

TDK-dolgozat

STATISZTIKA ÉS ÖKONOMETRIA SZEKCIÓ

2024

Budapesti Corvinus Egyetem

**KÜLFÖLDI ÉS HAZAI TULAJDONÚ VÁLLALATOK
BÉREGYENLŐTLENSÉGÉNEK ÉS TERÜLETI HATÁSAINAK
VIZSGÁLATA MAGYARORSZÁGON**

**ANALYSIS OF WAGE GAPS BY FOREIGN AND DOMESTIC FIRM
OWNERSHIP AND ITS SPATIAL EFFECTS IN HUNGARY**

Horváth Bendegúz Győző

Gazdaság- és pénzügy-matematikai elemzés MSc

IV. évfolyam

Vida Tamás

Gazdaság- és pénzügy-matematikai elemzés MSc

IV. évfolyam

Konzulens: Madari Zoltán, Keresztély Tibor

Kézirat lezárásának dátuma: 2024. 04. 16.

ABSZTRAKT

Dolgozatunkban a magyarországi keresetek területi eloszlásának, valamint a hazai és külföldi tulajdonrészű vállalatok szerinti különbségeit elemeztük a 2010-es, 2014-es, valamint a 2018-as évben Blinder-Oaxaca dekompozíció segítségével. Mindhárom évben pozitív területi autokorreláció figyelhető meg az átlagbérek között járási szinten, a nagyobb átlagkeresetű területekhez nagyobb bérkonzentráció társul. A külföldi tulajdonrészrel nem rendelkező vállalatok dolgozói körülbelül 30-34%-kal alacsonyabb átlagbérben részesültek, ez felbontható egy összetételhatásra és egy nem megmagyarázható részre. Az átlagos keresetek eltérésének körülbelül fele nem magyarázható meg a munkavállalók és a vállalatok adottságainak eloszlásából, ez a három év során közel azonos értékeket mutatott. Az összetételhatás mértéke ezzel szemben 2010-ről 2018-ra csökkent. A külföldi érdekeltséggel rendelkező cégek magasabb bérekkel értékelik a diplomás végzettségű dolgozóikat, emellett a kontrollváltozókkal meg nem magyarázható módon a béregyenletek tengelymetszete is különbözött. A hatásfelbontást vármegyék szerint külön megvizsgálva megfigyelhető, hogy az egyes területi egységeken más-más értéket vett fel a bérprémium.

Kulcsszavak: Bérkülönbség, külföldi tulajdon, területi autokorreláció, Blinder-Oaxaca dekompozíció

JEL klasszifikáció: F23, J31

Tartalomjegyzék

I.	Bevezetés.....	1
II.	Szakirodalom.....	3
II.1.	A bérekre ható tényezők	3
II.2.	Területi elemzések	5
II.3.	Bérkülönbség külföldi és hazai tulajdonú vállalatok között.....	8
III.	Módszertan	11
III.1.	Területi autokorreláció mérése és súlymátrixok	11
III.2.	Lineáris regresszió.....	13
III.3.	Blinder-Oaxaca dekompozíció	14
IV.	Adatbázis bemutatása	16
V.	Eredmények.....	23
V.1.	Az átlagbérek koncentrációja és területi autokorrelációja	23
V.2.	A lineáris regresszió eredményei	29
V.3.	Blinder-Oaxaca dekompozíció a külföldi és magyar tulajdonú vállalatokra	31
V.4.	Az elemzés korlátai	38
VI.	Összefoglalás.....	40
	Irodalomjegyzék.....	42
	Mellékletek.....	45

Ábrajegyzék

1. ábra: Bérek logaritmusának hisztogramja	20
2. ábra: Bérek logaritmusának doboz ábrája tulajdonos szerint.....	20
3. ábra: Átlagbérek járásonként (2010)	24
4. ábra: Átlagbérek járásonként (2014)	25
5. ábra: Átlagbérek járásonként (2018)	25
6. ábra: Súlyozott Gini-index járásonként (2010)	26
7. ábra: Súlyozott Gini-index járásonként (2014)	27
8. ábra: Súlyozott Gini-index járásonként (2018)	27
9. ábra: Járásonkénti Gini-indexek hisztogramja	28
10. ábra: Összetételhatás változók szerint a 2018-as évben.....	33
11. ábra: Együtthatók hatása a 2018-as évben	34
12. ábra: Összetételhatás vármegyék szerint (2018)	35
13. ábra: Bérkülönbség vármegyék szerint (2018).....	35
14. ábra: Együtthatók hatása vármegyék szerint (2018)	36

Táblázatok jegyzéke

1. táblázat: Hazai és külföldi vállalatok bérkülönbségét vizsgáló szakirodalmak összefoglalása	10
2. táblázat: Az arányskálán mért változók leíró statisztikája	17
3. táblázat: Arányskálán mért változók korrelációs mátrixa 2010-ben	18
4. táblázat: Kategóriaváltozók eloszlása az egyes években	18
5. táblázat: Külföldi érdekeltséggel rendelkező vállalatok száma és aránya vármegyénként..	21
6. táblázat: Területi autokorreláció vizsgálata Moran-I statisztikával	23
7. táblázat: Átlagbérek Gini-indexe és annak dekompozíciója	26
8. táblázat: Járásonkénti Gini-index leíró statisztikája	28

9. táblázat: Átlagbér és Gini-index korrelációja az egyes években.....	28
10. táblázat: Átlagbér és Gini-index a külföldi érdekeltség szerint	29
11. táblázat: Lineáris regresszió eredményei az egyes évekre	30
12. táblázat: Külföldi dummy, év, illetve interakciós tag regresszióba való bevonásának eredménye	31
13. táblázat: Bérkülönbség és annak felbontása Blinder-Oaxaca dekompozícióval	32
14. táblázat: Blinder-Oaxaca dekompozíció eredménye vármegyékre	37

I. Bevezetés

Dolgozatunk célja a magyarországi keresetek elemzése a 2010 és 2018 közötti időszakban. Elemzésünk két fő iránya az átlagbérek és a keresetek koncentrációjának a területi eloszlása az országban, valamint a külföldi és a hazai tulajdonú vállalatok bérezési stratégiájának összehasonlítása.

A térbeli eloszlások vizsgálatának egy elterjedt módszere a területi autokorreláció vizsgálata, amelyet több módszer segítségével lehet mérni (Varga, 2002). Ilyen a Moran-féle I teszt, amely azt vizsgálja meg, hogy megfigyelhető-e szignifikáns pozitív vagy negatív hatás a térben közeli megfigyelések között (Moran, 1950). Emellett a koncentráció mérésére szolgáló Gini-index is felbontható két tagra, ahol az egyik tag az egymáshoz közeli, a másik pedig a távolabbi adatok közötti koncentrációt mutatja meg (Rey & Smith, 2013). Kutatásunk során ezeket a teszteket a területi egységenként átlagolt keresetekre alkalmazzuk, de minden egységben megmérjük a koncentráció mértékét is a Gini-együttható segítségével. Hipotézisünk, hogy az ország egyes régióban eltér mind az átlagbér, mind a keresetek koncentrációja, míg a vizsgált mutatók az egyes régiókon belül hasonlóbb értékeket vesznek fel. Előzetes feltevésünk szerint pozitív területi autokorreláció figyelhető meg az átlagbérek esetében, a szomszédos területek hasonlóbb értékeket vesznek fel.

Második hipotézisünk, hogy a külföldi tulajdonrészrel rendelkező vállalatok magasabb béreket ajánlanak a hazai tulajdonú cégekhez képest. A hipotézis vizsgálatára Blinder-Oaxaca dekompozíciót futtatunk, amely két lineáris regressziós modellt hasonlít össze: egyik modellben a külföldi érdekeltséggel rendelkező, a másikban pedig a csak magyar tulajdonú vállalatok dolgozói kerülnek. Így lehetőségünk van annak feltárására, hogy a két csoport közötti átlagos keresetek különbsége milyen mértékben magyarázható meg a két csoportban dolgozó munkavállalók és a vállalatok sajátosságaival, és mi az összetételek különbségéből nem megmagyarázható rész, azaz mennyire kapunk eltérő becsült együtthatókat a két regresszió során (Jann, 2008). A dekompozíciót különböző évekre keresztmetszeti adatokkal dolgozva lehetőségünk van megfigyelni, hogy hogyan változnak ezek a hatások az idő során, de arra is kíváncsiak vagyunk, hogy egyformán érvényesülnek-e ezek a különbségek Magyarországon, vagy a különböző területen elhelyezkedő vállalatok esetében más mértékűek a megmagyarázható és nem megmagyarázható részei a keresetek eltérésének.

Dolgozatunkban az MTA Közgazdasági Regionális Tudományi Kutatóközpont adatbankjában elérhető Pénzügyminisztérium (Nemzetgazdasági Minisztérium) által készített bértarifa-felvételek egyéni adatbázisát használtuk a 2010 és 2018 közötti változások azonosítására. Az

adatbázis egyéni szinten tartalmazza a havi kereseteket, valamint a vállalat külföldi tulajdonrészét. A dekompozícióhoz szükséges lineáris regressziós modellbe a korábbi szakirodalmakban megjelent bérekre ható tényezők alapján választjuk ki a változókat. Az adatbázis nagysága lehetővé teszi, hogy az átlagos kereseteket és a Gini-együtthatókat járási szintre lebontva külön számítsuk ki, azonban a külföldi tulajdonrészrel rendelkező vállalatok alacsonyabb száma miatt a Blinder-Oaxaca dekompozíció eredményeihez legalább vármegyei szintre van szükség. Kutatásunkban a 2010-es, a 2014-es és a 2018-as évet választottuk ki, ezen évek adatain keresztül vizsgáltuk járási, illetve vármegyei szinten a kérdéseket.

Dolgozatunk felépítése a következő: a II. fejezetben bemutatjuk a szakirodalmi összefoglalást, mely során kitérünk a bérekre ható tényezőkkel, korábbi területi egységenként mért bérkülönbségekkel, valamint a külföldi és hazai tulajdonú vállalatok bérdiszkriminációjával foglalkozó tanulmányokra. Ezután a III. bekezdésben részletesebben leírjuk az alkalmazott módszertant a területi hatások azonosítására, valamint a csoportok közti bérkülönbségek hatásfelbontására. A IV. bekezdés tartalmazza az adatbázisunk leírását és kiválasztott változókat, az V. bekezdésben pedig ismertetjük az eredményeket a 2010-es, 2014-es, valamint a 2018-as évre vonatkozóan. Végül bemutatjuk kutatásunk korlátait és összegezzük a kapott eredményeket.

II. Szakirodalom

Az alábbi bekezdésben ismertetjük a témával szorosan összefüggő szakirodalmat. Először empirikus kutatások alapján bemutatjuk azon tényezőket, amelyek szignifikánsan befolyásolják a munkabéreket, majd a területi elemzésekkel foglalkozó gazdasági- és bérkülönbségekről szóló korábbi tanulmányok eredményeit írjuk le. Végül a külföldi és hazai többségi tulajdonú vállalatok különbségeiről szóló szakirodalomról adunk áttekintést külföldi országokról és magyar helyzetről szóló kutatások eredményei alapján.

II.1. A bérekre ható tényezők

A bérkülönbségek vizsgálata jelentősen kutatott terület. Tipikus kutatási kérdése a szociológiai faktorok, legfőképpen nemek alapján történő bérkülönbség vizsgálata. Garcia és szerzőtársai (2001) spanyol dolgozók körében vizsgálták a nemek közötti bérkülönbséget, pontosabban a kapcsolatot a bérdiszkrimináció szubjektív megítélése, valamint a szakirodalmon alapuló béregyenletből adódó objektív bérkülönbség között az egyes bérsávokban. Ennek elemzésére a kvantilis regresszió alapuló feltételes kvantilis függvények becslését használták. Tanulmányuk arra a megközelítésre támaszkodott, miszerint az iskolázottság, mint a bér fő meghatározó faktora, magasan korrelál a többi bérben szerepet játszó faktoral, illetve a nők munkaerő-piaci szelekciója endogén. Eredményeikben azt figyelték meg, hogy a bérkülönbség nagyobb lesz a bérsávok emelkedésével. Emellett az Oaxaca módszertant felhasználva megmutatták, hogy a bérkülönbség nem megmagyarázott része is növekedik a bérsávok emelkedésével. Ezek az eredmények megerősítik azt a tapasztalatot, hogy a nőket gyakrabban éri bérdiszkrimináció, különösen magasabb fizetési szintek esetén.

Cukrowska-Torzewska és Lovasz (2020) 2004 és 2013 között, 26 EU-s országra vizsgálták a szülőség hatását a nemi alapú bérkülönbségre Blinder-Oaxaca dekompozíció használatával. Ennek az alapját a már empirikusan bizonyított családi bérszakadék adta, vagyis a gyerekvállalás a nőnek negatív, míg a férfinak pozitív hatással van a fizetésére. A szerzők több tényezőt is felsorolnak, amelyek hozzájárulnak a nemek közötti, valamint családi bérszakadék országok közötti eltéréséhez. Ezek főleg a munkaerőpiaci tényezők, illetve a jogi szabályozottság szintje, valamint az országspecifikus családpolitika és kulturális minták a gyereknevelésben. Kutatásuk alapján a gyermekes apák nem megmagyarázhatóan kapnak bérprémiumot, ami növeli a nemek közötti béregyenlőtlenséget. A gyermektelenek között ott szignifikánsabb a bérszakadék, ahol a szülési szabadság hosszabb, vagyis a munkaadók diszkriminálják a nőket, akik hosszabb ideig nem folytatják a karrierjüket. A nők bérét a legtöbb országban negatívan befolyásolja a gyermekvállalás, azonban a dél-európai országokban

pozitívan, amely korrelál az alacsony női foglalkoztatottsággal, különösen a gyerekes nők körében.

Természetesen nem csak nemek alapján lehet bérkülönbséget vizsgálni. Neal és Johnson (1996) már szociológiai szempontból közelítették meg a témát. Kutatásukban azt vizsgálták, hogy rasszok, kiemelten fekete és fehér bőrszínű férfiak között mi okozhatja a bérdiminiszkrciót. A munkabér legmeghatározóbb hatásának a szakképzettséget nevezték meg, és a bérkülönbség fő okának a fehér és fekete bőrszínű emberek közötti szakképzettséget találták. Azonban elemzésük szerint a kiválasztási torzítás csak korlátozottan befolyásolja a feketék és fehérek közötti bérkülönbséget az átlagos bérkínálatban, valamint az átlagosnál magasabb bérezés esetén a bérkülönbség nem magyarázható azzal, hogy a feketéket szisztematikusan diszkriminálják adott szakképzettséget kívánó munkakörökben. Carliner (1981) szerint a munkaadók magasabb bért fizetnek azoknak a munkavállalóknak, akik az anyanyelvükön felül más nyelven is beszélnek, azonban azon munkavállalóknak nem, akik bilingvális háttérrel rendelkeznek, vagyis anyanyelvi szinten tudnak több nyelvet is. Kutatását kanadai adatokra alapozta, ahol erőteljes keveredése van a francia és angol nyelvnek. Megállapította, hogy a kanadaiak elsősorban az angol nyelvet részesítik előnyben, ugyanis prémiumban részesülnek az angolul megtanuló francia anyanyelvű munkavállalók, azonban ezek után is létezik bérszakadék az anyanyelvi francia és anyanyelvi angolul beszélők között. A franciául megtanuló anyanyelvi angol munkavállalók nem kapnak bérprémiumot.

A szociológiai faktorokon kívül számos olyan, munkaerőpiachoz vagy a munkaadó vállalathoz kapcsolódó tényező van, amely bérkülönbséget alakíthat ki. Hasonló munkavállalók között jelentősen befolyásolja a bérezést az, hogy az adott vállalat éppen melyik ipargában tevékenykedik. A nem szakszervezeti dolgozók között az iparági hovatartozás a bérvariancia legalább 7%-át magyarázza. A három legfontosabb tényező a bér szempontjából az átlagos oktatásban eltöltött évek száma, még abban az esetben is, ha a képzettségre egyéni szinten van kontrollálva. Emellett pozitív összefüggés van a profitráta és bérezés között. Valamint azokban az iparágakban, ahol tipikusan nagyobb vállalatméret és magasabb tőke-munka arány uralkodik, a dolgozók magasabb bérprémiumot kapnak (Dickens & Katz, 1986).

A különböző készségekért fizetett prémiumok változhatnak a vállalat méretétől függően. A magas és alacsony, valamint magas és közepes képzettséget kívánó munkakörök közötti bérkülönbség a vállalat méretének növekedésével növekszik, ugyanakkor a közepes és alacsony képzettséget kívánó munkakörök közötti bérszakadék invariáns a vállalat méretére nézve. Így a növekvő béregyenlőtlenség erősen kapcsolódik a vállalat növekedéséhez, például azzal, hogy a nagyobb vállalatoknál a fizetések felső határa és a belépőszintű bérezés között nagyobb

szakadék nyílik (Mueller, Ouimet, & Simintzi, 2017). Kristal és Cohen (2017) szerint a bérkülönbségek növekedésében a technológiához értő képzett munkaerő növekvő kereslete mellett, nagy hatása van a bérszabályozó intézmények hanyatlásának. Az 1969 és 2012 közötti időszakban a növekvő béregyenlőtlenségnek közel 55%-át az érdekképviseltek hanyatlása és a minimálbér reálértékének csökkenése okozta, a számítógépes technológia elterjedése a 1988 és 2012 közötti időszakban a 15%-át. A szakszervezetek és érdekképviseltek gyengülése nem csak a bérskála alsó részén keresők körében növelte a béregyenlőséget, hanem a felső részén is, ugyanis a szakszervezetek ellenőrzési funkciót is betöltöttek a felsővezetés bérezésében.

Vahter és Masso (2018) észtországi adatokon azt vizsgálta, hogy a külföldi tulajdon jelenléte mennyire befolyásolja a nemek közötti béregyenlőtlenséget. Kutatásukban szignifikáns kapcsolatot találtak arra, hogy a külföldi tulajdonban lévő vállalatoknál nagyobb a nemek közötti bérszakadék. Ez a különbség azonban nem teljesen magyarázható a munkáltatók és munkavállalók tulajdonságainak eloszlásával a belföldi és külföldi tulajdonú vállalatok között. A bérszakadék különbsége a felsővezetői pozíciókban a legnagyobb a két vizsgált vállalattípus között, ugyanis ezek a munkakörök nagyobb elköteleződést és elérhetőséget kívánnak. Emellett a nők bérben megmutatkozó büntetése gyerekvállalás miatt a külföldi tulajdonú vállalatoknál magasabb. A bérkülönbség egyik oka lehet, hogy a túlóráért fizetett bérprémium a külföldi vállalatoknál magasabb, ugyanis a férfiak könnyebben vállalnak túlórát, amit külföldi vállalat többre értékel, ezzel hozzájárulva a nemi bérszakadék növeléséhez.

Dolgozatunkban a korábbi szakirodalomnak megfelelően választjuk ki azokat a tényezőket, amelyek jelentős hatással lehetnek a keresetek alakulására. Ezen változókat kontrollváltozóként fogjuk szerepeltetni a regressziós módszerek során.

II.2. Területi elemzések

Térökonometriai modellek alkalmazása során területre vonatkozó súlymátrixokat vezethetünk be, amelyek lehetővé teszik a változók térbeli késleltetésének bevonását regressziós modellekbe (Anselin & Bera, 1998). Ezen módszerek segítségével számos alkalmazási területe van különböző térökonometriai modelleknek. Anselin, Varga és Ács (1997) megmutatták, hogy az Egyesült Államokban az egyetemi kutatómunka és a magas technológiai innovációk közötti pozitív kapcsolatban fontos szerepet játszik a földrajzi elhelyezkedés. Ez a kapcsolat közvetlenül is megfigyelhető, de közvetetten is megjelenik a magánszektor kutatás és fejlesztés programjain keresztül. A térbeli hatások a megfigyelhető innovációs központok ötven mérföldes környezetében fejtették ki hatásukat, az állam és az ország határainak figyelembevétele nélkül.

Több kutatás foglalkozik a bérek területi eloszlásával is. Brazíliában az 1990-es években a tíz régió szerinti bináris kategóriaváltozó és lineáris regresszió használatával kimutatták, hogy szignifikáns szerepe van a területi elhelyezkedésnek a bérek alakulásában. A regresszióba bevont, munkavállalókra és vállalatokra jellemző változók közül a legnagyobb hatást az iskolázottságnak tulajdonították, a munkavállaló tapasztalata és az etnikai hovatartozása mellett a régió lett a bérekre leginkább ható tulajdonság (Azzoni & Servo, 2002). Spanyolországban 2006-ban különböző területi egységekre lényegesen eltérő bérkonzentrációt mutattak ki a Gini-indexszel: a legkisebb egyenlőtlenség 0,25-ös, míg a legnagyobb 0,60-as Gini-együtthatót eredményezett. A bérek területi különbözőségének okait térbeli Bayes-i átlagoló technikával (SBMA) és területi ökonometriai modellekkel vizsgálták, ahol a lineáris regresszióban megfigyelhető hibatagok nem voltak függetlenek a térbeli eloszlásuktól, így a térbeli hibatagok modellje (SEM) alapján megállapították, hogy a bérekre jelentősen hat a humán tőke, a terület gazdasági tényezői, valamint a helyi politika is (Hortas-Rico & Rios, 2019). Vasilyeva (2019) az Oroszország régióiban megfigyelhető bérkülönbségeket vizsgálta 2005 és 2014 között. Kutatása során megállapította, hogy a területi béregyenlőtlenség a vizsgált időszak során csökkent, a Gini-index dekompozíciója alapján pedig azonosította azokat az iparágakat, amelyek hozzájárultak ehhez a csökkenéshez. A bányászat, a feldolgozóipar, a mezőgazdaság, az építőipar, a közlekedési- és kommunikációs iparágak bérei csökkentették az egyenlőtlenséget, míg az ingatlan- és pénzügyi piachoz kapcsolódó iparágak lassították a bérek konvergenciáját. Artelaris (2021) a gazdasági növekedés és egyenlőtlenség közötti kapcsolatot vizsgálta Görögországban 1981 és 2015 között. A gazdasági egyenlőtlenséget bemutató Theil-index dekompozíciójával arra a következtetésre jutott, hogy az egyes régiókon belüli egyenlőtlenségnek egyre kisebb, míg a régiók közötti egyenlőtlenségnek egyre nagyobb hatása van. A különböző területi egységek konvergenciája az 1990-es évek végéhez közeledve felgyorsult, azonban az ezredforduló után újra növekedtek a különbségek.

A területi különbségekkel foglalkozó kutatások egy része összehasonlító elemzést végez országok között. Különböző országok és különböző régiók vizsgálata lehetővé teszi a gazdasági fejlődés és a szegényebb területek gyorsabb felzárkózásáról szóló konvergenciaelmélet vizsgálatát is területi hatások elemzésével. Eva és szerzőtársai (2022) a 2000 és 2018 közötti időszakban, 25 országra vizsgálta meg a regionális egyenlőtlenségeket. Az eredmények alapján arra következtettek, hogy az egy főre jutó GDP növekedésével csökkennek a területi egységek között megfigyelhető bérkülönbségek, de a fejlődés ezzel szemben nem jár a regionális polarizáció csökkenésével. A kutatás során több módszertant bemutatnak, amelyet a regionális különbségek és területi autokorreláció mérésére lehet alkalmazni, ilyen például a Moran-féle I mutató vagy a Gini-index különböző felbontásai térbeli hatások szerint. A szerzők ezen kívül

kiemelték a területi hatások figyelembevételének fontosságát a szigma-konvergencia elméletére is. Panzera és Postiglione (2022) 245 európai NUTS-2 régiót vizsgált 2003 és 2016 között, a felépített térbeli Durbin regressziós modelljük mind az eredmény-, mind az exogén változók térbeli késleltetését is tartalmazta. A területi autokorreláció és a koncentráció együttes bemutatásához a Gini-index Ray és Smith (2013) által javasolt dekompozícióját alkalmazták. A modell alapján egy régió növekedési rátája pozitív irányban függ az adott régióban megfigyelhető egyenlőtlenségtől, de negatív a kapcsolat a növekedés és a szomszédos területek egyenlőtlensége között. A kutatás során azt is kimutatták, hogy a fejletlenebb területek gyorsabban fejlődtek, a szegényebb régiókban gyorsabb volt a konvergencia a fejlett területek szintje felé.

A bérek területi különbségeit nem csak földrajzilag különítették el korábbi tanulmányok. Egy kínai kutatás a városi és vidéki területek közötti bérkülönbségeket vizsgálta a beáramló külföldi tőke (FDI) figyelembevételével 2000 és 2016 között. A térbeli Durbin modell (SDM) eredményei alapján a külföldi tőkebeáramlás csak az elsődleges szektorban, azaz a mezőgazdaságban növelte a város és vidék közötti béregyenlőtlenséget, de ez a hatás is csak rövid távon volt szignifikáns. A másodlagos és terciér szektorban azonban nem találtak lényeges hatást az FDI és a bérkülönbségek között (Wang, Fidrmuc, & Luo, 2021).

A béregyenlőtlenség összetevőit Czaller és Nemes-Nagy (2023) Magyarországon vizsgálták meg a 2018-as év alapján. Varianciafelbontás segítségével azt becsülték, hogy a járások közötti átlagbérek különbségeinek okait mekkora hányadban lehet visszavezetni munkáltatói és munkavállalói összetételekre, valamint területi adottságokra. A tanulmány során külön regressziót futtattak a teljes mintára, majd a közfoglalkoztatottak kiszűrésével készített részmintára is. Eredményeik alapján a munkavállalói sajátosságok hatása kiemelkedik a béregyenlőtlenségek magyarázatában, ezen sajátosságok közül is a foglalkozás típusa és az iskolai végzettség a legmeghatározóbb. A munkáltatói ismérvek magyarázóereje kisebb, de a térségi adottságok még kisebb mértékben járultak hozzá a bérek közötti különbségekhez. Becslésük szerint a vállalati mintán az átlagbér különbségeinek körülbelül háromnegyede vezethető vissza a munkáltatók és munkavállalók összetételeinek különbségére. A regresszióba bevont változók között a II.1. bekezdésben bemutatott bérekre ható tényezők többége szerepelt. A munkavállalókhöz kapcsolódó mutatók közé tartozott a nem, a gyakorlati idő, a gyakorlati idő négyzete és az iskolai végzettség. Bináris változóként szerepelt a munkaszerződés típusa (határozott vagy határozatlan), a munkaidő típusa (rész- vagy teljes munkaidő), a túlóra jelenléte, illetve, hogy az adott munkavállaló egy éven belül csatlakozott-e a vállalathoz. A munkáltatókat bemutató jellemzők között a munkáltató típusa és a vállalat mérete szerepelt. A

típus alapján tíz kategóriát állapítottak meg a külföldi, hazai és állami tulajdoni többségek alapján. A kutatásban a járási szintek használatát azzal indokolták, hogy a részletes területi felosztással elkülöníthetők a vármegyeszékhelyeken és a vármegyék periferiáján élő dolgozók sajátosságai (Czaller & Nemes-Nagy, 2023).

Dolgozatunkban mi a külföldi és hazai tulajdon különbségeit vizsgálva egy bináris változót alakítunk ki, hogy Blinder-Oaxaca dekompozíció segítségével elemezzük a bérezési különbségeket. Az átlagbérek eloszlását a vármegyék eltérő fejlettségű települései miatt mi is járási szinten vizsgáljuk. A dekompozíció elvégzéséhez szükséges külföldi tulajdonú vállalatok száma a mintában azonban egyes járásokban alacsony értéket mutat, emiatt a vállalat tulajdonosa szerinti bérdiszkrimináció mérésére legfeljebb vármegyei szintű felosztást tartottuk indokoltnak.

II.3. Bérkülönbség külföldi és hazai tulajdonú vállalatok között

Számos korábbi tanulmány kutatási kérdése volt, hogy létezik-e szignifikáns bérprémium a hazai és a külföldi tulajdonú vállalatok esetében, és ez milyen okokra vezethető vissza. Conyon és szerzőtársai (2002) az Egyesült Királyságban vizsgálták ezt a jelenséget 1989 és 1994 között. Elemzésükben egy fixhatású panel modellt futtattak, amely során kimutatták, hogy a külföldi tulajdonú vállalatok átlagosan 14%-kal magasabb termelékenységet értek el a hazai vállalatokhoz képest. A két típusú munkahely közötti bérprémiumot 3,4%-ra becsülték, míg abban az esetben, ha a kontrollváltozók közé a produktivitást is bevonták, nem tapasztaltak szignifikáns különbséget a keresetekben. Ezzel azt támasztották alá, hogy a két típusú munkavállaló bérezései közti különbséget a termelékenységbeli eltérésekkel teljesen meg lehet magyarázni. Girma és Görg (2007) szintén az Egyesült Királyság adataival dolgoztak, de az elemzés időszaka tágabb, 1980 és 1994 közötti. Kutatásukban arra fektették a hangsúlyt, hogy a bérprémium különböző mértékben jelenik-e meg a képzettebb és a képzetlenebb munkavállalói csoport esetében. Eredményeik szerint mindkét típusú dolgozó esetén nagyobb fizetést kínáltak az amerikai tulajdonú cégek, azonban nem találtak jelentős eltérést a hazai és más európai országok tulajdonosi felosztása szerint. Az elemzés során nem foglalkoztak azzal, hogy az amerikai és a hazai tulajdonú munkahelyek között más lehet a munkavállalók jellemzőinek eloszlása, a bérkülönbség egyik lehetséges magyarázatának jelölték meg ezt a jelenséget.

Nem csak az Egyesült Királyságban vizsgálták a tulajdon szerinti csoportosítást a keresetek hatására. Svédország 1990 és 2000 közötti adatai alapján a korábban bemutatott szakirodalmakkal ellentétes eredmény született: nem a hazai és külföldi tulajdon szerint

figyelhető még lényeges különbség a bérezések között, hanem a multinacionális vállalatok és kisebb cégek között. A munkavállalók heterogenitását leíró regresszorok hozzáadásával pedig teljesen eltűnt a külföldi és svéd tulajdonú vállalatok közti bérkülönbség, azaz egy külföldi tulajdonú munkahely nem fizet többet egy ugyanolyan képességekkel és jellemzőkkel rendelkező dolgozó számára (Heyman, Sjöholm, & Tingvall, 2007).

A bérek alakulásának okait Magyarországon is visszavezették a munkahely tulajdonosi szerkezetére. Fazekas (2005) szerint fontos szerepet játszottak a keresetek alakulásában a külföldi és magyar tulajdonú cégek közötti eltérések 1993 és 2001 között. A külföldi érdekeltséggel rendelkező vállalatok magasabb béreket ajánlottak, és foglalkozásbővítés is csak ezen vállalatoknál valósult meg. A szerző kiemeli, hogy a vizsgált időszak során a két különböző típusú cégek területi elhelyezkedése nem volt egyenletes: a külföldi többségi tulajdonnal rendelkező munkahelyek főként az ország fejlettebb területein telepedtek le, ahol magasabb volt az urbanizáció és iskolázottság szintje, ez is befolyásolhatta az eltérő bérezéseket. Earle és Telegdy (2012) egy fixhatású panel modellt épített, amely szerint a külföldi tulajdonú vállalatok bértöbblete 16 és 27 százalék közé esett 1992 és 2008 között. Interakciók hozzáadása után megállapították, hogy minden dolgozói típus szerint magasabb a külföldi felvásárlás utáni cégek esetében ajánlott bér. Conyon és szerzőtársaihoz (2002) hasonlóan azt is megvizsgálták, hogy Magyarországon is szignifikáns hatással volt a bértöbbletre az, hogy a kétféle vállalat eltérő termelékenységi szintet ért el. Kutatásunkban mi a vállalatok tulajdon szerinti különbözőségét 2010 és 2018 között vizsgáljuk.

A külföldi és hazai többségi tulajdonú vállalatok által kínált átlagkeresetek különbségét Broniatowska és Strawiński (2021) Blinder-Oaxaca dekompozíció segítségével bontotta fel két részre a 2016-os évre rendelkezésre álló lengyelországi béradatokat használatával. A dekompozícióhoz szükséges regresszióban szerepeltették a főbb béreket befolyásoló tényezőket, mint például a vállalatok méretét, munkatermelékenységét, illetve a munkavállalók nemét, iskolai végzettségét, munkaszerződésének típusát, tapasztalatát és tapasztalatának négyzetét. A regresszióba kategóriaváltozóként Lengyelország 16 régiója is bekerült a területi hatások azonosításának érdekében. Az elemzésük szerint a külföldi tulajdonú vállalatok átlagosan 5%-kal kínáltak magasabb bért, melynek összetételhatással megmagyarázott része csak körülbelül 35%-ra tehető. A megmagyarázott rész fele pedig a vállalatokra jellemző adottságokból következett.

A bemutatott irodalom összefoglalva az 1. táblázatban szerepel. Broniatowska és Strawiński (2021) kutatásához hasonlóan mi is Blinder-Oaxaca dekompozícióval szeretnénk meghatározni a bérprémium meg nem magyarázható részét. Mivel Fazekas (2005) szerint Magyarországon a

külföldi tulajdonrészrel rendelkező vállalatok földrajzi eloszlása nem volt egyenletes, a bértöbbletet felbontását vármegyei szinten is megvizsgáljuk.

1. táblázat: Hazai és külföldi vállalatok bérkülönbségét vizsgáló szakirodalmak összefoglalása

Tanulmány	Ország	Időszak	Fő eredmény
Conyon és szerzőtársai (2002)	Egyesült Királyság	1989-1994	A 3,4%-os bértöbblet a termelékenységi különbségekre vezethető vissza.
Girma és Görg (2007)	Egyesült Királyság	1980-1994	Az amerikai tulajdon esetében jelent meg bértöbblet, képzettebb és képzetlenebb dolgozók körében is.
Heyman és szerzőtársai (2007)	Svédország	1990-2000	A multinacionális és kisvállalatok közti különbség meghatározóbb a tulajdonnál.
Fazekas (2005)	Magyarország	1993-2001	A bérprémium az egyes területek fejlettségétől, adottságaitól függ.
Earle és Telegdy (2012)	Magyarország	1992-2008	A 16-27% közé tehető bértöbblet egyik oka a termelékenységek közti eltérés.
Broniatowska és Strawiński (2021)	Lengyelország	2016	Az 5%-os bérprémiumnak mindössze 35%-a vezethető vissza a munkahelyek és munkavállalók adottságaira.

Forrás: saját szerkesztés

III. Módszertan

Az alábbi fejezetben bemutatjuk a kutatás során használt módszertant. A III.1. bekezdésben leírjuk a koncentráció mérésére szolgáló Gini-index, valamint a területi autokorreláció mérésére szolgáló Moran-féle I mutató képleteit, valamint a Gini-index egy területi súlymátrixon alapuló lehetséges dekompozícióját. A III.2. bekezdésben röviden összefoglaljuk a lineáris regresszió alap gondolatait, majd a III.3. bekezdésben bemutatott Blinder-Oaxaca dekompozíciós eljárás segítségével pedig lehetőségünk van a magyar és a külföldi tulajdonú vállalatok bérajánlatainak különbségét elemezni Magyarország különböző területein.

III.1. Területi autokorreláció mérése és súlymátrixok

A területi modellek arra alkalmasak, hogy a regressziós modelleken belül területi hatásokat mutassunk ki. Ennek egyik formája a térbeli autokorreláció, vagyis az, hogy az egymáshoz közel lévő területek hasonló értékeket mutatnak-e. Pozitív területi autokorrelációról beszélünk, ha a szomszédos területek hasonló értékeket mutatnak, illetve negatív autokorrelációról, ha különböző értékeket mutatnak (Gittleman & Kot, 1990). Dolgozatunkban a területi autokorreláció vizsgálatára két módszert alkalmaztunk: a Moran-féle I tesztet és egy térbeli Gini-együtthatót.

A kutatás során alkalmazott tesztek elvégzéséhez szükséges egy súlymátrix definiálása. Többféle súlymátrixot is ki lehet alakítani. Egyik egyszerű megoldás egy szomszédsági mátrix: ha a két terület szomszédos, vagy geometriai középpontjuk x km-en belül található, akkor 1-es, különben pedig 0 értéket vesz fel a súlymátrix megfelelő eleme (Rey & Smith, 2013). Olyan mátrix kialakítása is lehetséges azonban, ahol a közeli területek nem egyforma, hanem a távolságuktól függően különböző súlyokat kapnak. Gyakran használatos az alábbi formula:

$$w_{ij} = \frac{1}{d_{ij}^\alpha},$$

ahol d_{ij} az i -edik és j -edik területi egység középpontjának távolsága, α pedig egy választott paraméter. (Gittleman & Kot, 1990). Ily módon minél közelebb van két terület, annál nagyobb súlyt kapnak.

A területi modellek számítása során általában a súlymátrixokat soronként sztenderdizálják, azaz minden sort elosztanak a sorban szereplő súlyok összegével. Emiatt a távolság alapú súlymátrixok kialakításakor gyakran csak egy adott értéken (c) belüli távolságok kapnak pozitív súlyt (Gittleman & Kot, 1990):

$$w_{ij} = \begin{cases} \frac{1}{d_{ij}^\alpha}, & \text{ha } d_{ij} \leq c \\ 0, & \text{ha } d_{ij} > c \end{cases}$$

Dolgozatunkban különböző súlymátrixok alkalmazásával vizsgáljuk meg a területi autokorrelációt a magyarországi járások átlagbérei között.

A területi autokorreláció mérésének egyik legelterjedtebb módja a Moran-I teszt (Moran, 1950), amelynek képlete:

$$I = \frac{N}{S_0} * \frac{\sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N w_{ij} (x_i - \mu)(x_j - \mu)}{\sum_{i=1}^N (x_i - \mu)^2}$$

ahol w_{ij} a szomszédság mértékét jelző súlymátrix i -edik és j -edik területre vonatkozó értéke, S_0 a súlymátrixban szereplő számok összege, N a területek száma, μ pedig az x_i és x_j területi értékekhez tartozó átlag. Az I értéke -1 és 1 közötti lehet, negatív szám esetén negatív autokorreláció van jelen, pozitív szám esetén pedig pozitív (Varga, 2002).

A teszt nullhipotézise, hogy az adatok között nincsen területi autokorreláció. Az I teszt statisztikához tartozó értékek normális eloszlásúnak tekinthetők, így a z-statisztika és a hozzá tartozó p-érték alapján megállapítható, hogy szignifikánsan különbözik-e az I teszt statisztika attól az értéktől, ami az adatok véletlenszerű elhelyezkedésére utal. A z-statisztika kiszámításhoz szükséges első két momentum megállapításához megvizsgálható az $N!$ permutációja az adatoknak, azaz a teszt elvégzéséhez az adott mintából becslést átlagos és varianciát használjuk (Gittleman & Kot, 1990).

A területi autokorreláció globális szintű mérésére a Moran-féle I mutató mellett gyakran használják a Geary-féle C együtthatót is (Geary, 1954). A két mutató általában hasonló eredményeket mutat, de kimutatták, hogy a Moran-féle I teszt erősebb és jobb eredményeket ad (Cliff & Ord, 1981), ezért kutatásunk során a Moran (1950) által javasolt mutatóra koncentrálunk.

A béregyenlőtlenségek megállapítására a koncentráció mérőszámára szolgáló Gini-együtthatót is kiszámítjuk. A Gini-indexet az alábbi formában írhatjuk:

$$G = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n |x_i - x_j|}{2n^2 \bar{x}},$$

ahol n a megfigyelések száma, x_i az i -edik megfigyelés, \bar{x} pedig a megfigyelések számtani átlaga. Az együttható 0 és 1 között vehet fel értéket, minél közelebb van 1-hez, annál nagyobb a koncentráció, azaz annál nagyobb egyenlőtlenség jellemző (Creedy, 2015).

Az egyes megfigyelésekhez különböző nemnegatív súlyokat rendelve kiszámítható egy súlyozott Gini-index is, amely független a súlyok összegétől (Creedy, 2015):

$$G_W = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=i+1}^n w_i w_j |x_i - x_j|}{\sum_{i=1}^n w_i \sum_{i=1}^n w_i x_i}.$$

Ray és Smith (2013) kutatása alapján lehetőség van a Gini-index területi dekompozíciójára is. Egy W súlymátrix bevezetésével a Gini-együtthatót két részre bonthatjuk. Legyen $W_{i,j} = 1$ abban az esetben, ha az i -edik és a j -edik területi egység szomszédos egymással (vagy egy adott távolságon belül helyezkednek el), 0 különben.

$$G_s = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{i,j} * |x_i - x_j|}{2n^2 \bar{x}} + \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n (1 - W_{i,j}) * |x_i - x_j|}{2n^2 \bar{x}}$$

Ha a megfigyelésekre pozitív területi autokorreláció jellemző, akkor a felbontott Gini-együttható második tagja nagy lesz az első taghoz képest, hiszen ebben az esetben a szomszédos területek hasonlóak. Negatív területi autokorreláció, például sakktábla-szerű elrendezés esetén pedig fordított eredményt kapunk, mert a szomszédos tagok jobban különböznek egymástól. A dekompozíció során más súlymátrixok is használhatóak, például a fent bemutatott inverz távolságok mátrixa, vagy a bináris mátrix soronként standardizálva. Ha azonban soronként standardizáljuk a súlymátrixot, akkor a megfigyelések közti különbségek nagyobb súllyal kerülnek be a második komponensbe, ahol a nem szomszédos területekkel súlyozzuk a Gini-együtthatót (Rey & Smith, 2013).

III.2. Lineáris regresszió

A lineáris regresszió az egyik legalapvetőbb eszköz gazdasági és szociális jelenségek elemzésében, amely feltárja az összefüggéseket változók között. Ennek az alapja egy lineáris modell, amely azt feltételezi, hogy az eredményváltozó lineárisan függ a magyarázó változóktól, valamint egy hibától, ami a modell és a tényleges adatok közötti véletlenszerű eltéréseket jelképezi. A lineáris regresszió célja ennek a lineáris kapcsolat paramétereinek becslése és értékelése. A többváltozós lineáris regresszió képlete a következő:

$$Y = \beta_0 + \beta_1 * x_1 + \beta_2 * x_2 + \dots + \beta_k * x_k + u$$

ahol Y a magyarázandó változó vektora, x_1, x_2, \dots, x_k a magyarázó változók vektora, $\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_k$ a becslésre kerülő paraméterek, u pedig a hiba, ami a modell és tényleges megfigyelések közötti eltérést jelöli. A β_0 paraméter (konstans) a modell illeszkedését segíti, a $\beta_i, i = 1, 2, \dots, k$ paramétereket pedig úgy értelmezhetjük, hogy az $x_i, i = 1, 2, \dots, k$ változó egy

egységgel való változása, minden más változó változatlansága mellett, mennyivel változtatja meg a magyarázandó változó értékét.

A lineáris regresszió során leggyakrabban használt módszer a legkisebb négyzetek elvén történő becslés. A legkisebb négyzetek elve (röviden OLS) a paraméterek becslését a megfigyelt és becslt értékek közötti négyzetes eltérések minimalizálásával végzi. Vagyis a becslés paramétereit úgy választja meg, hogy az illeszkedési hibákat minimalizálja, így a modell legjobban illeszkedik a megfigyelésekre. Az OLS alapú paraméterek becslését az alábbi képlet írja le:

$$\hat{\beta} = (X'X)^{-1}X'Y,$$

ahol $\hat{\beta}$ a becslt paraméterek vektora, X a magyarázó változók mátrixa, Y a függő változó vektora. A becslt paraméterek szignifikanciájának tesztelése statisztikai tesztekkel történik, erre szolgálnak az úgynevezett t-próbák és F-próbák. A modell jószágának értékelésére szolgál például az R^2 statisztika, amely a magyarázott variancia arányát méri a teljes varianciához. A modell magyarázóváltozói között fellépő káros korreláció tesztelésére a variancia infláló faktor szolgál, a hibatagok szórásának egyenlőtlenségeit pedig a heteroszkedaszticitás-tesztek azonosíthatják (Wooldridge, 2012).

III.3. Blinder-Oaxaca dekompozíció

A férfiak és nők közti diszkrimináció mérése során Blinder (1973) és Oaxaca (1973) a férfiakra és nőkre jellemző átlagbérek különbségét bontották fel több tényezőre, hogy megállapítsák a kiválasztott magyarázóváltozók által meg nem magyarázott részét a bérek különbségeinek. Az általuk alkalmazott módszertan egy arányskálán mérhető eredményváltozó egy bináris változó szerinti diszkrimináció mérésében használható, feltéve, hogy mindkét csoportból elegendő számú megfigyelés áll rendelkezésre. Dolgozatunkban a külföldi és magyar többségi tulajdonú vállalatokból képzett bináris változó alapján vizsgáljuk meg Magyarországon a munkabérek alakulását.

Az átlagok közti különbséget R -rel jelöljük, azaz

$$R = E(Y_A) - E(Y_B).$$

Az egyenletben Y az eredményváltozó, ami kutatásunkban a keresetek logaritmus, az alsó A index a teljesen magyar, míg a B a részben vagy teljesen külföldi tulajdonú vállalatokat jelöli. Az átlagok közti különbséget a lineáris regresszió és hibatagjai tulajdonságainak alapján két-, illetve három részre lehet bontani. Dolgozatunkban az alábbi, három részre történő dekompozíciót alkalmazzuk:

$$R = \{E(X_A) - E(X_B)\}'\beta_B + E(X_B)'(\beta_A - \beta_B) + \{E(X_A) - E(X_B)\}'(\beta_A - \beta_B)$$

A képletben X a regresszorok mátrixát, β a becsülendő együtthatómátrixot jelöli az A és B indexű felbontás szerint. A három tényezőt rövidítve E , C és I betűvel jelöljük:

$$R = E + C + I.$$

Az első komponens (E) annak a hatását mutatja meg, hogy a két csoportban mennyire különböznek az egyes megfigyelések eloszlásai, ezt az adottságok („*endowment*”) hatásának vagy összetételhatásnak nevezzük. A második tényező (C) méri a becsült együtthatók közti különbséget a két csoportra futtatott regresszió során, azt mutatja meg, hogy mi történne, ha az egyik csoport átlagértékét a másik csoport együtthatóival számolnánk. Emiatt ezt együttható („*coefficient*”) hatásnak nevezzük. A harmadik komponensre (I) azért van szükség, hogy a másik két tényező egyidejű hatását könnyebben kifejezzük, ezt interakciós hatásnak hívhatjuk (Jann, 2008).

IV. Adatbázis bemutatása

Az alábbi szakaszban bemutatjuk a járásonkénti átlagbérek, a bérek logaritmusára futtatott lineáris regresszió, valamint a vállalatok tulajdonjog szerinti Blinder-Oaxaca dekompozíció kialakításához használt adatainkat. Először megindokoljuk a kiválasztott éveket, amelyekhez tartozó keresztmetszeti elemzéseket végzünk, majd a szakirodalom által javasolt bérekre ható változókra leíró statisztikát készítünk. Végül külön vizsgáljuk meg a hazai, illetve külföldi tulajdonú cégekhez tartozó keresetek eloszlását.

Kutatásunkhoz a Pénzügyminisztérium (Nemzetgazdasági Minisztérium) által készített bértarifa-felvételek egyéni adatbázisát használtuk fel, amely az MTA Közgazdasági Regionális Tudományi Kutatóközpont adatbankjában található. Az elemzéshez három év adatait vizsgáljuk: 2010, 2014 és 2018. A kutatás során szerettük volna a lehető legfrissebb adatokat használni, és jelen elemzés nem tárgyalja a 2008-as gazdasági világválság előtti állapotot, ezért döntöttünk ezen három év mellett. Az adatfelvétel ebben a három évben azonos módon történt, az 1 főnél nagyobb vállalatok dolgozóiból kerültek a mintába megfigyelések. Annak érdekében, hogy a minta alapján a teljes ország helyzetéről kapjunk képet, a KRTK adatbázisában egyéni és vállalati súlyokat becsültek. Az egyéni súlyok azt mutatják meg, hogy az adott egyén annál a vállalatnál körülbelül hány dolgozót képvisel, míg a vállalati súlyok ugyanabban az ágazatban és méretkategóriában lévő magyarországi vállalatok számának becslésére szolgálnak. A KRTK az egyéni és vállalati súlyok szorzatának használatát javasolja, melyeket a teljes mintára számított átlagok esetén mi is alkalmaztunk. Ezzel szemben mivel a vállalati súly nem veszi figyelembe, hogy a hasonló vállalatok milyen területi egységen helyezkednek el, ezért a járásonkénti átlagos keresetek kiszámításához csak az egyéni súlyokat vettük figyelembe.

Az elemzésünk során a vállalatok bérezését hasonlítjuk össze, ezért kiszűrtük a közfoglalkoztatottakat. A havi teljes bruttó keresetek összehasonlításához csak azokat a munkavállalókat vettük figyelembe, akik heti 40 órában dolgoztak. Az adatbázisból eltávolítottunk néhány olyan megfigyelést, amelyek hiányzó adatokat tartalmaztak a bérekre ható tényezők közül (Czaller és Nemes-Nagy (2023) szerint ezek főként a nonprofit szervezetekhez tartozó adatok). Így alakítottuk ki mindhárom év során a végső mintát, amelyek elemzését egymástól függetlenül végeztük el.

A keresetekre ható tényezők közül az iskolai végzettséget, a gyakorlati időt, a túlórák számát, a vállalat székhelyének településén az aktív korú népesség arányát, az éves szabadságot, a teljes munkaidős szellemi foglalkoztatásuk arányát az összes foglalkoztatotthoz képest, a település és munkaszerződés típusát, a munkavállaló nemét, a vállalat méretét, foglalkozási kategóriáját

(FEOR 1 jegy alapján) és külföldi tulajdonrészének arányát választottuk. Az egyjegyű FEOR kód részben lefedi a munkakör vállalati hierarchiában elfoglalt helyét, ugyanis megkülönböztetésre kerülnek a gazdasági vezetők, felsőfokú és középfokú képzettséget igénylő foglalkozások, valamint a szakképzettséget nem igénylő munkakörök. A regressziók során a nem lineáris függvényforma miatt Czaller és Nemes-Nagy (2023) tanulmányához hasonlóan a gyakorlati idő négyzetét is bevontuk a magyarázó változók közé. A kiválasztott tényezők közé került még egy bináris változó, amely azt mutatja be, hogy az adott munkavállaló egy évnél régebb óta dolgozik-e az adott vállalatnál, a területekre vonatkozó kategóriák pedig a vállalat székhelyének járási és vármegyei szintjei szerint kerültek megállapításra. A járásoknál a jelenlegi 174 járást és Budapestet külön területi egységként kezeltük, a 2014-es év adatait is a jelenlegi járási felosztásban vizsgáltuk, azaz a 2013 és 2014 között létező Polgárdi járás nem került bele a 2014-es adatbázisba.

2. táblázat: Az arányskálán mért változók leíró statisztikája

Változó	Leírás		2010	2014	2018
n	Megfigyelések száma	Darab	118 373	131 624	135 025
Kereset	Bruttó havi kereset	Átlag	205 733	242 660	330 492
		1. decilis	89 500	114 000	161 000
		Medián	149 816	174 970	253 282
		9. decilis	417 544	493 769	619 342
Tapasztalat	Becsült gyakorlati idő években	Átlag	22,5	23,0	24,0
		1. decilis	8	8	8
		Medián	22	22	24
		9. decilis	38	39	40
Túlóra	A végzett túlórák száma órákban	Átlag	2,0	2,6	3,1
		1. decilis	0	0	0
		Medián	0	0	0
		9. decilis	7	8	10
Aktívak	A vállalat településén az aktív (18-59 évesek) aránya	Átlag	60,0	58,2	56,6
		1. decilis	58,7	57,1	55,1
		Medián	59,5	57,8	56,5
		9. decilis	61,8	60,3	57,9
Szabadság	Éves szabadnapok száma	Átlag	25,9	25,8	26,9
		1. decilis	20	20	20
		Medián	27	28	29
		9. decilis	30	31	32
Szellemi	A teljes munkaidős szellemi dolgozók aránya az összes munkavállalóhoz	Átlag	38,4%	39,1%	37,9%
		1. decilis	8,9%	8,1%	7,7%
		Medián	28,8%	28,1%	30,1%
		9. decilis	91,9%	92,3%	94,4%

Forrás: KRTK, saját számítás

Az arányskálán mért változók leírását, súlyozott átlagát, mediánját, első és kilencedik decilist a 2. számú táblázat tartalmazza. A táblázat alapján a túlórák számát, az aktívak arányát és az

éves szabadságot szűk interdecilis terjedelem jellemzi, nem térnek el lényegesen a megfigyelések ezen tényezők alapján. Ezzel szemben a bérek, a tapasztalat és a szellemi munkát végző dolgozók aránya szélesebb skálán mozog. Fontos megjegyezni, hogy az aktív népesség aránya egyes településekre, míg a szellemi dolgozók aránya az egyes vállalatokra, és nem az adatbázisban szereplő megfigyelésekre vonatkozó adat, de a táblázat a mintában szereplő munkavállalókhoz tartozó leíró statisztikákat veszi figyelembe. Az adatok alapján megállapítható, hogy a változók többségének értékei nem térnek el jelentősen a vizsgált három év során, a keresetek azonban a pénz időértéke miatt növekedtek.

3. táblázat: Arányskálán mért változók korrelációs mátrixa 2010-ben

2010	Kereset	Tapasz- talat	Tap. négyzete	Túlóra	Aktívák aránya	Szabad- ság	Szellemi arány
Kereset	1,00	-0,05	-0,06	0,01	-0,05	0,09	0,34
Tapasztalat	-0,05	1,00	0,97	0,02	0,02	0,61	-0,19
Tapasztalat négyzete	-0,06	0,97	1,00	0,02	0,01	0,54	-0,17
Túlóra	0,01	0,02	0,02	1,00	0,03	0,01	-0,09
Aktívák aránya	-0,05	0,02	0,01	0,03	1,00	0,00	-0,11
Szabadság	0,09	0,61	0,54	0,01	0,00	1,00	-0,03
Szellemi arány	0,34	-0,19	0,17	-0,09	0,11	-0,03	1,00

Forrás: KRTK, saját számítás

A 3. táblázat a 2010-es adatokra mutatja be az arányskálán mért változók közti korrelációs együttthatókat. A keresetek magyarázatához készített lineáris regressziós modell magyarázó változói között alacsony abszolútértékű korrelációs együttthatók jellemzőek, a modellben erős multikollinearitást csak a tapasztalat négyzetének bevonása okozhat. Az egyetlen közepesnél erősebb kapcsolat a tapasztalat és az éves szabadság között van: nagyobb gyakorlati idővel több nap szabadság jár. A korrelációs mátrix 2014 és 2018 esetében is hasonló értékeket tartalmaz (1-2. melléklet).

Adatbázisunkban szereplő további tényezők kategóriaváltozóként szerepelnek. Az egyes kategóriák tartalmát, valamint a mintában szereplő megfigyelések egyes kategóriák szerinti megoszlását a 4. táblázat mutatja be.

4. táblázat: Kategóriaváltozók eloszlása az egyes években

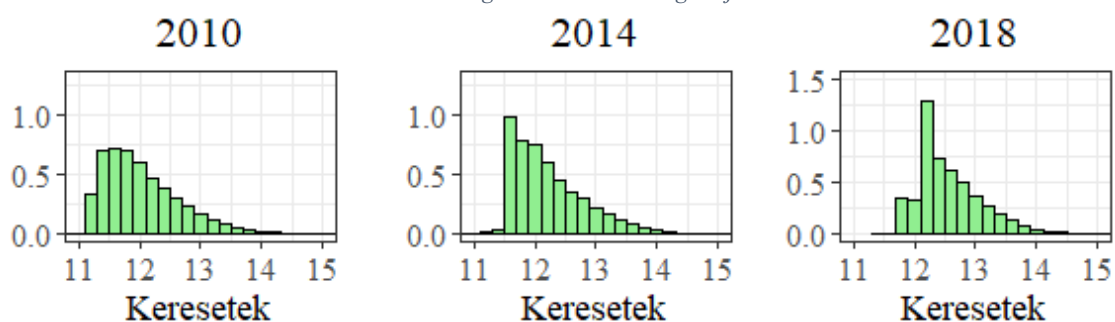
Kategória	2010	2014	2018
Legmagasabb iskolai végzettség			
0-7 osztály	0,3%	0,1%	0,8%
Általános iskola	11,9%	10,5%	11,7%
Szakiskola, szakmunkás	31,2%	31,6%	27,7%
Érettségi	36,0%	34,5%	36,9%
Diploma	20,5%	23,3%	23,0%
Vállalat dolgozóinak létszáma			
2-4 fő	1,4%	1,7%	5,3%
5-10 fő	7,3%	7,1%	7,1%
11-20 fő	12,7%	11,7%	9,0%

21-50 fő	27,0%	24,4%	21,2%
51-300 fő	20,6%	21,7%	21,3%
301-1000 fő	13,1%	15,8%	13,0%
1001-3000 fő	9,6%	8,8%	15,5%
3000 főnél több	8,3%	8,9%	7,8%
Település típusa			
Főváros	20,6%	14,0%	7,8%
Város	55,4%	56,6%	53,3%
Egyéb település	24,0%	29,4%	38,9%
Hazai-külföldi többségi tulajdon			
100% külföldi	19,0%	21,9%	18,1%
Többségi külföldi	5,2%	4,5%	2,7%
Többségi hazai	1,9%	2,0%	1,7%
100% hazai	73,9%	71,6%	77,5%
Munkavállaló neme			
Férfi	60,4%	63,0%	61,3%
Nő	39,6%	37,0%	38,7%
Új belépő-e a vállalathoz?			
Nem	87,7%	85,5%	81,9%
Igen	12,3%	14,5%	18,1%
Munkaszerződés típusa			
Határozatlan idejű	94,9%	95,0%	96,5%
Határozott idejű	4,9%	4,6%	3,1%
Egyéb	0,2%	0,3%	0,4%
Egyjegyű FEOR kód			
1. Gazdasági, igazgatási, érdekeképviselési vezetők, törvényhozók	9,5%	8,6%	8,4%
2. Felsőfokú képzettség önálló alkalmazását igénylő foglalkozások	8,2%	10,3%	12,8%
3. Egyéb felsőfokú vagy középfokú képzettséget igénylő foglalkozások	21,2%	18,3%	18,1%
4. Irodai és ügyviteli foglalkozások	7,6%	8,8%	9,3%
5. Kereskedelmi és szolgáltatási foglalkozások	9,9%	9,0%	9,5%
6. Mezőgazdasági és erdőgazdálkodási foglalkozások	1,5%	1,0%	0,9%
7. Ipari és építőipari foglalkozások	19,0%	14,3%	11,9%
8. Gépkészítők, összeszerelők, járművezetők	15,4%	17,5%	16,4%
9. Szakképzettséget nem igénylő foglalkozások	7,5%	12,3%	12,6%

Forrás: KRTK, saját számítás

A mintában alacsony a 0-7 osztály legmagasabb végzettséggel rendelkező, valamint az 5 fő alatti vállalatban dolgozó munkavállalók száma, ezért ezt a két kategóriát összevontuk a felette elhelyezkedővel. Szintén kevés megfigyelés szerepel ott, ahol a munkaszerződés típusa „Egyéb”, így ezt a határozott idejű szerződésekkel egy kategóriában kezeltük. A vállalat tulajdonosi szerkezeténél a Blinder-Oaxaca felbontáshoz egy bináris változóra van szükségünk. Mivel a 100%-ban magyar vállalatok száma a mintában mindhárom év esetében meghaladja a 70%-ot, ezért a két kategória, amit kialakítottunk, az a teljesen magyar – részben vagy teljesen külföldi tulajdonú vállalat kategóriák lettek.

1. ábra: Bérek logaritmusának hisztogramja

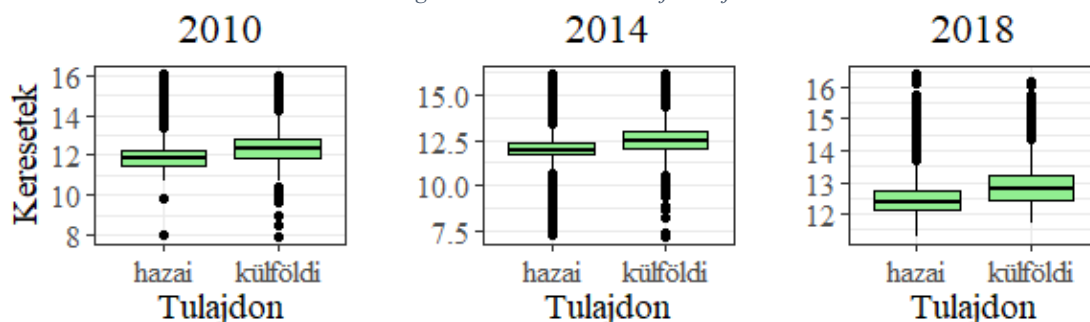


Forrás: KRTK, saját szerkesztés

A bérek logaritmusa mindhárom vizsgált évre balra ferde, jobbra elnyúló eloszlást mutat. A ferdeség az évek előrehaladtával egyre jobban csúcsosodott, ami azt jelenti, hogy a népesség arányában egyre jobban felülreprezentáltak lettek az egy adott bérsávhoz tartozó dolgozók. Amint látható, a bérsávok egyre jobban jobbra csúsztak, vagyis elmondható, hogy a bérek az évek során emelkedtek. 2018-ban a leggyakoribb bérsáv szignifikánsan kiemelkedik, majd attól balra előteljesen letörik, aminek az oka, hogy az a bérsáv tartalmazza a 2018-ban hatályos garantált bérminimumot, ami 180 500 Ft volt (Központi Statisztikai Hivatal, 2024). Így a mintában a legtöbb munkavállaló garantált bérminimumom volt bejelentve, szintén ugyanez megfigyelhető a 2014-es évre.

Az adataink tulajdon szerinti szétbontását a 2. számú ábra mutatja. A dobozok az első és harmadik kvartilis közötti adatokat tartalmazzák, amelyek a teljes bérskálához képest nagyon szűk tartományt foglalnak el. Mindhárom vizsgált évben a medián bér magasabb a külföldi

2. ábra: Bérek logaritmusának doboz ábrája tulajdonos szerint



Forrás: KRTK, saját szerkesztés

tulajdonnal rendelkező vállalatok esetén, mint a kizárólag magyar tulajdonnal rendelkező vállalatoknál, valamint az alsó és felső kvartilis közötti teljedelem is nagyobb a külföldi tulajdon esetén. Ez azt jelzi, hogy a munkavállalók fele szélesebb bérspektrumon kap bérezést. A kilógó értékek, vagyis az interkvartilis teljedelem másfélszeresén túllépő értékek mind felső, mind alsó irányban jelen vannak. Ez alól kivétel a 2018-as év, ahol nincsenek alul kilógó értékek. Ez a fentiek alapján annak köszönhető, hogy a legtöbben garantált bérminimumot keresnek, és kevés az ez alatt keresők száma. Mivel jogszabály alapján a minimálbér minden teljes munkaidőben foglalkoztatottra kötelező érvényű, ezért az adott évben hatályos minimálbér alatt kereső munkavállalókat kiszűrtük az adatokból.

5. táblázat: Külföldi érdekeltséggel rendelkező vállalatok száma és aránya vármegyénként

Vármegye	Külföldi érdekeltséggel rendelkező vállalatok száma	Külföldi érdekeltséggel rendelkező vállalatok aránya (vállalati súlyozással)
Budapest	451	12,88%
Baranya	20	5,85%
Bács-Kiskun	31	4,78%
Békés	11	3,64%
Borsod-Abaúj-Zemplén	26	4,91%
Csongrád	24	4,88%
Fejér	40	9,83%
Győr-Moson-Sopron	73	11,99%
Hajdú-Bihar	18	3,72%
Heves	15	6,35%
Komárom-Esztergom	47	12,92%
Nógrád	16	13,67%
Pest	128	8,95%
Somogy	14	4,95%
Szabolcs-Szatmár-Bereg	23	5,67%
Jász-Nagykun-Szolnok	24	7,03%
Tolna	15	7,20%
Vas	36	11,82%
Veszprém	29	8,47%
Zala	18	5,10%

Forrás: KRTK, saját számítás

A külföldi tőkével rendelkező vállalatok területi eloszlása jelentősen koncentrált. Ezen vállalatok vármegyék szerinti számát, valamint arányát a 5. számú táblázat mutatja meg. Fontos kiemelni, hogy ameddig a táblázat második oszlopa az adatbázisban szereplő vállalatok számát mutatja, addig az arányszám kiszámolásához a vállalati súlyváltozót használtuk. Ez azt jelenti, hogy az arányszám egy becsült értéke a külföldi érdekeltséggel rendelkező vállalatok számának és az összes vállalat számának valós hányadosának. A külföldi érdekeltséggel rendelkező vállalatok főként Budapesten, illetve az agglomerációs területen, Pest vármegyében helyezkednek el. Emellett kiemelkedik Győr-Moson-Sopron, ami nyugati elhelyezkedésével és fejlett iparterületeivel vonzó célpontja lehet külföldi tőkének. A többi vármegyében közel

azonos nagyságrendben vannak ilyen vállalatok. Az arányokat tekintve, általában kevés vállalatban van külföldi érdekeltség. Az összes vállalat számához képest kiemelkedő arányban vannak Budapesten, Győr-Moson-Sopron, Komárom-Esztergom, Nógrád, valamint Vas vármegyékben külföldi érdekeltségű vállalatok. Ez a fővárost és határmenti vármegyéket tartalmaz, így ez a fizikai közelség okozhatja a külföldi tőke beáramlását. Mivel mindegyik vármegyében legalább 11 külföldi tőkével rendelkező vállalat van, ezért számuk elegendő ahhoz, hogy vármegyék szerint lehessen Blinder-Oaxaca dekompozíciót végezni.

V. Eredmények

Az alábbi fejezetben mutatjuk be elemzésünk eredményeit. Először járasonként aggregáltuk a béréket a KRTK egyéni súlyait felhasználva. Az V.1. bekezdésben az átlagbérekre jellemző térbeli mintázatok és azok időbeli változását mutatjuk be a 2010-es, 2014-es és 2018-as évek adatai alapján járási szinten. Ezután az V.2. bekezdésben a Blinder-Oaxaca dekompozícióhoz szükséges lineáris regressziós modell jellemzőit írjuk le, majd az V.3. bekezdés során a magyar és külföldi tulajdonú vállalatok közötti bérdiszkriminációt elemezzük országos és vármegyei szinten a kiválasztott 3 évben. Végül az V.4. bekezdésben bemutatjuk kutatásunk korlátait.

V.1. Az átlagbérek koncentrációja és területi autokorrelációja

A 2010-es, 2014-es és 2018-as év béradatait járasonként az egyéni súlyokat felhasználva aggregáltuk, és az így kapott átlagbérekre számoltuk ki a Moran-féle I mutatót, valamint a Gini-együtthatókat. Ezen indikátorok kiszámításához szükséges egy súlymátrix definiálása. Mivel a regressziós modellekben soronként sztenderdizált súlymátrixokat szokás alkalmazni (Varga, 2002), ezért mi is olyan súlyokat választottunk, hogy a mátrixban a soronkénti összeg 1 legyen. Ennek érdekében kétfajta súlymátrixot alakítottunk ki.

Az egyik súlymátrix, amit használtunk, a III.1. bekezdésben bemutatott távolságalapú súlyok közül került kiválasztásra: ennek egy egyszerű fajtája, amely a magyarországi járások földrajzi középpontjai távolságainak inverzét méri, a diagonális elemekbe pedig nulla kerül. A Moran-féle I-statisztika értéke mindhárom vizsgált év során pozitív volt (6. táblázat), a z-statisztikát használó teszthez tartozó p-érték nullához közelített. A teszt nullhipotézisét elutasítottuk, ez alapján a járások átlagbérei között pozitív területi autokorreláció figyelhető meg, az egymáshoz közeli területek átlagos értékei hasonlítanak egymáshoz.

6. táblázat: Területi autokorreláció vizsgálata Moran-I statisztikával

Év	Távolság alapú súlymátrix		Szomszédság alapú súlymátrix	
	Moran-I	p-érték	Moran-I	p-érték
2010	0,118	0	0,318	0
2014	0,104	0	0,277	0
2018	0,099	0	0,247	0

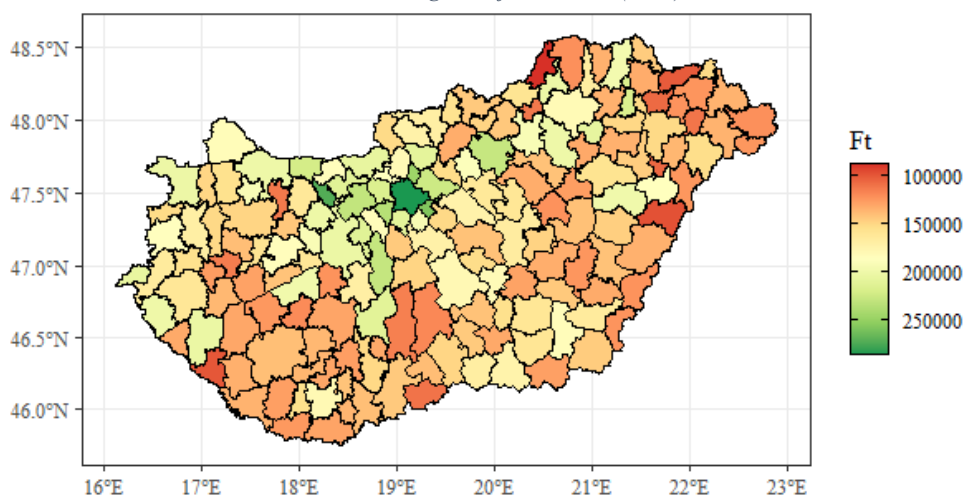
Forrás: KRTK, saját számítás

A másik súlymátrix, amely alapján megvizsgáltuk a területi eloszlást a III.1. bekezdésben bemutatott szomszédságon alapul. Ebben a súlymátrixban minden járás esetében csak a hozzá legközelebbi területek kaptak pozitív súlyt, minden sorban csupa egyforma elemek szerepelnek, úgy, hogy összegük soronként egy legyen. A határértéket, amin belül közelinek definiálunk két járást, 60 km-nek választottuk, így összesen 3010 pozitív eleme lett a súlymátrixnak, ez az

összes lehetséges kapcsolat 9,9%-a. Ezáltal csak azokat a területi hatásokat figyeljük, ahol a két járás középpontja 60 km-nél közelebb van egymáshoz. A Moran-féle I-teszthez tartozó p-érték itt is szinte 0 értéket vett fel mindhárom évben, a statisztika értékei pozitívak lettek (6. táblázat), azaz ezen súlymátrix alapján is pozitív területi autokorreláció van a járások átlagbérei között.

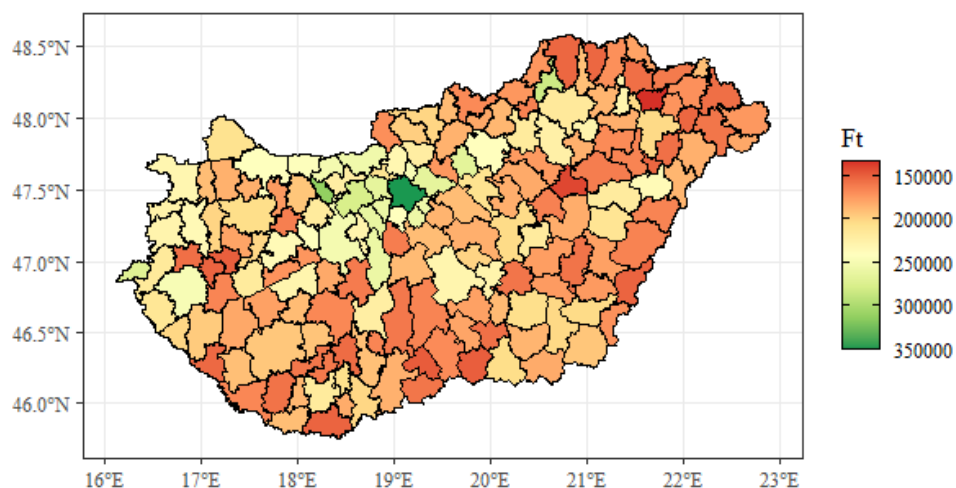
Mindkét súlymátrix alkalmazása esetén csökkent az idő múlásával a Moran-féle I-statisztika értéke, ami arra utalhat, hogy az egymáshoz közeli területek hasonló átlagkeresetei 2010-től 2018-ig csökkentek. Az átlagbéreket térképeken ábrázoltuk (3-5. ábra), hogy alátámasszuk a Moran-féle teszt által kapott eredményeket. Megfigyelhető, hogy Budapest végig kiemelkedik az átlagbér tekintetében, és a Pest vármegyei és környéki járások esetén is magasak az értékek. Ezzel szemben az ország keleti és délnyugati részén jellemzően kisebbek az átlagbérek. A térképek tehát alátámasztják a pozitív területi autokorrelációt az átlagbérek esetében. Az is látható azonban, hogy egy-egy járás kiemelkedik a szomszédjai közül. Ennek oka az lehet, hogy a vármegyeszékhelyet tartalmazó járásoknak vonzó hatása van a közeli területek képzett munkavállalói és munkáltatói számára is. Ez a hatás gyengítheti a pozitív területi autokorrelációt. A három térkép hasonló mintázatot mutat be az átlagbérek eloszlásával kapcsolatban, azonban megfigyelhető, hogy a 2014-es adatok esetén Budapest és környéke még jobban kiemelkedik az átlagos bérszintből, mint a 2010-es és a 2018-as esetben.

3. ábra: Átlagbérek járásonként (2010)



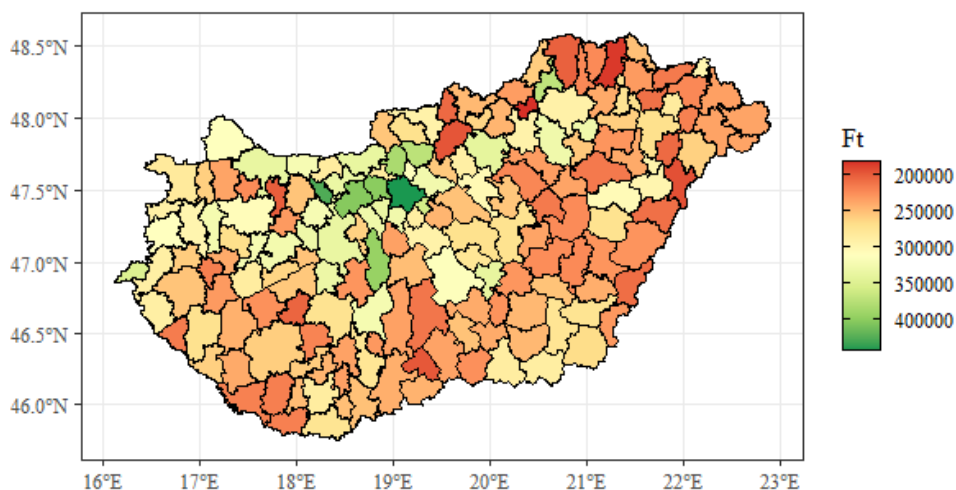
Forrás: KRTK, saját szerkesztés

4. ábra: Átlagbérek járásonként (2014)



Forrás: KRTK, saját szerkesztés

5. ábra: Átlagbérek járásonként (2018)



Forrás: KRTK, saját szerkesztés

A Moran-féle I-teszt mellett az átlagbérekre jellemző Gini-együtthatót is felbontottuk két részre. A dekompozíció során, ha 1 és 0 elemei vannak a súlymátrixnak, akkor egyértelműen szétbontja két részre a földrajzilag közelebbi és távolabbi megfigyeléseket, míg a sorsztenderdizált mátrix esetén a második tagba is belekerül a közelebbi területek hatása (Rey & Smith, 2013), ezért itt bináris súlymátrixokat használtunk. A teljes Gini-index az átlagbérekre 0,10 és 0,13 között mozog, azaz az átlagbérek között nem figyelhető meg nagy egyenlőtlenség. A legnagyobb index a 2010-es évhez tartozott, itt koncentráltak nagyobb mértékben az átlagbérek. Ha minden járás esetén a legközelebbi 10 másik járás kerül a közeli csoportba, akkor 2018-ban a Gini-együtthatónak mindössze 4,49%-át magyarázzák a közeli megfigyelések eltérései. Ha 10 helyett a legközelebbi 30 járást csoportosítjuk a közeli taghoz, akkor is csak 14,82%-a tartozik a közeli megfigyelésekhez. Ez az érték a másik két év esetében is hasonló

(7. táblázat). Ez is alátámasztja azt, hogy a földrajzilag közel elhelyezkedő járásoknál kisebbek a különbségek, mint a távoliak esetében.

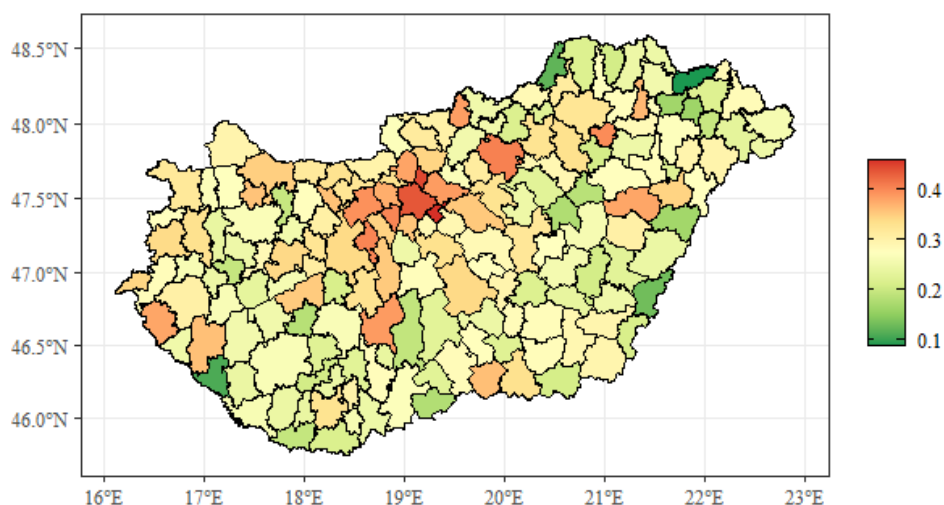
7. táblázat: Átlagbérek Gini-indexe és annak dekompozíciója

Év	Gini-index	Szomszédos 10 tag aránya	Szomszédos 30 tag aránya
2010	0,125	4,17%	14,26%
2014	0,103	4,35%	14,64%
2018	0,105	4,49%	14,82%

Forrás: KRTK, saját számítás

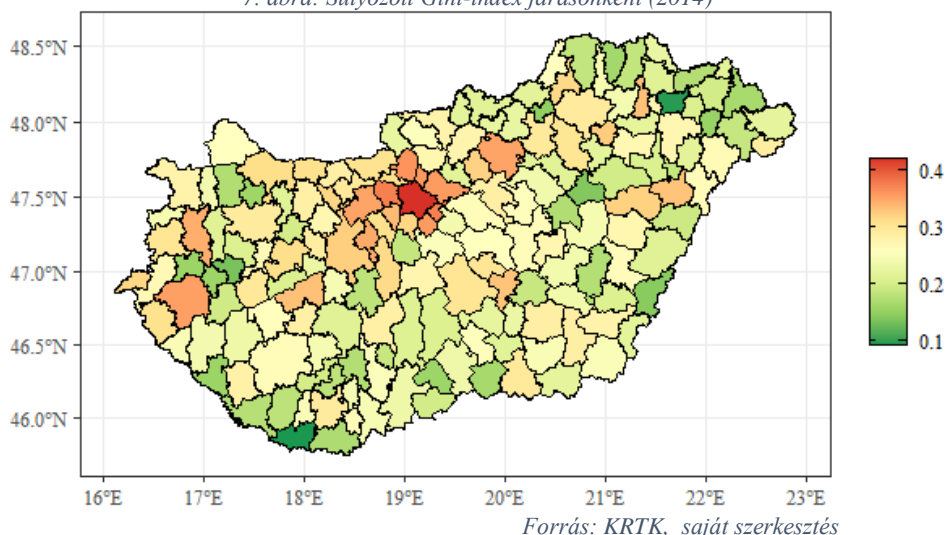
A járásonkénti aggregált adatok használata nem veszi figyelembe az egyes járásokra jellemző szórását a béreknek. Mivel az átlag érzékeny a kiugró értékekre (Wooldridge, 2012), ezért érdemes megvizsgálni járásonként is, hogy mekkora a munkabérek koncentrációja. Ehhez is a Gini-indexet számoltuk ki a KRTK adatbázisában javasolt egyéni súlyok figyelembevételével, amelyek azt mutatják meg, hogy az adott vállalatnál körülbelül hány egyént képvisel a mintába bekerült munkavállaló a tulajdonságai alapján. A súlyozott Gini-index kiszámításánál nem kapunk különböző eredményt, ha a súlyokat normalizáljuk (Creedy, 2015), ezért az eredeti egyéni súlyokat alkalmaztuk.

4. ábra: Súlyozott Gini-index járásonként (2010)

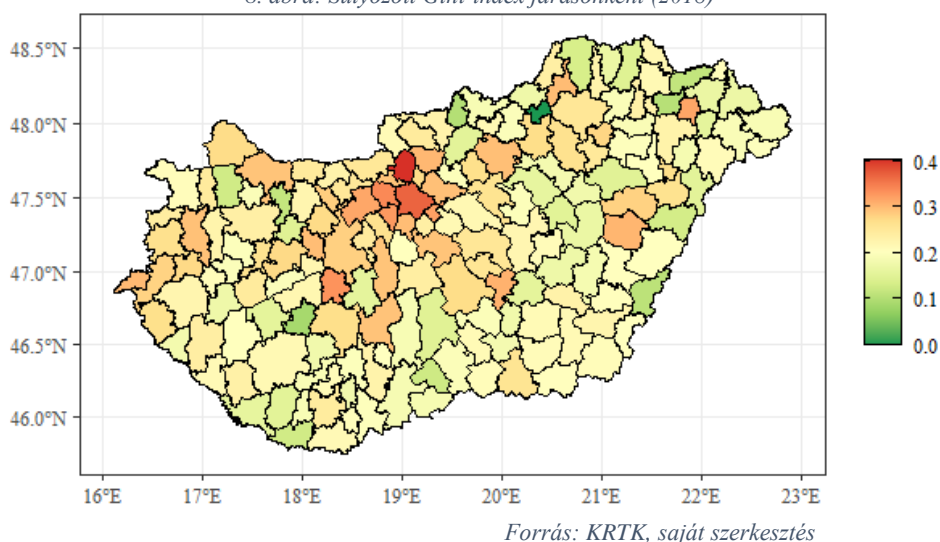


Forrás: KRTK, saját szerkesztés

7. ábra: Súlyozott Gini-index járásonként (2014)

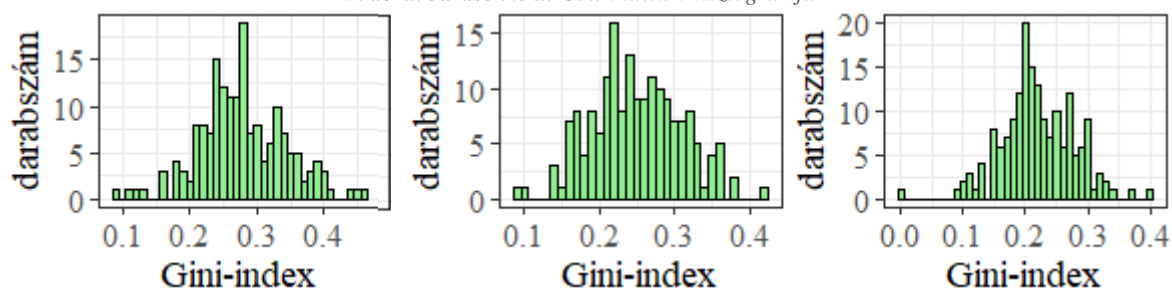


8. ábra: Súlyozott Gini-index járásonként (2018)



Az egyes járásokra jellemző súlyozott Gini-együtthatókat a 6-8. ábra térképen mutatja, míg a 9. ábra hisztogramokon ábrázolja az indexek eloszlását, a hisztogramok alapján az eloszlás normálishoz hasonlít. A normalitás ellenőrzésére gyakran használt tesztek közül a Shapiro-Wilk teszt a legerősebb (Razali & Wah, 2011), a tesztekhez tartozó p-értékek időrendben 0,37, 0,79 és 0,42, azaz a nullhipotézis alapján normálisnak tekinthető mindhárom eloszlás. Az átlagos Gini-index csökkenő tendenciát mutat: 2010-ben 0,27, 2014-ben 0,25, míg 2018-ban csak 0,22-es értéket vesz fel. A magasabb Gini-index magasabb béregyenlőtlenséget jelent. Budapest mindhárom évben a legnagyobb 3 Gini-indexű terület közé tartozik, 2014-ben itt volt a legerősebb koncentráció. A legnagyobb egyenlőtlenség 2010-ben Budapest mellett a Vecsési és Dunakeszi, 2014-ben a Budakeszi és Vecsési, míg 2018-ban a Szentendrei és Budakeszi járásokban volt megfigyelhető. A legalacsonyabb értékek jellemzően azokba a járásokba esnek, amelyek kevés megfigyeléssel rendelkeznek: ilyen 2010-ben a Cigándi, 2018-ban pedig a Béalápátfalvai és a Tabi járás. Ezen területeknél rendre mindössze 2, 4, illetve 37 megfigyelés

5. ábra: Járásonkénti Gini-indexek histogramja



Forrás: KRTK, saját szerkesztés

szerepel, a kis elemszám miatt ezek az értékek torzítottak lehetnek. A vizsgált időszak alatt a Gini-együtthatók első és kilencedik decilise, mediánja és átlaga is csökkenő trendet mutat (8. táblázat), 2018-ban a járások 90%-ának Gini-indexe 0,16 és 0,30 közé esett. A teljes országra jellemző Gini-index pedig a súlyozott minta alapján 2010-ről 2018-ra 0,306-ról 0,332-re nőtt, az országos együttható kiszámításához a KRTK által ajánlott súlyozást, azaz az egyéni és a vállalati súlyok szorzatát használtuk. Az országos szintű bérkonzentráció tehát egyre erősebb lett a vizsgált időszakban, ezzel szemben a járásonkénti átlagos bérkonzentráció csökkent.

8. táblázat: Járásonkénti Gini-index leíró statisztikája

Év	1. declise	Mediánja	Átlaga	9. decilise
2010	0,201	0,275	0,279	0,360
2014	0,182	0,255	0,257	0,332
2018	0,160	0,222	0,230	0,304

Forrás: KRTK, saját számítás

A térképeken (6-8. ábra) megfigyelhető, hogy azokon a területeken, ahol magasabbak az átlagbérek, magasabb a bérek közötti egyenlőtlenség is, míg az alacsonyabb átlagbérű járásoknál a Gini-index is kisebb. Az egyéni súlyokkal kialakított átlagbérek és Gini-együtthatók közötti korrelációs együtthatók értékeit a 9. táblázat tartalmazza. Az együttható értéke mindhárom esetben pozitív, 0,8 és 0,9 közötti, azaz a két változó között szoros és pozitív irányú a kapcsolat: a magasabb átlagbérhez valóban magasabb egyenlőtlenség is társul. Az átlagbérek vizsgálata során tehát érdemes a bérek adott területi egységre jellemző szórását is figyelembe venni.

9. táblázat: Átlagbér és Gini-index korrelációja az egyes években

	Átlagbér és Gini-indexek korrelációja		
	2010	2014	2018
Korrelációs együttható	0,876	0,857	0,829

Forrás: KRTK, saját számítás

A Magyarországra jellemző bérkonzentrációt megvizsgáltuk a kutatásunk fő témája szerinti két csoportra 2018-ban. Csak a külföldi tulajdonrészrel rendelkező vállalatok dolgozóinak egyéni

súlyokkal vett Gini-együtthatója magasabb (0,341) értéket vett fel, mint a tisztán hazai tulajdonban lévő vállalatok munkavállalóira számított érték (0,310). Mind az átlagbér, mind az egyenlőtlenség tehát nagyobb lett a külföldi érdekeltségű cégek esetén.

10. táblázat: Átlagbér és Gini-index a külföldi érdekeltség szerint

	Átlagbér (Ft)	Súlyozott Gini-mutató
Külföldi érdekeltséggel nem rendelkező vállalatok	275 351	0,310
Külföldi érdekeltséggel rendelkező vállalatok	392 334	0,341

Forrás: KRTK, saját számítás

V.2. A lineáris regresszió eredményei

Annak érdekében, hogy a külföldi tulajdon jelenléte alapján kettéoszuk a megfigyeléseket, lineáris regressziós modellt futtattunk külön-külön a három év adataira. A kategóriaváltozóknál kiválasztottuk a referenciakategóriákat: a nők, a legkisebb (2-10 fős) vállalatok, a nem új belépők a vállalathoz, a határozatlan típusú munkaszerződéssel rendelkezők, a főváros (településtípus), az általános iskolai legmagasabb végzettség, valamint az 1-es FEOR-kóddal jelölt ágazat, ami a gazdasági-igazgatási vezetőket jelenti. A regresszióba a külföldi tőkét is dummy változóként vontuk be, ahol a referenciakategória a teljesen hazai tulajdonú vállalat lett.

A Breusch-Pagan teszt nullhipotézisét mindhárom esetben elutasítottuk (4. melléklet), ezért a standard hibák megállapításánál figyelembe vettük a heteroszkedaszticitást. A modellek során szinte minden változó szignifikáns lett 5%-os szignifikanciaszinten, egyedül a 2010-es év településtípusánál jelent meg egy 6% körüli p-érték, de ez a szignifikanciaszint függ a referenciakategóriától is. A becsült együtthatókat a 11. számú táblázat tartalmazza. Pozitív előjelű becsült együtthatók esetén az adott változó növekedése növeli a béreket. Az előjelek általában nem változtak a vizsgált három év során: a férfiak, a nagyobb, illetve a külföldi részesedéssel rendelkező vállalatoknál dolgozók, a határozatlan munkaszerződéssel rendelkezők és a magasabb iskolai végzettségűek keresnek többet. A településtípusok közül Budapesten referenciakategóriaként magasabbak a keresetek, míg az új belépő munkavállalók általában kevesebbet keresnek. Minden más FEOR-kóddal megjelölt típus átlagosan alacsonyabb fizetéssel rendelkezik, mint a gazdasági-irányítási vezetők, a túlóra és a szellemi dolgozók aránya szintén növelik a kereseteket. A gyakorlati idő négyzete is szignifikáns lett, ez a nemlineáris hatását mutatja a változónak. A modellek korrigált R^2 mutatói 0,56 körüli értékeket vesznek fel, azaz a modellbe bevont regresszorok közepesen erősen magyarázzák a munkabérek alakulását.

11. táblázat: Lineáris regresszió eredményei az egyes évekre

	2010	2014	2018
Tengelymetszet	11,1593*	12,1550*	11,8820*
Tapasztalat	0,0156*	0,0149*	0,0117*
Tapasztalat négyzete	-0,0003*	-0,0003*	-0,0002*
Túlóra	0,0096*	0,0083*	0,0084*
Aktívak aránya	0,0035*	-0,0078*	0,0020*
Szabadság	0,0071*	0,0037*	0,0087*
Szellemi arány	0,4698*	0,3426*	0,3051*
Nem (nő=0, férfi =1)	0,1708*	0,1593*	0,1532*
Vállalati méret: 11-20 fő	0,0890*	0,1021*	0,1477*
Vállalati méret: 21-50 fő	0,1768*	0,1739*	0,2289*
Vállalati méret: 51-300 fő	0,3024*	0,2840*	0,3085*
Vállalati méret: 301-1000 fő	0,4308*	0,3880*	0,3990*
Vállalati méret: 1001-3000 fő	0,4441*	0,3852*	0,4083*
Vállalati méret: 3000 fő felett	0,4234*	0,3361*	0,3824*
Új belépő (0: nem, 1: igen)	-0,0936*	-0,0552*	-0,0535*
Külföldi résztulajdon (0: nem, 1: igen)	0,1794*	0,1929*	0,1793*
Munkaszerződés (0: határozatlan, 1: más)	-0,1231*	-0,0743*	-0,0811*
Település: város	-0,0949*	-0,0734*	-0,1125*
Település: egyéb	-0,0079	-0,0136*	-0,0566*
Szakiskolai, szakmunkás végzettség	0,0599*	0,0677*	0,0281*
Érettségi	0,1684*	0,1490*	0,0967*
Diploma	0,5539*	0,5247*	0,3846*
FEOR: 2	-0,2063*	-0,1945*	-0,1140*
FEOR: 3	-0,3685*	-0,3417*	-0,3159*
FEOR: 4	-0,4826*	-0,4645*	-0,4068*
FEOR: 5	-0,5593*	-0,5335*	-0,4344*
FEOR: 6	-0,5750*	-0,4930*	-0,4709*
FEOR: 7	-0,4794*	-0,4811*	-0,3906*
FEOR: 8	-0,4887*	-0,5104*	-0,4802*
FEOR: 9	-0,6651*	-0,5949*	-0,5642*
Korrigált R ²	0,5716	0,5613	0,5528

Megjegyzés: * p<0,05

Forrás: KRTK, saját számítás

A modell magyarázóváltozói (a tapasztalat négyzetén kívül) közel függetlennek tekinthetők egymástól, a VIF-teszt értékei alacsonyak (3. melléklet). A hibatagok eloszlása hasonlít a normális eloszláshoz, azonban pozitív irányban jellemzőbbek a kiugró értékek. A magas keresetű megfigyelések esetén a lineáris függvényforma alábecsülte az értékeket.

Annak érdekében, hogy megkülönböztessük a külföldi résztulajdon hatásának nagyságát az időben, futtattunk egy regressziót egy összevont adatbázisra, amely mind a három vizsgált év adatait tartalmazza. Mivel a 11. táblázat alapján az egyes regresszorok hatásai nem változtak jelentősen a három vizsgált év során, így ugyanazokkal a változókkal kontrolláltunk, mint az előző modellben. Kivételt képez a településen az aktív népesség arányát bemutató tényező,

amelynek hatása szignifikáns, de előjele eltér az egyes években, ezért ezentúl ezen változó kivételével dolgoztunk tovább. Az összevont mintában az évet kategóriaváltozóként szerepeltettük a regresszorok között, valamint bevontuk a külföldi tőke és az év interakcióját. Referenciaként a legkorábbi, 2010-es év, és annak a 100%-ig magyar tulajdonú vállalatokkal vett keresztmetszete szerepelt. A heteroszkedaszticitást figyelembe véve minden változó 5%-os szinten szignifikáns lett, a külön vizsgált változókat a 12. táblázat tartalmazza. A modell az először készített regressziós modellhez hasonlóan alábecsülte a legmagasabb jövedelmi szinten lévők bérét, nem teljesen követnek a hibatagok normális eloszlást.

A külföldi résztulajdon becsült együtthatója azt mutatja, hogy 2010-ben a külföldi résztulajdon 21,27%-kal növelte a béreket, míg ez a hatás 2014-ben 2,8%-kal, 2018-ban pedig már 5,1%-kal kisebb volt. A külföldi tőke jelenléte tehát időben egyre kevésbé magyarázza a bérek alakulását a lineáris regresszió alapján, ezt a hatást országos szinten Blinder-Oaxaca dekompozíció segítségével is megvizsgáljuk. Ez a módszer azonban az egyes regresszorokhoz tartozó együtthatókat is csoportonként külön becsüli meg, így lehetőség van még részletesebben vizsgálni a különbségeket („*endowment*” és „*coefficient*” hatások). Az előző eredmények alapján előzetes feltevésünk, hogy a dekompozíciós módszer is arra az eredményre jut, hogy a külföldi-hazai tulajdon közti bérkülönbség egyre csökken.

12. táblázat: Külföldi dummy, év, illetve interakciós tag regresszióba való bevonásának eredménye

	Becsült együttható	Standard hiba
Külföldi résztulajdon (0: nem, 1: igen)	0,2125*	0,0030
2014-es év	0,1875*	0,0019
2018-as év	0,5176*	0,0019
2014, külföldi résztulajdon	-0,0276*	0,0039
2018, külföldi résztulajdon	-0,0511*	0,0038
Korrigált R ²		0,6133
Megjegyzés: * p<0,05		

Forrás: KRTK, saját számítás

V.3. Blinder-Oaxaca dekompozíció a külföldi és magyar tulajdonú vállalatokra

Az alábbi bekezdésben Blinder-Oaxaca dekompozíció segítségével vizsgáltuk a külföldi jelenlét alapján szétbontva a kereseteket. Először a teljes országra vonatkozó minta alapján futtattuk le a felbontásokat a 2010-es, 2014-es és 2018-as évre. Ezután vármegyei szinten végeztük el a dekompozíciót, ahol csak az együttes változók hatásfelbontását mutatjuk be. A módszertan során csak az adatbázisunkban lévő mintát használtuk, a számítási mód miatt az egyéni súlyokat nem vettük figyelembe, így az eredményeink erősen függenek a minta összetételétől.

13. táblázat: Bérkülönbség és annak felbontása Blinder-Oaxaca dekompozícióval

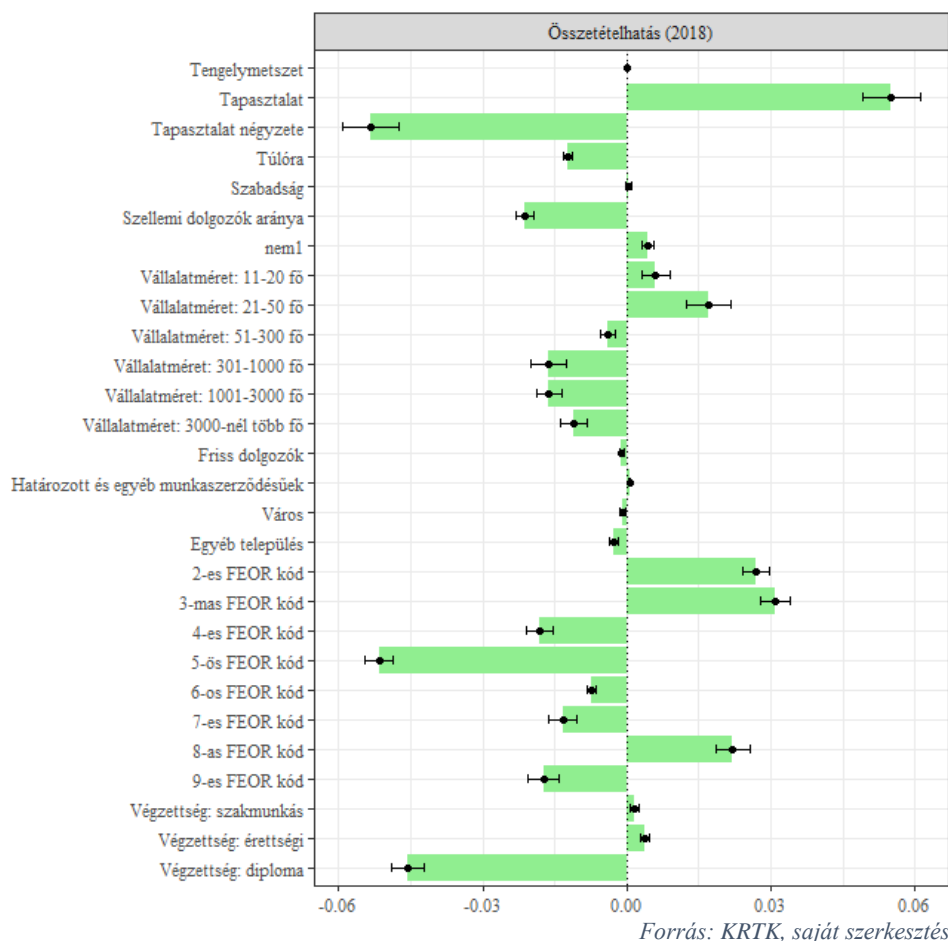
	2010	2014	2018
Átlagbér – (Részben) külföldi vállalatok	233 639	285 153	392 334
Átlagbér – Magyar tulajdonú vállalatok	154 288	190 289	275 351
Különbség (%)	-33,96%	-33,27%	-29,82%
Összetételhatás (E, %)	-17,75%	-14,75%	-11,70%
Együtthatók hatása (C, %)	-15,23%	-16,21%	-15,50%

Forrás: KRTK, saját számítás

A külföldi tulajdonrészrel rendelkező vállalatok munkavállalói esetében lényegesen magasabb az átlagbér, a csupán magyar tulajdonú vállalatok dolgozói 2010-ben és 2014-ben körülbelül 33%-kal keresnek kevesebbet, ez az érték 2018-ra 3-4 százalékponttal csökkent. A bérkülönbség csökkenését nem feltétlenül a teljesen magyar vállalatok bérezésének növekedése okozhatta. Az is közrejátszhatott, hogy a minimálbér és bérminimum növekedésének volt egy tisztító hatása, amely az eltitkolt jövedelmek csökkenéséhez vezetett (Keresztély & Madari, 2021). A különbséget Blinder-Oaxaca dekompozíció segítségével három részre osztottuk fel mindhárom év adatai esetén külön-külön: összetétel- vagy adottságok hatására (E), az egyenletek együtthatóinak különbözőségéből adódó különbségre (C), valamint az előző két tagot összekötő interakciós hatásra (I). Az interakciós hatásnak csak abban van szerepe, hogy a másik két tag összeegyeztethető legyen, a három tag összege nullát adjon, ezzel a továbbiakban nem foglalkoztunk. Mivel a keresetek logaritmusaira végeztük el a felbontást, így az e szám hatványára emelve a kapott értékeket, körülbelül a bérek közti százalékos különbség felbontását kaptuk eredményként. 2010-ben például a hazai tulajdonú vállalatok 34%-kal alacsonyabb átlagbérét 17,75%-ban arra lehet visszavezetni, hogy a két típusú vállalatnál eltértek a munkavállalókra és a munkáltatókra vonatkozó tényezők eloszlásai. Ezzel szemben, ha a magyar tulajdonrészrel rendelkező cégek egyenletében szereplő együtthatókkal számolnánk a nem hazai tulajdonú vállalatok béreit, akkor 15,23%-kal kapnánk alacsonyabb értéket. Utóbbi mutatót tekinthetjük az átlagkeresetek különbségének meg nem magyarázott részének. Megfigyelhető, hogy 2014-re, majd 2018-ra is lecsökkent a különböző adottságokból fakadó bérkülönbség, de az eltérő együtthatók miatt kialakult különbségek 15% felett maradtak. Az tehát, hogy 2018-ban kisebb a tényleges bérszakadék, azzal magyarázható, hogy a bérre ható tényezők alapján kisebb az eltérés a két típusú vállalat munkavállalói között. Az átlagos keresetek különbségének adottságokkal nem megmagyarázható része azonban nem csökkent.

A 10. grafikon az összetételhatás szerepét változók szerint külön ábrázolja a 2018-as évre vonatkozóan. A pozitív előjelű összetételhatás azt mutatja, hogy ezen változók esetében a magyar tulajdonú vállalatok javára térnek el a megfigyelések adottságai: a magyar tulajdonú vállalatoknál többen dolgoznak a kisebb vállalatokban, nagyobb az érettségi vagy annál alacsonyabb végzettségi szinttel rendelkezők és a férfiak aránya is ebben a csoportban. Ezzel

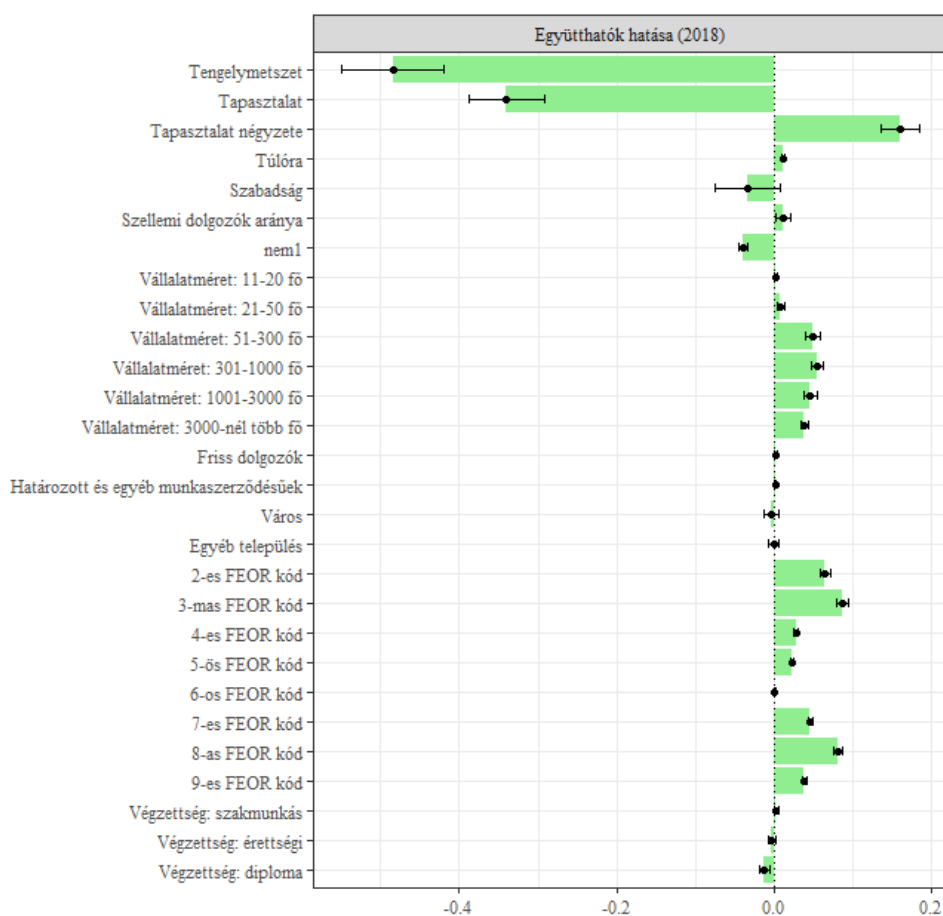
6. ábra: Összetételhatás változók szerint a 2018-as évben



szemben a külföldi tulajdonú vállalatok esetén több a diplomás végzettségű foglalkoztatott, és ezek jellemzően nagyobb létszámú vállalatok, valamint több olyan cég van, ahol magasabb a szellemi munkát végzők aránya. A FEOR-kódok közül a felsőfokú képzettség önálló alkalmazását igénylő (2), az egyéb felsőfokú vagy középfokú képzettséget igénylő foglalkozások (3), valamint a gépkezelők, összeszerelők, járművezetők (8) tartoznak inkább magyar tulajdonú vállalatok közé, minden más esetben a külföldi tulajdon a jellemzőbb. A másik két vizsgált év során megegyeztek a tényezők előjelei, de 2010-ben a 4-es kóddal jelölt irodai foglalkozások kategóriája is a magyar tulajdonú vállalatokhoz csatlakozott. A tapasztalatnál szereplő nemlineáris függvényforma miatt az együttthatói nehezen értelmezhetők, az ábra nem mutatja egyértelműen, hogy melyik típusú vállalat foglalkoztat jellemzően tapasztaltabb munkavállalókat. Az ábrán a fekete szakaszok 95%-os konfidenciaintervallumot jelölnek, de mivel a lineáris modell heteroszkedasztikus volt, a valós standard hibák az ábrázoltnál eltérhetnek.

A másik tényező változóként felbontott hatását a 11. ábra mutatja be. Itt az értékek arra vonatkoznak, hogy mennyivel tér el a két csoportra külön futtatott regresszióban az egyes tényezők együtthatója. Látható, hogy önmagában az egyes vállalatkategóriákat, valamint minden FEOR-kódú foglalkozástípust figyelembe véve, a magyar tulajdonú vállalatok nagyobb béreket ajánlanak a legkisebb méretű, illetve gazdasági vezető referenciakategóriához képest. Az iskolai végzettségnél azonban a diplomás végzettség lett szignifikánsan negatív, azaz a legalább részben külföldi tulajdonú vállalatok nagyobb átlagos bérrel értékelik az egyetemi végzettséggel rendelkezőket. Az is megfigyelhető, hogy az egyes településtípusok, valamint a

7. ábra: Együtthatók hatása a 2018-as évben



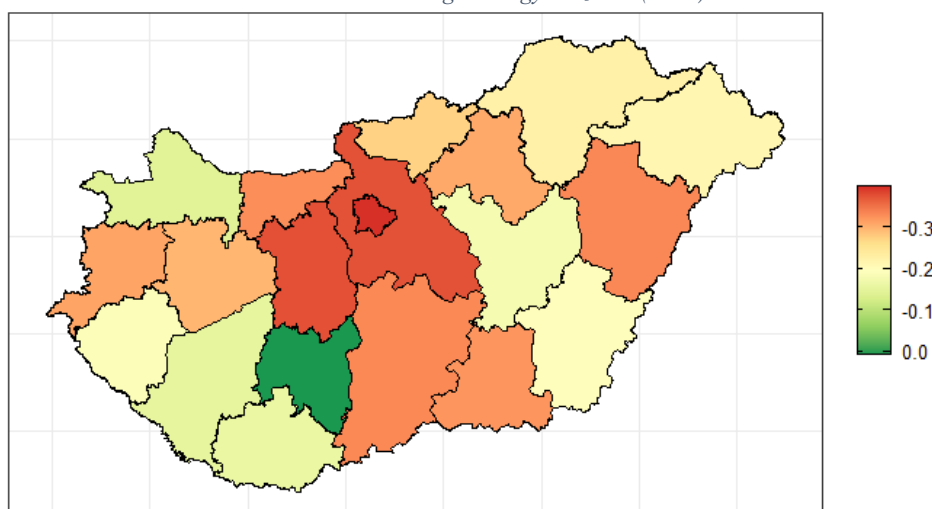
szellemi dolgozóknak arányának tekintetében nincs különbség a két regresszió együtthatóiban, ezen tényezők alapján csak összetételben tér el a két csoport. A tengelymetszet szignifikáns negatív értéket vesz fel. Ez egyrészt arra utalhat, hogy a külföldi tulajdonnal rendelkező vállalatok a vizsgált regresszoroktól függetlenül magasabb bért biztosítanak a munkavállalóknak, másrészt azt is jelentheti, hogy ezek a cégek olyan szempontok alapján értékelnek a magyar tulajdonú cégektől eltérően, amelyeket nem vontunk be a regresszióba. Ilyen tényezők lehetnek például a soft skillek vagy a nyelvismeret. A másik két év során hasonlóan alakulnak a diagramon található értékek. A vizsgált tényezők többségének

tekintetében tehát lényegesen eltér a két típusú vállalatnál a keresetek becslésére szolgáló együtthatók értéke.

Érdekes, hogy a férfi dummy változó negatív értéke azt mutatja, hogy a tisztán hazai tulajdonú vállalatok esetében kisebb a különbség a férfiak és nők közötti keresetek között. A nemek közötti bérdiszkrimináció megállapításához érdemes lehet interakciós tagokat szerepeltetni a regresszióban, vagy a nemek szerint lefuttatni a Blinder-Oaxaca dekompozíciót. Dolgozatunkban mi nem térünk ki külön a nemek közötti különbségek vizsgálatára.

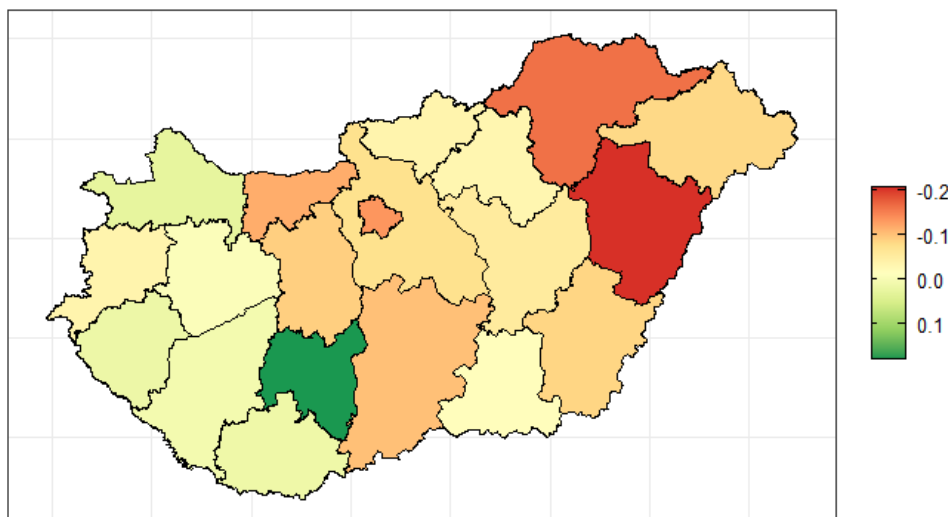
A tulajdon szerinti csoportok átlagkereseteinek különbségét tovább vizsgáltuk területi egységenként, hogy megállapítsuk, milyen mintázatok figyelhetők meg az ország különböző területein. Ennek elemzéséhez vármegyei szintet választottunk, ugyanis ez volt a legkisebb olyan területi felbontás, amely esetén elegendő adat állt rendelkezésünkre ahhoz, hogy értelmezhető dekompozíciót készítsünk. A 2018-as évre a teljes különbséget, valamint az összetételre és az együtthatókra vonatkozó hatásokat a 12-14. ábrán térképenként ábrázoltuk. Mindhárom év adatait pedig a 14. táblázat tartalmazza. A térképeken található értékek a bérek

9. ábra: Bérkülönbség vármegyék szerint (2018)



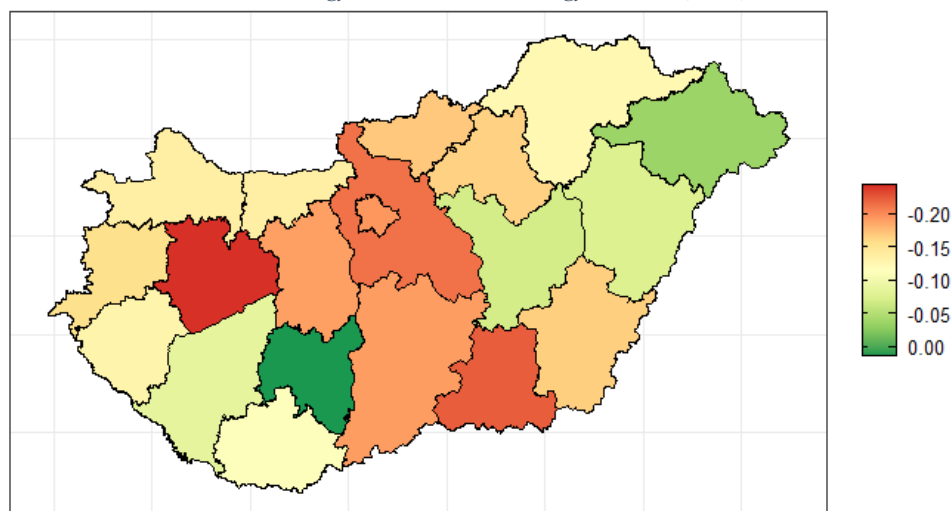
Forrás: KRTK, saját szerkesztés

8. ábra: Összetételhatás vármegyék szerint (2018)



Forrás: KRTK, saját szerkesztés

10. ábra: Együtthatók hatása vármegyék szerint (2018)



Forrás: KRTK, saját szerkesztés

logaritmusára vonatkozó felbontásai, értékei negatív esetben azt jelentik, hogy a teljesen magyar tulajdonú vállalatok külföldi érdekeltséggel rendelkező vállalatokhoz képest átlagosan mennyivel fizetnek kevesebbet a logaritmikus skálán. A bérkülönbség Budapesten és Pest vármegyében, valamint Fejér vármegyében kiemelkedő. Ezen felül az ország középső és keleti részén jelentős bérkülönbséget tudunk megfigyelni. Az ország nyugati felén már vegyesen vannak nagy (pl. Vas), illetve alacsony bérkülönbséggel (pl. Somogy) rendelkező vármegyék. Kiemelendő Tolna vármegye, ahol a bérkülönbség értéke 0 feletti, vagyis a kizárólag magyar tulajdonban lévő vállalatok átlagosan többet fizetnek a külföldi tőkével rendelkező vállalatoknál. A bérkülönbséget területi autokorrelációval is vizsgáltuk vármegyei szinten. Ehhez egy szomszédságmatrixot határoztunk meg, amelyben a vármegyeközpontoktól 140 kilométeres sugarú körben található vármegyék központjai definiálták a szomszédságot, mivel ez a távolság magában foglalja környező megyék központjait. Ezután a területi autokorrelációt Moran féle I-mutatóval teszteltük, azonban ez nem bizonyult szignifikánsnak, vagyis a bérkülönbségek területi eloszlásában nincsen autokorreláció.

Azt, hogy a bérkülönbség mennyiben magyarázható a változók eloszlásából, a 13. számú ábra mutatja. Az ország nyugati felében viszonylag 0 körüliek vagy pozitívok ezek az értékek, kiemelkedően Tolna vármegyében, vagyis ezeken a területeken a kizárólag magyar tulajdonban lévő vállalatoknál magasabb az átlagfizetés, ami abból következik, hogy ott magasabb iskolázottságú, nagyobb tapasztalatú, nagyobb vállalatnál dolgozó emberek vállaltak munkát. Ennek oka az lehet, hogy ezekben a vármegyékben alacsony a külföldi érdekeltséggel rendelkező vállalatok aránya, így a munkavállalók nagy része, így a magas tudást és tapasztalatot igénylő munkakörökben is a teljesen magyar vállalatoknál dolgozik. Ez ellentétesen hat a bérkülönbségre, amely főként Zala és Győr-Moson-Sopron vármegyében

figyelhető meg. Az ország keleti felében az összetételhatás jelentősen negatív, vagyis a bérkülönbség egy része abból adódik, hogy ott a külföldi tőkével nem rendelkező vállalatoknál alacsonyabb képzettségű, tapasztalatú emberek dolgoznak. Az összetételhatás legjelentősebben Hajdú-Bihar vármegyében jelentkezik.

A bérkülönbség nem megmagyarázott része az országban váltakozó képet mutat. Az ország középső részén ez a hatás arányaiban nagyobb, míg az észak-keleti és dél-nyugati régióban enyhébb. A nyugati határ mentén fekvő vármegyékben az együttthatók hatása relatívan alacsony, vagyis az ország többi részéhez képest nincsen nagyobb nem megmagyarázott bérkülönbség azért, mert területileg közelebb vannak a nyugati tőke beáramlásához. Kiemelkedik azonban Veszprém vármegye, ahol az országban a legmagasabb a nem megmagyarázott bérkülönbség. Általánosságban Budapestről elmondható, hogy bár az országban ott az egyik legmagasabb a bérkülönbség, azonban az összetételhatás és együttthatók hatásának vonatkozásában nem kiemelkedő az ország többi részéhez képest. Mindez arra enged következtetni, hogy más vármegyékben az egyik hatás érvényesül jobban a nagy bérkülönbségben, azonban Budapesten ezt közel egyenlő arányban okozza a két hatás.

14. táblázat: *Blinder-Oaxaca dekompozíció eredménye vármegyékre*

Vármegye	Összetételhatás			Együttthatók hatása			Különbség		
	2010	2014	2018	2010	2014	2018	2010	2014	2018
Budapest	-16,5%	-16,3%	-12,7%	-14,9%	-17,9%	-17,8%	-35,5%	-36,2%	-32,7%
Baranya	-3,4%	4,3%	1,4%	-11,8%	-7,5%	-10,6%	-20,6%	-13,4%	-14,7%
Bács-Kiskun	-6,8%	-16,0%	-9,9%	-18,5%	-16,8%	-17,5%	-30,0%	-28,5%	-28,3%
Békés	-4,3%	15,0%	-8,3%	-13,1%	-9,8%	-15,4%	-25,1%	-17,8%	-18,1%
Borsod-Abaúj-Zemplén	3,4%	-2,1%	-15,1%	-10,8%	-19,8%	-11,7%	-26,2%	-29,1%	-20,2%
Csongrád	-4,0%	-10,8%	-1,8%	-10,1%	-19,9%	-20,1%	-24,0%	-31,2%	-27,5%
Fejér	-5,3%	-3,8%	-8,8%	-14,2%	-12,8%	-17,4%	-27,1%	-24,7%	-31,4%
Győr-Moson-Sopron	-8,5%	0,9%	2,7%	-23,3%	-1,8%	-12,8%	-31,3%	-7,0%	-13,3%
Hajdú-Bihar	-9,4%	2,5%	-18,6%	-4,3%	-5,2%	-7,4%	-22,9%	-19,6%	-28,3%
Heves	-23,9%	-18,6%	-3,3%	-28,8%	-23,8%	-15,3%	-41,7%	-38,8%	-26,5%
Komárom-Esztergom	-7,1%	-5,7%	-11,1%	-21,0%	-16,0%	-12,8%	-35,2%	-29,7%	-28,0%
Nógrád	14,6%	1,6%	-3,5%	-26,3%	-20,7%	-15,7%	-30,5%	-22,3%	-23,9%
Pest	-12,0%	-6,0%	-7,1%	-23,8%	-15,4%	-19,3%	-34,3%	-31,7%	-31,3%
Somogy	12,4%	6,8%	0,6%	6,5%	-14,0%	-8,3%	2,2%	-17,9%	-14,3%
Szabolcs-Szatmár-Bereg	11,7%	0,2%	-8,0%	-19,4%	-12,3%	-3,6%	-28,2%	-24,2%	-19,2%

Jász-Nagykun-Szolnok	-2,1%	-6,1%	-5,4%	-14,8%	-16,3%	-6,7%	-22,4%	-27,2%	-16,3%
Tolna	-3,7%	7,0%	19,4%	-1,8%	-7,6%	1,3%	-15,6%	-11,4%	0,6%
Vas	-6,4%	-8,6%	-3,5%	-15,0%	-22,5%	-14,5%	-28,0%	-28,6%	-26,7%
Veszprém	4,3%	1,8%	-0,8%	-10,9%	-16,1%	-21,6%	-12,8%	-21,8%	-25,7%
Zala	12,8%	-25,6%	1,6%	-10,3%	-19,8%	-12,3%	-15,9%	-38,3%	-17,1%

Forrás: KRTK, saját számítás

Ugyanezt támasztja alá a 14. számú táblázat is. A táblázat már az exponenciális hatványra emelt értékeket tartalmazza, így százalékosan értelmezhetőek és a bruttó bérre vonatkoznak. Általánosságban elmondható, hogy a legtöbb vármegyében a bérkülönbség csökkenő tendenciát mutatott, azonban ez nem lineárisan, hanem értékbeli ugrásokkal történt. A bérkülönbség nem megmagyarázott részében egyértelmű trendet nem lehet felfedezni, de többségében itt is jelen van egy ugrás a 2014-es évben. Szintén ugyanez elmondható az összetételhatásról is. Amint látható, 2018-ban egyedül Tolna vármegyében fizetnek többet a teljesen magyar vállalatok, amelynek jelentős részét az összetételhatás adja. Érdekes eredményt mutat Somogy vármegye, ahol 2010-ben a teljesen magyar vállalatok fizettek többet átlagosan, azonban 2014-re és 2018-ra jelentősen lecsökkent az összetételhatás, valamint nőtt a bérkülönbség nem megmagyarázott része, így a teljes bérkülönbség jelentősen negatív lett. Békés és Hajdú-Bihar vármegyékben az évek során inkonzisztenciát lehet tapasztalni, ugyanis míg 2010-ben és 2018-ban az összetételhatás negatív volt, addig 2014-ben kiugróan pozitív lett.

V.4. Az elemzés korlátai

Elemzésünk során számos korlátba ütköztünk, amelyek feloldása számos kompromisszummal járt. A modellezés során számos egyéb, a bérre ható tényező lehet, amelyet nem vettünk figyelembe. Ilyen például a nyelvvizsga vagy nyelvtudás, amelyek az általunk használt adatbázisban nem szerepeltek. Valamint olyan nehezen megfigyelhető változók, mint az általános képességek, a soft skillek, vezetői készségek, bértárgyalói képesség, illetve munkamorál. Emellett a változók közötti interakciók is tartalmazhatnak további magyarázóerőt, ugyanis a modellünkben feltettük, hogy diplomás nők és diplomás férfiak ugyanolyan bérprémiumot kapnak, noha a szakirodalom ezt nem támasztja alá.

Ezek mellett korlátozta az elemzést, hogy az egyes vármegyékre kevés megfigyelés van, ami miatt plusz változó bevonása a megfigyelések számához képest túl sok változót eredményezne. Fontos kiemelni, hogy a kapott eredményeink jelentősen függenek a mintánktól, ugyanis a Blinder-Oaxaca dekompozíció során nem tudtunk egyéni súlyozást használni. A lineáris

regressziónál a hibatagok eloszlása nem normális eloszlást követ, így nem feltétlenül az általunk használt lineáris függvényforma adja a legmegbízhatóbb eredményeket. Valamint a hibatagok heteroszkedasztikusak is lettek, amelyet azonban nem tudtunk beépíteni a dekompozícióba, így a kapott standard hibák a tényleges értékektől eltérnek.

VI. Összefoglalás

Dolgozatunkban a magyarországi keresetek területi eloszlásának, valamint a hazai és külföldi tulajdonrész szerinti különbségeit elemeztük a 2010-es, 2014-es, valamint a 2018-as évben az MTA Közgazdasági Regionális Tudományi Kutatóközpont adatbankjában található Pénzügyminisztérium (Nemzetgazdasági Minisztérium) által készített bértarifa-felvételek egyéni adatbázisának felhasználásával.

Az elemzés során kiszűrtük a közfoglalkoztatottakat és részmunkaidősöket, eltávolítottuk a minimálbér alatti fizetéssel rendelkezőket, az átlagos értékek megállapításához a KRTK által javasolt egyéni súlyozást használtuk. A regressziós módszerek során a bérek logaritmusát szerepeltettük eredményváltozóként.

Az átlagbérek földrajzi eloszlását járási szinten vizsgáltuk, ahol a Moran-féle I-teszt alapján szignifikáns pozitív autokorreláció figyelhető meg a járások között. Ezt a Ray és Smith (2013) által javasolt Gini-index dekompozíciója is alátámasztja, az egymáshoz közeli járásokhoz tartozó átlagbérek kevésbé járultak hozzá a koncentráció erősségéhez. Járásonként az átlagos keresetek és a Gini-index között szoros pozitív kapcsolat van: a nagyobb átlagkeresetű területeken a bérek koncentrációja is magas. A vizsgált évek során Budapest és annak környékén voltak megfigyelhetők a legmagasabbak átlagbérek. A járásokra jellemző Gini-együtthatók mediánja és átlaga 2010-ről 2018-ra csökkent, de a teljes országra jellemző Gini-index pedig a súlyozott minta alapján 0,306-ról 0,332-re nőtt. A külföldi tulajdonrész alapján a két csoportot alakítottunk ki: a teljesen hazai és a részben külföldi tulajdonrésszel rendelkező vállalatokat. Így mindhárom vizsgált évben 71 és 78% közé esik a csak magyar tulajdonú vállalatok aránya.

Korábbi tanulmányok alapján kiválasztottuk a lineáris regresszióba bevont változókat, amelyek közül mindhárom év során 5%-on szignifikáns lett szinte az összes tényező. Ilyen arányskálás változó volt a tapasztalat, a tapasztalat négyzete, a túlórák száma, az éves szabadság és a szellemi dolgozók aránya a vállalatnál. Kategóriaváltozóként szerepelt a legmagasabb iskolai végzettség, a vállalat mérete, a munkaszerződés típusa, a külföldi résztulajdon jelenléte, az új belépők, a munkavállalók neme, a vállalat székhelyének településtípusa és a pozícióhoz tartozó egyjegyű FEOR-kód.

2010-ben és 2014-ben a külföldi érdekeltséggel nem rendelkező vállalatok dolgozói körülbelül 33%-kal alacsonyabb átlagbérben részesültek, ez az érték 2018-ra 30%-ra csökkent. A Blinder-Oaxaca dekompozíció alapján az átlagos keresetek különbségének körülbelül 15-16%-a a becsült egyenletek együtthatóinak különbségéből ered, azaz a nem megmagyarázható rész nem

változott az évek során. Ezzel szemben a munkavállalókra jellemző tényezők eloszlásának hatása a nyolc év alatt 17,75%-ról 11,70%-ra csökkent. Így az átlagos keresetek közötti eltérés főként az összetételhatásra vezethető vissza. Az egyes változók hatásait külön-külön megvizsgálva megfigyelhető, hogy több diplomás dolgozott külföldi tulajdonrészrel rendelkező cégeknél, és ezen vállalatoknál átlagosan magasabb volt a szellemi munkát végzők aránya, valamint a túlóra. A becsült együtthatók hatásainál mindössze két változónál látható szignifikáns hatás a külföldi érdekeltségű vállalatok irányába: ezek a munkahelyek magasabb keresettel díjazták a diplomás végzettséget, a legnagyobb hatás pedig a tengelymetszetben jelenik meg, ami arra utalhat, hogy a választott regresszoroktól függetlenül magasabb munkabért ajánlanak.

A bérkülönbség vármegyei szintű felbontása megmutatta, hogy a bérkülönbség leginkább Budapest, Pest vármegye, valamint Fejér vármegyében kiemelkedő. Tolna vármegyében a teljesen magyar vállalatok fizetnek átlagosan többet. A bérkülönbségben nem volt szignifikáns térbeli autokorreláció vármegyék között. Az összetételhatás jelentősebben az ország középső és keleti felében növelte a bérkülönbséget, kiemelkedően Hajdú-Bihar vármegyében. Az együtthatók hatása főleg az ország középső részén jelentkezett, Veszprém vármegyében volt a legmagasabb a bérkülönbség nem megmagyarázott része. A három vizsgált évre elmondható, hogy 2014 egyfajta strukturális töréspont volt a bérkülönbség felbontásában, ugyanis ekkor jelentős ugrások következtek be az értékekben. A teljes bérkülönbségben a legtöbb vármegyében csökkenés történt az évek során, azonban az összetételhatásról és az együtthatók hatásáról ez nem állapítható meg egyértelműen. Összegezve, Magyarországon jelentős a bérkülönbség a teljesen magyar tulajdonú és külföldi tőkével rendelkező vállalatok átlagos fizetése között. Ennek nagy része nem megmagyarázott, azonban közel ugyanekkora részét teszi ki az összetételhatás.

Irodalomjegyzék

- Anselin, L., & Bera, A. (1998). Spatial dependence in linear regression models with an introduction to spatial econometrics. *Statistics textbooks and monographs*, 155, 237-290.
- Anselin, L., Varga, A., & Acs, Z. (1997). Local geographic spillovers between university research and high technology innovations. *Journal of urban economics*, 42(3), 422-448.
- Artelaris, P. (2021). Regional economic growth and inequality in Greece. *Regional Science Policy & Practice*, 13(1), 141-159.
- Azzoni, C., & Servo, L. (2002). Education, cost of living and regional wage inequality. *Papers in regional science*, 81, 157-175.
- Blinder, A. (1973). Wage discrimination: reduced form and structural estimates. *Journal of Human resources*, 436-455.
- Broniatowska, P., & Strawński, P. (2021). Foreign-and domestic firm ownership and its impact on wages. Evidence from Poland. *European Journal of Industrial Relations*, 445-466.
- Carliner, G. (1981). Wage differences by language group and the market for language skills in Canada. *Journal of Human Resources*, 16(3), 384-399.
- Cliff, A., & Ord, J. (1981). Spatial processes: models & applications.
- Conyon, M., Girma, S., Thompson, S., & Wright, P. (2002). The productivity and wage effects of foreign acquisition in the United Kingdom. *The Journal of Industrial Economics*, 85-102.
- Creedy, J. (2015). A note on computing the Gini inequality measure with weighted data. *Working Papers in Public Finance*, 03/2015.
- Cukrowska-Torzewska, E., & Lovasz, A. (2020). The role of parenthood in shaping the gender wage gap—A comparative analysis of 26 European countries. *Social Science Research*, 85(102355).
- Czaller, L., & Nemes-Nagy, J. (2023). A területi béregyenlőtlenségek összetevői. *KRTK-KTI Working Papers*, 2023/34.
- Dickens, W., & Katz, L. F. (1986). Interindustry wage differences and industry characteristics. *Unemployment and the structure of labor markets*, 48-89.

- Earle, J., & Telegdy, Á. (2012). A külföldi beruházások hatásai a munkavállalók béreire. 215-230.
- Eva, M., Cehan, A., Corodescu-Roșca, E., & Bourdin, S. (2022). Spatial patterns of regional inequalities: Empirical evidence from a large panel of countries. *Applied Geography*, 140.
- Fazekas, K. (2005). A hazai és külföldi tulajdonú vállalkozások területi koncentrációjának hatása a foglalkoztatás és munkanélküliség területi különbségeire. *A hely és a fej. Munkapiac és regionalitás Magyarországon. KTI Könyvek*, 47-74.
- Garcia, J. H.-N. (2001). How wide is the gap? An investigation of gender wage differences using quantile regression. *Empirical economics*, 26, 149-167.
- Geary, R. (1954). The contiguity ratio and statistical mapping. *The incorporated statistician*, 5(3), 115-146.
- Girma, S., & Görg, H. (2007). Evaluating the foreign ownership wage premium using a difference-in-differences matching approach. *Journal of International Economics*, 97-112.
- Gittleman, J., & Kot, M. (1990). Adaptation: statistics and a null model for estimating phylogenetic effects. *Systematic Zoology*, 39(3), 227-241.
- Heyman, F., Sjöholm, F., & Tingvall, P. (2007). Is there really a foreign ownership wage premium? Evidence from matched employer–employee data. *Journal of International Economics*, 355-376.
- Hortas-Rico, M., & Rios, V. (2019). The drivers of local income inequality: A spatial Bayesian model-averaging approach. *Regional Studies*, 53(8), 1207-1220.
- Jann, B. (2008). The Blinder–Oaxaca decomposition for linear regression models. *The Stata Journal*, 8(4), 453-479.
- Keresztély, T., & Madari, Z. (2021). A háztartások eltitkolt jövedelmének becslése inverz keresleti függvénnel. *Közgazdasági Szemle*, 68(7-8), 736-752.
- Kristal, T., & Cohen, Y. (2017). The causes of rising wage inequality: the race between institutions and technology. *Socio-Economic Review*, 15(1), 187-212.
- LeSage, J., & Pace, R. (2009). Introduction to spatial econometrics. *Chapman and Hall/CRC*.
- Moran, P. (1950). Notes on continuous stochastic phenomena. *Biometrika*, 37(1/2), 17-23.

- Mueller, H. M., Ouimet, P. P., & Simintzi, E. (2017). Wage inequality and firm growth. *American Economic Review*, 107(5), 379-383.
- Neal, D. A., & Johnson, W. R. (1996). The role of premarket factors in black-white wage differences. *Journal of political Economy*, 104(5), 869-895.
- Oaxaca, R. (1973). Male-female wage differentials in urban labor markets. *International economic review*, 693-709.
- Panzer, D., & Postiglione, P. (2022). The impact of regional inequality on economic growth: a spatial econometric approach. *Regional Studies*, 56(5), 687-702.
- Razali, N., & Wah, Y. (2011). Power comparisons of shapiro-wilk, kolmogorov-smirnov, lilliefors and anderson-darling tests. *Journal of statistical modeling and analytics*, 2(1), 21-33.
- Rey, S., & Smith, R. (2013). A spatial decomposition of the Gini coefficient. *Letters in Spatial and Resource Sciences*, 6(2), 55-70.
- Vahter, P., & Masso, J. (2019). The contribution of multinationals to wage inequality: foreign ownership and the gender pay gap. *Review of World Economics*, 155, 105-148.
- Varga, A. (2002). Térökonometria. *Statisztikai Szemle*, 80, 354-370.
- Vasilyeva, R. (2019). Spatial wage inequality and its sectoral determinants: the case of modern Russia. *Oeconomia Copernicana*, 10(1), 69-87.
- Wang, H., Fidrmuc, J., & Luo, Q. (2021). A spatial analysis of inward FDI and urban–rural wage inequality in China. *Economic Systems*, 45(3).
- Wooldridge, J. (2012). *Introductory Econometrics: A Modern Approach*. South-Western: Cengage Learning.

Internetes források

- Központi Statisztikai Hivatal. (2024. február 29.). 20.1.1.62. Minimálbér, közfoglalkoztatotti bérminimum, garantált bérminimum. Forrás: https://www.ksh.hu/stadat_files/mun/hu/mun0190.html

Mellékletek

1. melléklet: Arányskálán mért változók korrelációs mátrixa 2014-ben

2014	Kereset	Tapasz- talat	Tap. négyzete	Túlóra	Aktívák aránya	Szabad- ság	Szellemi arány
Kereset	1	-0,07	-0,08	0	-0,1	0,05	0,33
Tapasztalat	-0,07	1	0,97	0,01	0,06	0,53	-0,19
Tapasztalat négyzete	-0,08	0,97	1	0,01	0,05	0,45	-0,18
Túlóra	0	0,01	0,01	1	0,05	0	-0,09
Aktívák aránya	-0,1	0,06	0,05	0,05	1	0,03	-0,18
Szabadság	0,05	0,53	0,45	0	0,03	1	-0,07
Szellemi arány	0,33	-0,19	-0,18	-0,09	-0,18	-0,07	1

Forrás: KRTK, saját számítás

2. melléklet: Arányskálán mért változók korrelációs mátrixa 2018-ban

2018	Kereset	Tapasz- talat	Tap. négyzete	Túlóra	Aktívák aránya	Szabad- ság	Szellemi arány
Kereset	1,00	-0,06	-0,09	0,01	-0,01	0,13	0,35
Tapasztalat	-0,06	1,00	0,97	0,03	-0,01	0,65	-0,21
Tapasztalat négyzete	-0,09	0,97	1,00	0,03	-0,01	0,54	-0,21
Túlóra	0,01	0,03	0,03	1,00	0,03	0,01	-0,12
Aktívák aránya	-0,01	-0,01	-0,01	0,03	1,00	-0,01	-0,03
Szabadság	0,13	0,65	0,54	0,01	-0,01	1,00	-0,03
Szellemi arány	0,35	-0,21	-0,21	-0,12	-0,03	-0,03	1,00

Forrás: KRTK, saját számítás

3. melléklet: VIF-teszt értéke az egyes évek adataira

	2010	2014	2018
Tapasztalat	24,73	21,66	27,15
Tapasztalat négyzete	21,09	19,10	21,43
Túlóra	1,06	1,07	1,11
Aktívák aránya	1,13	1,12	1,01
Szabadság	1,90	1,57	2,36
Szellemi arány	1,71	1,57	1,79
Nem	1,24	1,21	1,19
Vállalatméret	1,29	1,29	1,25
Új belépő	1,05	1,06	1,07
Külföldi résztulajdon	1,22	1,22	1,11
Munkaszerződés típusa	1,06	1,03	1,02
Település típusa	1,28	1,21	1,19
Legmagasabb iskolai végzettség	5,47	5,14	3,97
FEOR-kód	4,09	3,99	2,89

Forrás: KRTK, saját számítás

4. melléklet: Heteroszkedaszticitás vizsgálata az egyes évek lineáris regresszióira

Év	Breusch-Pagan tesztstatisztika értéke	p-érték
2010	13285	< 2,2e-16
2014	17111	< 2,2e-16
2018	17136	< 2,2e-16

Forrás: KRTK, saját számítás