazdasági tevékenysége is, az ágazatok közti bérkülönbségek nagyjából 6-7%-ban járulnak hozzá a munkavállalók szintjén megfigyelt nyers bérkülönbségekhez.

3. táblázat

### Részletes felbontás

#### Detailed decomposition

	Teljes minta		Vállalati szektor	
	Becsült érték	Magyarázott variancia-hányad (%)	Becsült érték	Magyarázott variancia-hányad (%)
	(1)	(2)	(3)	(4)
<b>Munkavállalói jellemzők</b>				
Nem	0,002	0,8	0,003	1,1
Gyakorlati idő	0,000	0,2	0,001	0,4
Iskolai végzettség	0,039	13,3	0,039	13,8
Foglalkozás	0,073	25,1	0,064	22,4
Foglalkoztatási forma	0,007	2,5	0,003	1,0
Új belépő	0,001	0,2	0,001	0,3
Túlóra	0,004	1,4	0,004	1,4
Közfoglalkoztatott	0,014	5,0		
<b>Munkáltatói jellemzők</b>				
Szakágazat	0,017	6,0	0,021	7,3
Munkáltató típusa	0,009	3,2	0,011	3,8
Vállalat / intézmény mérete	0,016	5,6	0,021	7,4
Térségi hatás	0,009	3,1	0,008	2,9

Forrás: A varianciafelbontást a (3) egyenlet alapján ismételtük meg, az egyes sorok tehát a változók prediktált hatása és a kereset közti kovariancia értékét, illetve a magyarázott varianciahányadot mutatják. A foglalkoztatási forma a részmunkaidős és a határozott idejű munkaviszonyt jelölő változók prediktált hatását foglalja magába, az utolsó sor pedig megegyezik a 2. táblázat utolsó sorával. Forrás: PM Bértarifa-felvétel 2018 alapján saját számítás

Noha ezek a becslések, csakúgy, mint  $d'\hat{\chi}$  esetében, a kihagyott változók miatt torzítottak lehetnek, mégis kiválóan rámutatnak a különböző típusú ismérvek bérmeghatározó szerepének sorrendiségére. A bérelaszlásban történő pozitív irányú elmozdulást a humán tőkébe történő beruházás segíti a leginkább. A magasabb szintű szaktudás megszerzése ugyanis amellyel, hogy már önmagában is számottevő (átlagos) kereseti hozadékkal bír, 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 közti bérkülönbségekhez*

Egészen idáig a munkavállalók szintjén vizsgáltuk a térségi hatások hozzájárulását a keresetek varianciájához. Érdeemes azonban megvizsgálni azt is, hogy a térségek adottságai, illetve az összetételhatás milyen mértékben járul hozzá a havi bruttó átlagkeresetek terén megfigyelhető járási szintű különbségekhez. Ehhez első lépésben létrehozunk egy bérindexet, ami meg van tisztítva a munkavállalói és munkáltatói hatásoktól és kizárólag a térségi hatásokból fakadó bérkülönbségeket tükrözi.<sup>19</sup> Ezt a bérindexet az (1) egyenlet eredményeiből a következő képlet segítségével számoljuk ki:

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

A (7) egyenletben  $\hat{\chi}$  a járásokra becsült kereseti hozadék,  $\tilde{w} \geq 0$  pedig a normalizáláshoz használt állandó, amit a modellből prediktált havi kereset mintabeli átlagával feleltetünk meg. Ezáltal  $w_{\text{kor}}$  megfeleltethető azzal a keresettel, amelyet egy “átlagos” munkavállaló egy “átlagos” munkáltatónál kapna a  $j$ -edik járásban. A korrigált bérindex és a járásokra számolt nyers bruttó átlagkereset eloszlásait összevetve megvizsgálhatjuk, hogy mekkora a szerepe a munkavállalói és munkáltatói hatásoknak a területi béregyenlőtlenségek kialakításában.<sup>20</sup>

Az eredményeket a 4. táblázat tartalmazza, melynek első oszlopa a teljes bértarifa-minta alapján számolt járási átlagkeresetek területi egyenlőtlenségeit mutatja. A legmagasabb átlagkeresettel rendelkező járásban dolgozók 142%-kal keresnek többet, mint azok, akik a kereseti rangsor legalján álló járásban vállalnak munkát. Ha a percentilisek közti terjedelmet vizsgáljuk, a különbségek jelentősen csökkennek, a 10. és a 90. percentilis között 58%, míg a 25. és 75. percentilisek között már csak 28% a különbség. Ehhez képest az összetételhatástól megtisztított keresetek esetében (2. oszlop) sokkal kisebb egyenlőtlenségeket találunk a járások között. A legmagasabb korrigált átlagkeresettel jellemezhető járásban a dolgozók bérelőnye a legalacsonyabb értékkel bíró járás dolgozóihoz képest 40%-ra csökken. Hasonló mértékű csökkenés látszik a 25. és 75. percentilis közti terjedelem esetében is, miközben a keresetek relatív szórása 18%-ról 6%-ra módosul.

---

<sup>19</sup> A korrigált bérindexre Groot et al. (2014) „térbeli reziduumbként” hivatkozik.

<sup>20</sup> A további méréseket a teljes bértarifa-minta alapján végezzük el, mivel a költségvetési intézmények kizárása 70 ezer fővel csökkenti az elemszámot, így félő, hogy azokban a járásokban, ahol a közszféra foglalkoztató szerepe kiemelten magas, ott a járási átlagbérekre, illetve a későbbiekben  $\bar{x}'\hat{\beta}$  és  $\bar{z}'\hat{\gamma}$  értékeire erősen torzított becslést kapnánk.

**Területi béregyenlőtlenségek**

## Spatial wage disparities

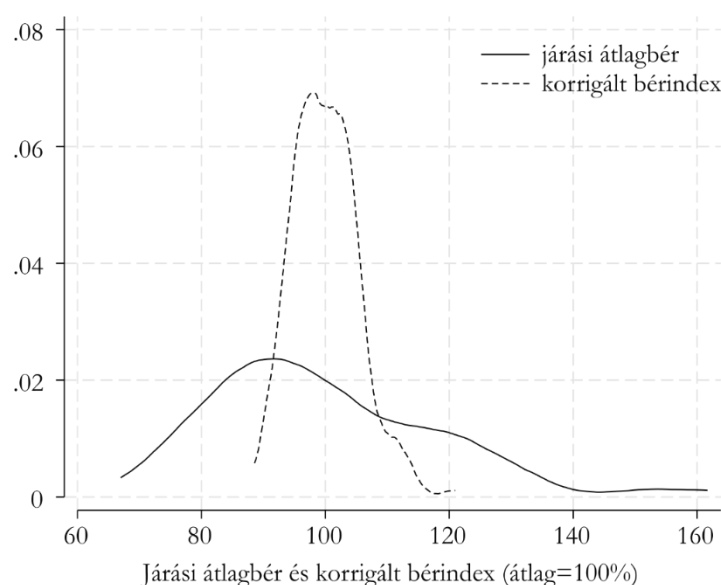
	Bruttó havi átlagkereset (1)	Korrigált bérindex (2)
(Max – Min)/Min	1,42	0,40
(P90 – P10)/P10	0,58	0,16
(P75 – P25)/P25	0,29	0,09
Relatív szórás	0,18	0,06

Megjegyzés: A korrigált bérindex képlete  $w_{\text{korrr}} = (1 + \hat{\chi}) \times \tilde{w}$ , ahol  $\hat{\chi}$  az (1) modelltől legkisebb négyzetek módszerével becsült járási hozadék,  $\tilde{w}$  pedig a normalizálást végző állandó. A megfigyelések száma 175. Forrás: PM Bértarifa-felvétel 2018 alapján saját számítás.

2. ábra

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

Estimated densities of district mean earnings and composition-adjusted earnings



Megjegyzés: A változókat az adatsorok átlagaihoz viszonyítottuk, így az átlag mindkét változó esetében 100% és az eloszlások átfednek. Forrás: PM Bértarifa-felvétel 2018 alapján saját számítás.

A regressziós modellben megfigyelt ismérvek hatásának kiszűrésével a járási átlagbérek szórása a harmadára 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 esetében egy meglehetősen ellapult, és a magas értékek felé elnyúló eloszlást látunk, addig a korrigált bérindex esetében egy csúcsos és viszonylag



szimmetrikus eloszlás képe tárul elénk. A munkavállalói és munkáltatói összetétel hatásának kiszűrése tehát inkább lefelé nivellál.

A térségek közti átlagbér-különbségek első ránézésre tehát nem a járások eltérő adottságaiból, hanem inkább a munkaerőkínálat felépítésének és a munkáltatók helyi összetételének különbségekből adódik. Ennek részletesebb vizsgálatához érdemes az átlagkeresetek járások közti varianciáját felbontani (5) és (6) egyenletek alapján. A járási szintű varianciafelbontás eredményeit az 5. táblázat foglalja össze. Az átlagkeresetek varianciája 0,029, melynek 40%-át magyarázza a munkáltatói összetétel, 8%-át a munkáltatók összetétel, 10%-át pedig a térségi hatás.

Az egyéni szinten elvégzett varianciafelbontástól eltérően a kovarianciák magyarázóereje jelentős, összesen 42%. Ebből  $cov(\bar{x}'\hat{\beta}, \bar{z}'\hat{\gamma})$  egymagában a teljes variancia kb. ötödét 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 párosításban 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 potenciális partnerei lehetnek, tömegesen jelennek meg egy helyen (Dauth et al. 2022, Papageorgiou 2022).<sup>21</sup>

Emellett további egyötödrészt magyaráz a járások közti varianciából  $cov(\bar{x}'\hat{\beta}, \hat{\chi})$  is, ami arra utal, hogy a képzettek jellemzően azokban a járásokban figyelhetők meg nagyobb eséllyel, ahol átlagosan magasabbak a bérek. Ez magyarázatot ad a járási átlagkeresetek eloszlásának pozitív ferdeségére. Azok a járások, melyek kedvező adottságaikból fakadóan kiemelkedően magas kereseti hozadékkal bírnak, jobban vonzzák a magasan képzett munkavállalókat, ami az országos átlagot messze meghaladó átlagbéreket eredményez.

---

<sup>21</sup> Elképzelhető lenne az is, hogy a munkáltatók és munkáltatók egymáshoz képest véletlenszerűen oszlanak el térben, de lokálisan érvényesül az asszortatív párosítás.

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

	Becsült érték (1)	Magyarázott variancia-hányad (%) (2)
A variancia felbontása a (5) egyenlet alapján		
$var(\bar{x}'\hat{\beta})$	0,012	40,2
$var(\bar{z}'\hat{\gamma})$	0,002	8,4
$var(\hat{\chi})$	0,003	9,5
$2 \times cov(\bar{x}'\hat{\beta}, \bar{z}'\hat{\gamma})$	0,005	18,5
$2 \times cov(\bar{x}'\hat{\beta}, \hat{\chi})$	0,006	20,1
$2 \times cov(\bar{z}'\hat{\gamma}, \hat{\chi})$	0,001	3,4
A variancia felbontása a (6) egyenlet alapján		
$cov(\ln w, \bar{x}'\hat{\beta})$	0,017	59,2
$cov(\ln w, \bar{z}'\hat{\gamma})$	0,006	19,1
$cov(\ln w, \hat{\chi})$	0,006	21,7
$var(\ln w)$	0,029	100,0

Forrás: PM Bértarifa-felvétel 2018 alapján saját számítás

Ha a járási szintű varianciafelbontást (6) egyenlet alapján végezzük el, szépen kirajzolódik az összetétel és a térségi hatások egymáshoz viszonyított szerepe a területi egyenlőtlenségek meghatározásában. A bértarifa-felvételben megfigyelt munkavállalói és munkáltatói ismervek 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 hangsúlyozzuk, hogy az (1) modell helytelen meghatározásából, az alacsony munkavállalói elemszámból, vagy egyéb mérési hibákból fakadó bizonytalanság befolyásolhatja a járási szintű elemzés eredményeit, ezért a becült értékek nem feltétlenül tükrözik az egyes tényezők pontos magyarázóerejét. Mindazonáltal a méréseinkből jól kidomborodik az összetételhatás kiemelkedő szerepe, ami nemzetközi összehasonlításban korántsem nevezhető szélsőségesen nagyoknak. Hasonlóan magas hozzájárulást mért Overman és Xu (2022) Nagy-Britannia esetében. Esetükben a helyi adottságok a térségek közti átlagbér-különbségek 64-90%-át magyarázzák a felhasznált változókészlettől függően. Ennél némileg alacsonyabb arányokat kapott Combes et al. (2008) francia adatokon (kb. 50%), míg Card et al. (2023) becslései szerint a munkakínálat összetétele a területi béregyenlőtlenségek nagyjából 70%-át magyarázza az Egyesült Államokban.

## *Összefoglalás*

Ebben a tanulmányban a térségi adottságok, illetve a munkavállalói és munkáltatói hatások hozzájárulását vizsgáltuk a munkavállalók szintjén megfigyelt hazai béregyenlőtlenségekhez, illetve a járások közti átlagbér-különbségekhez. A méréshez a 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 nemzetközi tapasztalatokkal összhangban a munkáltatói ismérvek magyarázóereje másodlagos (Abowd et al. 1999, Andrews et al. 2008, Card et al. 2023), de még így is jelentősen meghaladja a térségi adottságok együttes hozzájárulását, ami legfeljebb 1-3%-ra tehető. Ugyanezeket az eredményeket kapjuk, ha a költségvetési intézményeket kihagyjuk az elemzésből és kizárólag a magánszektorra fókuszálunk. A járási szintű átlagbér-különbségek vizsgálata során szintén hasonló eredményeket kapunk. A munkavállalói és munkáltatói összetétel a járások közti béregyenlőtlenségek nagyjából háromnegyedét adják, az összetételhatás kiszűrésével a bruttó átlagbérek szórása pedig a harmadára 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 fejlesztése mellett. További vizsgálatok szükségesek azonban annak azonosítására, hogy az összetételhatás kiszűrése után visszamaradó „reziduális” különbségek mekkora hányadát magyarázzák az összetételhatás általunk nem megfigyelt összetevői (pl. munkavállalói készségek, vállalati termelékenység), illetve, hogy pontosan milyen helyi adottságok befolyásolják a járási szintű kereseti hozadékot. Az elmúlt évtized hazai adatokon végzett kutatásai több olyan tényezőre is rávilágítottak, melyek – a térségek eltérő erőforrás-ellátottsága mellett – szintén közreműködhetnek a járások közti béregyenlőtlenségek mintázatainak kialakításában. Ezek közé tartozik többek között a munkaerőpiaci verseny feltételeinek sérülése, a lokális léptékben érvényesülő agglomerációs előnyök és humántőke-externáliák, vagy a vállalati teljesítményt befolyásoló elérhetőségi és fekvési viszonyok. E tényezők fokozott, például az ágazati szempontok súlyához közelítő figyelembevételével a

fejlesztéspolitikában az átfogó társadalmi és területi egyenlőtlenségek csökkentésének is kulcskérdése.

## Felhasznált 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>
- BÉKÉS, G.–HARASZTOSI, P. (2013): Agglomeration premium and trading activity of firms *Regional Science and Urban Economics* 43 (1): 51–64. <https://doi.org/10.1016/j.regsciurbeco.2012.11.004>
- 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>
- BRYANT, M. L.–JENKINS, S. P. (2016): Multilevel modelling of country effects: A cautionary tale *European Sociological Review* 32(1): 3–22
- 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>
- HECKMAN, J. J.–STIXRUD, J.–URZUA, S. (2006a): 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>
- 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.–ECKHOUT, 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.
- 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>
- KREKÓ, J.–TÓTH G. CS. (2023): A személyi tőkejövdelemek jellemzői és a jövedelemeloszlásban betöltött szerepük 2007 és 2021 között. In: SZABÓ-MORVAI Á.–PETŐ, R. (szerk.): *Munkaerőpiaci Tükör 2022*, pp. 135 –144. HUN-REN Közgazdaság- és Regionális Tudományi Kutatóközpont, Budapest.
- 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>

## A változók meghatározásai

## Variable definitions

Változó	Definíció
<i>Függő változó</i>	
Kereset	A bruttó havi átlagkereset (ezer Ft)
<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 = ált. isk. 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
Közfoglalkoztatott	0 = nem, 1 = igen
Túlóra	Túlórázott 2008 májusában? 0 = nem, 1 = igen
Új belépő*	Újonnan belépett? 0 = nem, 1 = igen
Foglalkozás	3 jegyű FEOR '08 besorolás alapján 113 osztály (fegyveres szervek nélkül)
<i>Munkáltatói jellemzők</i>	
Munkáltató típusa**	1 = Vállalat: külf. 100%, állami 0%, hazai 0% 2 = Vállalat: külf. >50%, állami <50%, hazai <50% 3 = Vállalat: külf. >50%, állami 0%, hazai <50% 4 = Vállalat: külf. <50%, állami >50%, hazai <50% 5 = Vállalat: külf. <50%, állami <50%, hazai <50% 6 = Vállalat: külf. <50%, állami 0%, hazai >50% 7 = Vállalat: külf. 0%, állami 100%, hazai 0% 8 = Vállalat: külf. 0%, állami >50%, hazai <50% 9 = Vállalat: külf. 0%, állami <50%, hazai >50% 10 = Vállalat: külf. 0%, állami 0%, hazai 100% 11 = Költségvetési intézmény
Vállalat / intézmény 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
Ágazat	3 jegyű TEÁOR '08 besorolás alapján 272 alágazat
<i>Területi változók</i>	
Járási dummy	A munkavégzés helye (telephely) alapján 174 járás (+ Budapest)
Megye dummy	A munkavégzés helye (telephely) alapján 19 megye (+ Budapest)

Megjegyzés: \* Új belépőnek számít az, aki 2018 májusában 5-17 hónapja dolgozik a jelenlegi munkáltatójánál. A 0-4 hónapja felvett munkavállalókat nem tudjuk elkülöníteni. \*\* A vállalatok besorolása a külföldi és hazai magánérdekltség, illetve az állami-önkormányzati érdekltség részaránya alapján történt.

**A minta összetétele****Sample composition**

Változó	Teljes minta	Vállalati minta
Bruttó havi átlagkereset (ezer Ft) /átlag/	311,0	318,8
Nem (férfi = 1)	51,1	60,3
Becsült gyakorlati idő (év) /átlag/	25	24,4
Iskolai végzettség		
0-7 osztály	1,1	0,9
ált. isk. 8 osztály	13,9	14,4
szakiskola	4,6	5,3
szakmunkásképző iskola	20,7	25,1
szakközépiskola	19,4	20,6
gimnázium	11,1	11,3
technikum	2,8	3,7
főiskola	15,7	10,4
egyetem	10,6	8,3
Részmunkaidő (igen = 1)	10,1	11,7
Határozott idejű (igen = 1)	8,2	3,6
Közfoglalkoztatott (igen = 1)	4,3	
Túlóra 2008 májusában (igen = 1)	15,9	19,0
Új belépő (igen = 1)	17,1	19,1
Munkáltató típusa		
Költségvetési intézmény	30,6	
Vállalat: külf. 100%, állami 0%, hazai 0%	11,9	19,4
Vállalat: külf. >50%, állami <50%, hazai <50%	0,3	0,6
Vállalat: külf. >50%, állami 0%, hazai <50%	1,5	2,4
Vállalat: külf. <50%, állami >50%, hazai <50%	0,1	0,1
Vállalat: külf. <50%, állami <50%, hazai <50%	0,5	0,4
Vállalat: külf. <50%, állami 0%, hazai >50%	0,5	0,8
Vállalat: külf. 0%, állami 100%, hazai 0%	5,6	8,5
Vállalat: külf. 0%, állami >50%, hazai <50%	0,4	0,6
Vállalat: külf. 0%, állami <50%, hazai >50%	0,1	0,2
Vállalat: külf. 0%, állami 0%, hazai 100%	48,4	66,8
Vállalat / intézmény mérete (fő)		
1-4 fő	1,0	1,2
5-10 fő	16,2	21,3
11-20 fő	7,1	8,1
21-50 fő	10,6	10,9
51-300 fő	24,3	22,9
301-1000 fő	14,3	12,7
1001-3000 fő	16,3	14,2
3000 fő felett	10,2	8,7

Megjegyzés: A változók tartalmát lásd az F1. táblázatban. A bruttó havi átlagkereset és a becsült gyakorlati idő esetében a mintabéli átlagot közöljük.



**A bruttó havi átlagkereset összegző statisztikái**  
 Summary statistics of gross average monthly earnings

	Teljes minta	Vállalati minta
Átlag	311,0	318,8
Szórás	259,7	284,7
Minimum	81,5	81,5
Maximum	15800	15800
Percentilis		
<i>P10</i>	140,0	145,6
<i>P25</i>	180,6	180,5
<i>P50 (medián)</i>	236,4	242,6
<i>P75</i>	350,1	350
<i>P90</i>	526	550
Megfigyelések száma	230.650 fő	160.143 fő

Megjegyzés: Az értékeket ezer Ft-ban adtuk meg, a számítás során egyéni és vállalati súlyokat használtunk. Forrás: PM Bértarifa-felvétel 2018 alapján saját számítás.

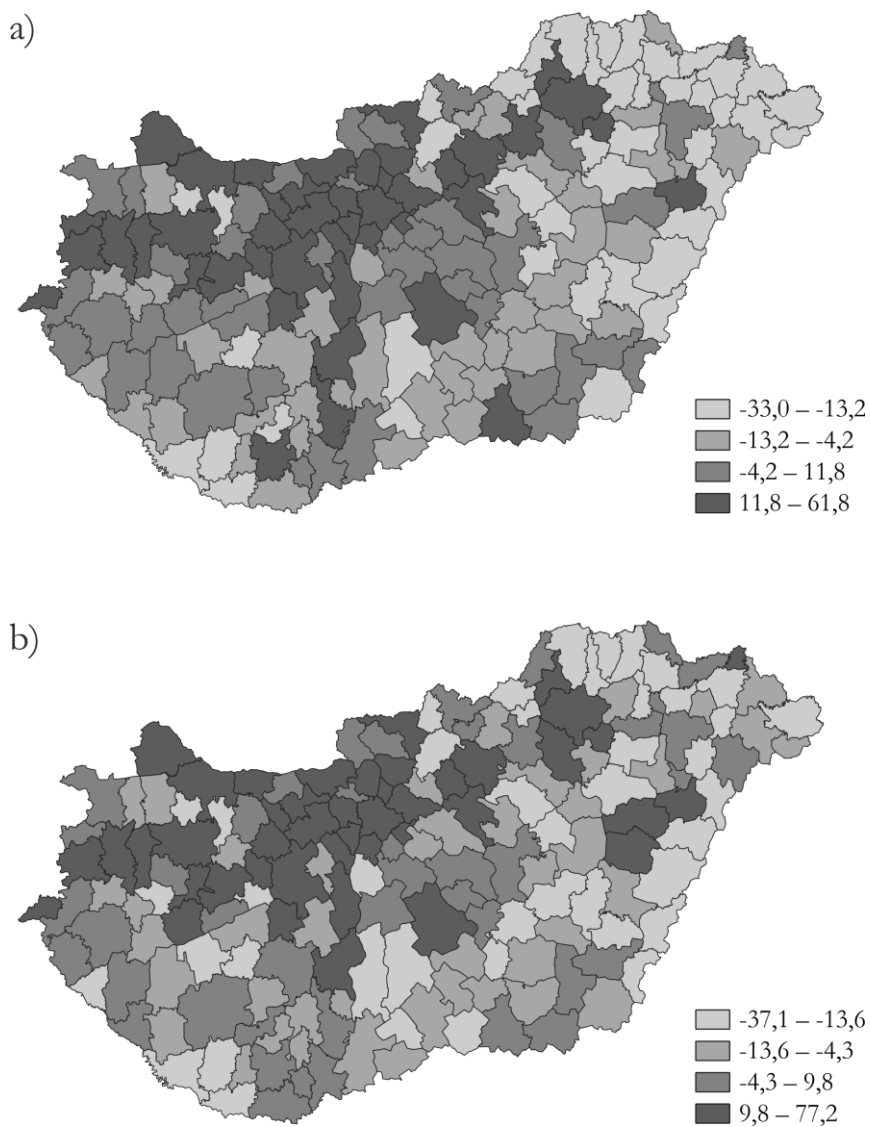
**Varianciafelbontás megyei szintű térségi hatásokkal**

Variance decomposition with county-level area effects

	Teljes minta		Vállalati minta	
	Becsült érték (1)	Magyarázott variancia- hányad (%) (2)	Becsült érték (3)	Magyarázott variancia- hányad (%) (4)
A variancia felbontása a (2) egyenlet alapján				
$var(\mathbf{x}'\hat{\beta})$	0,137	47,2	0,109	38,3
$var(\mathbf{z}'\hat{\gamma})$	0,025	8,5	0,031	10,9
$var(\mathbf{d}'\hat{\chi})$	0,003	0,9	0,003	1,0
$2 \times cov(\mathbf{x}'\hat{\beta}, \mathbf{z}'\hat{\gamma})$	0,019	6,4	0,025	8,8
$2 \times cov(\mathbf{x}'\hat{\beta}, \mathbf{d}'\hat{\chi})$	0,008	2,7	0,006	2,2
$2 \times cov(\mathbf{z}'\hat{\gamma}, \mathbf{d}'\hat{\chi})$	0,001	0,5	0,001	0,3
A variancia felbontása a (3) egyenlet alapján (AKM)				
$cov(\ln w, \mathbf{x}'\hat{\beta})$	0,150	51,7	0,124	43,8
$cov(\ln w, \mathbf{z}'\hat{\gamma})$	0,035	11,9	0,044	15,5
$cov(\ln w, \mathbf{d}'\hat{\chi})$	0,007	2,5	0,007	2,3
$var(\ln w)$	0,290	100,0	0,284	100,0
$var(\hat{\epsilon})$	0,098	33,9	0,109	38,5

Forrás: PM Bértarifa-felvétel 2018 alapján saját számítás.

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



Megjegyzés: A járásokra számolt értékeket az átlagtól való százalékos eltérést mutatják. Az osztályokat a kvartilisek alapján határoztuk meg. Forrás: PM Bértarifa-felvétel 2018 alapján saját számítás.