



MAGYAR TUDOMÁNYOS AKADÉMIA
KÖZGAZDASÁGTUDOMÁNYI INTÉZET

BUDAPESTI MUNKAGAZDASÁGTANI FÜZETEK
BWP – 2011/4

**A 2006-os „kétszeres minimálbér szabály”
hatása a szürkegazdaságra**

REIZER BALÁZS

Budapest Working Papers On The Labour Market
Budapest Munkagazdaságtani Füzetek
BWP – 2011/4

A 2006-os „kétszeres minimálbér szabály” hatása a szürkegazdaságra

Magyar Tudományos Akadémia Közgazdaságtudományi Intézet
Budapesti Corvinus Egyetem, Emberi Erőforrások Tanszék

Szerző:

Reizer Balázs
Budapesti Corvinus Egyetem
Közgazdasági Szak
E-mail: reizer.balazs@gmail.com

2011. május

ISBN 978 615 5024 52 8
ISSN 1785 3788

Kiadja

a Magyar Tudományos Akadémia Közgazdaságtudományi Intézete

A 2006-os „kétszeres minimálbér szabály” hatása a szürkegazdaságra

REIZER BALÁZS

Összefoglaló

2006 szeptemberétől a munkavállalók elvárt fizetése a minimálbér kétszerese. Azokat a vállalkozásokat, amelyek ennél kevesebbet fizetnek alkalmazottaiknak az APEH fokozottan ellenőrzi. Hipotézisem szerint ez a törvénymódosítás nagymértékben csökkentette a szürkebérezést. Dolgozatom célja annak empirikus vizsgálata, hogyan változott a korábban potenciálisan szürkebérezett és teljesen legálisan fizetett alkalmazottak legális jövedelme a járulékiszabály hatására, és hogyan reagáltak a vállalkozások a törvénymódosításra.

Tárgyszavak: adóelkerülés, béreloszlások

JEL kódok: C51, H26, H32, J31

Köszönetnyilvánítás:

Köszönettel tartozom Elek Péternek, Köllő Jánosnak és Szabó Péter Andrásnak a dolgozat elkészítésében nyújtott segítségükért.

The Effect of the „Twofold - Minimum Wage” Rule on the Labour Market in 2006

BALÁZS REIZER

Abstract

Since 2006, the law has changed in a way that the expected wage of the employers has to be at least the double of the minimum wage. The employers who pay less than this amount to their employees are more likely to be audited by the tax authority. According to my hypothesis this change has decreased significantly the amount of envelop wages. My aim is to examine empirically the difference between conformation of the legal and informal wages and the behaviour of tax evading companies after the introduction of this new tax law.

Keywords: tax evasion, wage distribution

JEL: C51, H26, H32, J31

BEVEZETÉS

Magyarországon folyamatosan élénk viták keresttüzében áll a szürke- és feketegazdaság és ezen belül is a bérekhez kapcsolódó adóeltitkolás jelensége. Ehhez kötődő, igen elterjedt nézet, hogy a munkavállalók tömegeit jelentik be minimálbérre, a járulékfizetési kötelezettség elkerülése végett. Ez a nézet annyira elterjedt, hogy már magára a szabályozásra is kihatással van, hisz a 2000-es évek eleji minimálbér-emelések is részben a gazdaság fehérítését tűzték ki célul. A gazdaság fehérítésével kapcsolatos és a közbeszédben elterjedt hasonló implicit feltevések egyike az volt, hogy a minimálbéresek között sokkal nagyobb arányban figyelhetünk meg olyan munkavállalókat, akik fizetésük egy részét zsebbe kapják, mint olyanokat, akiknek a termelékenysége alacsonyabb, mint a minimálbér és ezért egy újabb emelés már a foglalkoztathatóságukat veszélyeztetné. (Kertesi-Köllő, 2004)

2006-tól kezdve egy új irány jelent meg a magyar foglalkoztatáspolitikában. A gazdaság fehérítését ettől kezdve nem a minimálbér drasztikus emelésével, hanem a minimálbér differenciálásával próbálták meg elérni. Ennek egyik típusa a szakmunkás minimálbér bevezetése volt, melynek lényege, hogy azoknak a munkavállalóknak, akik szakirányú képesítéssel rendelkeznek és legalább két éve dolgoznak az adott vállalatnál, a munkaadó köteles megközelítőleg legalább a minimálbér 1.2-szeresére rúgó alapbért fizetni.¹ A szabályozással úgy próbálták meg emelni a kötelezően fizetendő bért, hogy közben a szakképzetlenek foglalkoztatását ne befolyásolják. E szabályozással rokon döntés volt a kétszeres minimálbér bevezetése. Ez az intézkedés már egyértelműen a gazdaság fehérítését szolgálja, hiszen bármely vállalkozás automatikusan kivételt kérhet a hatálya alól, ám ebben az esetben az APEH fokozott valószínűséggel ellenőrzi az adott vállalatot.

A jelen dolgozat fő kérdése az, hogyan reagált a munkaerőpiac a kétszeres minimálbér szabály bevezetésére és miben tért el a járulékszabály-módosítás hatására a csaló és nem csaló vállalatok tevékenysége. Ha csak a tisztán pénzügyi szempontokat vesszük figyelembe, akkor az adócsalás haszna egy kockázatsemleges vállalat számára a teljesen legális működéshez viszonyítva az elcsalt adó nagysága, költsége pedig a lebukás valószínűségének és a kiszabott büntetésnek a szorzata (Cullis- Jones, 2003). Így, ha egy vállalkozás teljesen legálisan működött korábban, akkor ennek a szabálynak a változása nem befolyásolta a tevékenységét. Ellenben, ha egy vállalkozás tevékenységének egy részét valamilyen módon elrejtí az adóhatóság elől, függetlenül attól, hogy él-e a szürkebérezés lehetőségével vagy sem, potenciálisan megéri neki az alkalmazottai bérét a minimálbér legalább kétszeresére emelni, hogy ezáltal is csökkentse az ellenőrzés és a lebukás veszélyét. Ennek fényében az új

¹ A szabályozás ezzel kapcsolatban többször is változott, például 2009-ben megszűnt a két éves gyakorlati idővel kapcsolatos követelmény. A részletekről és a pontos összegekről lásd: Munkaerőpiaci tükrő (2010)

járulékszabály bevezetése bérsokkot okoz a csaló vállalatok számára és az várható, hogy ezek a vállalkozások csökkenteni fogják bejelentett alkalmazottaik számát. Dolgozatomban a fenti hatások pontos empirikus meghatározására teszek kísérletet.

Első lépésben olyan csalásindikátorokat képezek, amelyek képesek elkülöníteni egymástól a potenciálisan szürkén bérezett minimálbéreseket a teljesen legálisan alkalmazott munkavállalóktól. Ehhez Elek és szerzőtársai (2009b) modelljét alkalmazom. Ők egy olyan kettős korlát modellt alkottak, amely külön kezeli azt, ha egy alkalmazott azért keres minimálbért, mert a termelékenysége nem magasabb, mint a minimálbér, vagy azért, mert a fizetése egy részét zsebbe kapja. Az elemzés során azt tapasztaltam, hogy a potenciálisan szürkebérezettek szignifikánsan nagyobb valószínűséggel keresték a minimálbér kétszeresét és ceteris paribus jobban emelkedett a bérük, mint azoknak, akik potenciálisan nem kaptak zsebbe bért. A korábbi gondolatmenetnek megfelelően a csaló vállalatoknál lényegesen nagyobb béremelkedést figyelhetünk meg, mint a nem csaló vállalatoknál, ugyanakkor ez jelentős foglalkoztatás-visszaesést is eredményez. A rendelkezésre álló adatbázisok azonban nem teszik lehetővé annak vizsgálatát, hogy a megfigyelt visszaesést az okozta-e, hogy a 2006-ban potenciálisan szürkebérezéssel élő vállalatok körében növekedett a feketefoglalkoztatás, vagy valóban kevesebb embert foglalkoztattak a következő évben.

A dolgozat felépítése a következő: a második fejezetben bemutatom az informális gazdaság mérési lehetőségeit, illetve az eddigi kutatások Magyarországra vonatkozó eredményeit. A harmadik fejezetben bemutatom, hogy az empirikus kutatások alapján a minimálbér-emelés milyen foglalkoztatási hatásokkal járhat, illetve azt, hogy 2006-ban a további minimálbér-emelés már jelentős foglalkoztatásvesztéssel fenyegetett, ezért ekkor már nem tekinthetünk rá úgy, mint a munkaerőpiac fehérítésének lehetséges eszközére. A negyedik fejezet az elvárt jövedelem utáni adózás elméleti hátterét fejti ki, a következő fejezet pedig a magyarországi példákat tartalmazza. A hatodik fejezetben ismertetem az Elek és szerzőtársai (2009b) által kifejlesztett, általam is használt kettős korlát modellt. A hetedik fejezet a Bértarifa-felmérés bemutatását és stiláris tények leírását tartalmazza, mely nagyságrendileg segít megérteni a 2006 és 2007 közötti változásokat. A nyolcadik fejezetben bemutatom azt, hogy a kettős korlát modellből milyen módszerekkel lehet különböző csalásindikátorokat képezni. Az ezt követő két fejezet azokat a következtetéseket ismerteti, melyeket a csalásindikátorok alapján lehet levonni a munkavállalók jövedelmére és a csaló vállalatok alkalmazkodására nézve. Végül összefoglalom az eredményeimet.

1. A MAGYARORSZÁGI SZÜRKEGAZDASÁG ELTERJEDTSÉGE

A közgazdaságban több olyan módszer is akad, mely a szürkegazdaság mérésére szolgál. Az egyik ilyen legkézenfekvőbb módszer a direkt kérdőívezés. Ennek során különböző kérdőívek és interjúk segítségével közvetlenül rákérdeznek, hogy a vállalatok illetve magánszemélyek milyen szürke- vagy feketegazdasággal kapcsolatos tevékenységet végeznek. A módszer egyszerű használhatósága ellenére az ilyen felmérések ellen szól egyrészt az, hogy a megkérdezettek nem biztos, hogy bevallják teljes illegális tevékenységüket, másrészt a saját felmérések készítésének jelentős a költsége. Ilyen kutatás volt például Sík és Tóth (1998) munkája, amelyben a szerzők a kérdőívekkel többek között az illegális „emberpiacokat” vizsgálták.

Az indirekt és egyéb becslési módszerekről jó áttekintést ad Eliad és Zinnes (2000). Az egyik ilyen módszer a készpénzfelhasználáson alapszik. Ennek alkalmazásakor először egy készpénzhasználati függvényt kell megbecsülni. Második lépésben megvizsgálják a felhasznált pénz mennyiségének és a formális gazdaságnak a növekedését. A feketegazdaság változása a két becslés eredménye közti különbség lesz (Schneider, 1986). A többi indirekt módszert alkalmazó kutatás is ezen az elven épül fel, azonban más eszközökkel próbálják a teljes gazdaság kibocsátását megmérni. Ilyen becslés történhet a teljes pénzkereslet felmérésén keresztül, vagy a szerzők által is felhasznált módszerrel, az össznemzeti szintű áramfogyasztás vizsgálatával. Az első két módszer hátránya a becslési lehetőségek nagyfokú bizonytalansága, utóbbinak pedig az, hogy időben változhat a gazdaság energiahatékonysága. Emellett jelentős problémát okozhat az is, hogy a feketegazdaság egy része nem jár pénzforgalommal, vagy áramhasználattal. Lackó (1996) ezt a problémát úgy oldja fel, hogy első lépésben csak a lakossági áramfogyasztást vizsgálja. Feltevése szerint az áramfogyasztással nemcsak a nemzetgazdasági kibocsátást lehet jól prediktálni, hanem a háztartások jövedelmét is.

Ezen kívül elterjedt módszernek számítanak még a nemzeti statisztikák és számlák felhasználásán alapuló becslések. Ezeket a becsléseket a nemzeti számlák forrás- és eszközoldalainak összehasonlításából, illetve a termékek előállítására és a végtermékek felhasználására során képződő hozzáadott érték becsléséből származó aggregátumok vizsgálatával végzik. Az identifikáció alapja, hogy a végtermékek fogyasztása alacsonyabb, mint a termelés során mért hozzáadott érték. Ezeknek a módszereknek a hátránya, hogy a nemzeti számlák adott esetben pontatlanok és emellett a statisztikusok is tudatosan törekszenek a fent említett eltérések csökkentésére.

Ezekkel a módszerekkel a különböző elemzések 12-34 százalék közé teszik a magyar feketegazdaság és a GDP arányát.² (Elek és szerzőtársai, 2009b, 6. o.). A különböző eredmények közti eltérés jól mutatja a feketegazdaság mérésének bizonytalanságait.

1.1 A FEKETEFOGLALKOZTATÁS MAGYARORSZÁGON

A fekete foglalkoztatás mérésénél leggyakrabban alkalmazott eszköz a különböző munkaügyi statisztikák összehasonlítása. Az egyik ilyen mérést Elek és szerzőtársai (2009b) végzik el. Egyrészt az Országos Egészségpénztár (OEP) és az Országos Nyugdíjfolyósító Igazgatóság (ONyF) egyesített adminisztratív adatbázisát használják fel. Az OEP-ONyF adatbázis számon tartja a magyar lakosság egy véletlen mintájában található személyek munkaerő-piaci státuszát, mint például: tanuló, munkanélküli, nyugdíjas stb. Abban az esetben, ha az egyén bejelentett munkaviszonnyal dolgozik, akkor az adatbázis tartalmazza a munkaszerződés pontos kezdő és befejező dátumát, a foglalkoztatott pontos munkakörét, valamint az utána befizetett járulék és a járulékalap nagyságát. Ugyanígy szerepelnek az adatbázisban az OEP és az ONyF kifizetései is. Ezek típusukat tekintve jobbra nyugdíj, munkanélküli segély és gyed/gyes. Abban az esetben, ha a foglalkoztatott nincs bejelentve, akkor nem szerepel foglalkoztatottként az adatbázisban. A szerzők az elemzés során kitérnek a megkésett járulékbevallás és a nyugdíj mellett dolgozók által okozott torzítások korrekciós lehetőségeire is.

A szerzők által az összehasonlításukban használt másik felmérés a Központi Statisztikai Hivatal által minden negyedévben, az International Labour Organization sztenderdjei alapján elkészített, Munkaerő-felvétel nevű görgetett panel. A felmérés során 70 ezer egyént kérdeznek meg munkaerő-piaci státuszáról, foglalkozásáról, és arról, hogy ha nem dolgozik, akkor ennek mi az oka, és milyen módon keres munkát. A felmérésben az számít foglalkoztatottnak, aki a lekérdezés előtti héten legalább egy óra fizetett munkát végzett. Mivel a felmérést folyamatosan végzik, ezért a kérdőív az adott negyedévre vonatkozó átlagos foglalkoztatást mutatja.

A szerzők azt vélelmezik, hogy a munkavállalók egy része a Munkaerő-felvétel készítésekor akkor is bevallja, hogy dolgozik a lekérdezés időpontjában, ha a munkaadó nem jelentette be őket hivatalosan. A becslések során azt tapasztalták, hogy 2001 és 2004 között a Munkaerő-felvétel alapján 3,3-3,4 millió ember dolgozott, míg az ONyF adatbázis alapján csak 2,8-2,9 millió fő. Így a feketén foglalkoztatottak aránya az összes munkavállalóhoz viszonyítva 11,9-13,9 százalék körülre tehető (Elek és szerzőtársai, 2009b, 15. o.).

² A nemzetközi összehasonlítást lásd: Schneider és Ernste (2002)

Ezután a szerzők bemutatják a fekete foglalkoztatást meghatározó legfontosabb tényezőket. Azt tapasztalják, hogy a nők és a 40-50 év közöttiek az átlagosnál szignifikánsan alacsonyabb valószínűséggel dolgoznak bejelentés nélkül. Emellett a legmagasabb feketebérezést az 55 és 65 év közötti munkavállalók körében tapasztalták. Ha a kutatásban a területi adatokat vizsgáljuk, akkor a legnagyobb arányú feketefoglalkoztatást a közép-magyarországi, illetve a két alföldi régióban találjuk. A szerzők eredményei alapján az feltételezhető, hogy a gépkezelők, a sofőrök, a magasépítésben dolgozók, a technikusok és a személyi szolgáltatásokban dolgozók körében az átlagosnál jóval magasabb lehet a fekete foglalkoztatás, bár kiemelik, hogy a módszertani eltérések miatt a munkakör alapján levont következtetések kevésbé robosztusak.

1.2 A SZÜRKEFOGLALKOZTATÁS MAGYARORSZÁGON

A minimálbérre bejelentett és emellett zsebbe fizetéssel kiegészített foglalkoztatás becslésére csak közvetett mérési lehetőségek állnak rendelkezésre. Az egyik ilyen becslési módszer azt veszi vizsgálati alapul, hogy miben tér el a fogyasztás változása két olyan hasonló háztartás között, amelyek csak abban térnek el egymástól a minimálbér-emelés után, hogy csak az egyiket érintette a minimálbér-emelés. Tonin (2007) mérései során azt feltételezte, hogy a vállalat által a bérezésre fordított összeg csak a munkavállaló termelékenységétől függ, a zsebbe fizetett bér pedig egyenesen arányos a bejelentett jövedelemmel, ha a minimálbér nem jelent effektív korlátot. Így a minimálbér-emelés növeli az érintett munkavállalóknál a befizetett adó nagyságát és ezzel arányosan csökkenti a munkavállalók rendelkezésre álló jövedelmet, ezáltal a fogyasztásukat is. Benedek és szerzőtársai (2006) hasonló méréseik során azonban nem találtak erre bizonyítékot.

Elek és szerzőtársai (2009a) kiemelik, hogy a munkaerő-piaci adóelkerülésről a közbeszédben kialakult erőteljesen túlzó kép összefüggésben lehet azzal, hogy a véleményformáló értelmiségiek és a politikusok jobbra nagyobb városokban élnek, ahol a feketefoglalkoztatás jóval magasabb az országos átlagnál. Ugyanakkor a szürkebérezésről kialakított szintén túlzó képnek más okai is lehetnek. Meghatározó szempont lehet, hogy sokan a szürkebérezés nagyságát a minimálbéresek létszamarányával arányosnak tekintik.³ Bár jelen dolgozathoz is kiderül, a minimálbéresek aránya relatíve magas, 15-20 százalék körüli értéken volt 2006-ban, de koránt sem érte el a médiában többször is említett egymillió létszámot, amely körülbelül a foglalkoztatottak 30 százalékának felel meg.

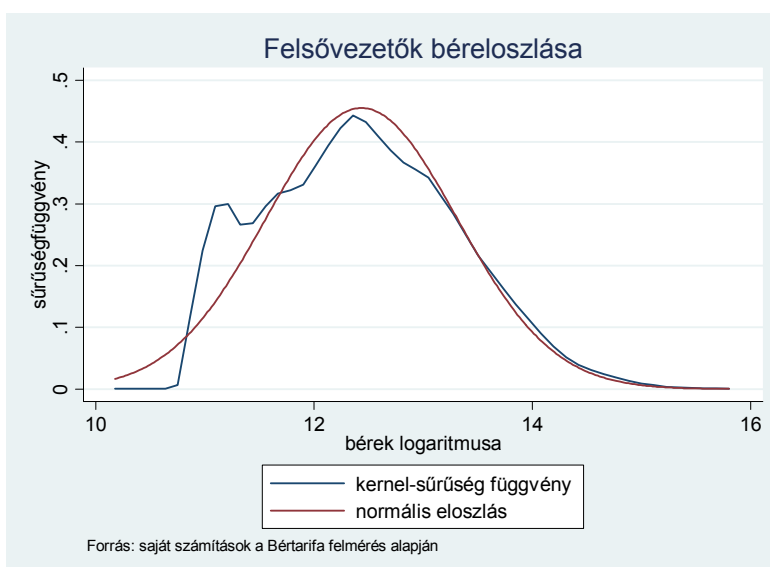
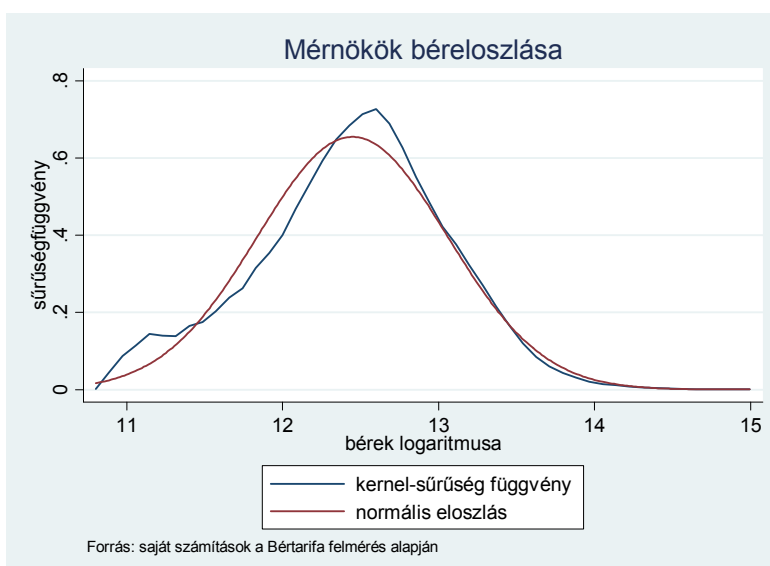
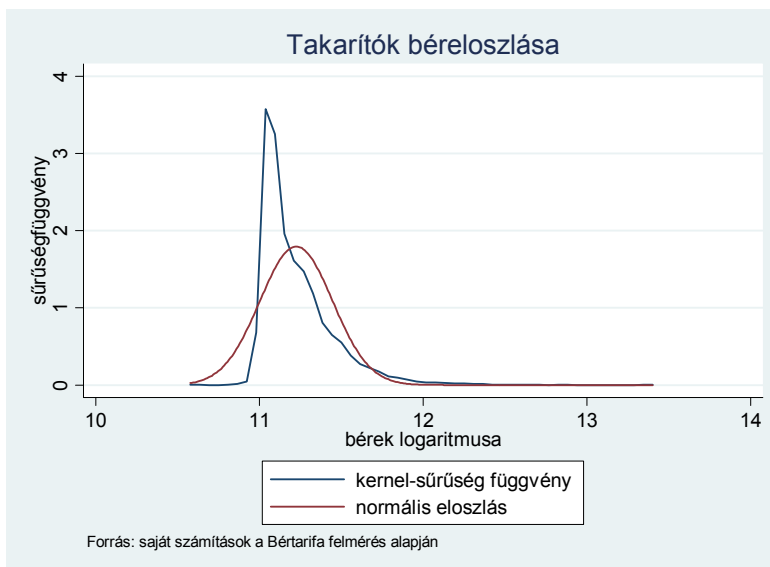
³ Köllő (2008) egy felső becslést ad a szürkebérezés kifehéredésének 2003-as adóbevételekre gyakorolt hatására. Ha azt feltételezzük, hogy minden minimálbéres zsebbe is kap fizetést és a minimálbéresek valódi jövedelme az azonos foglalkozású munkavállalók bérének átlaga, akkor a munkajövedelmek tökéletes kifehéredése esetén, az állam személyi jövedelemadó bevétele a vizsgált évben 9,7%-kal emelkedett volna.

A minimálbérek magas arányára hivatkozva sokan érvelnek azzal, hogy a minimálbérre bejelentett vállalkozók által befizetett adót csak úgy lehet növelni, ha a minimálbér-emeléssel emeljük a járulékalapjukat. A foglalkoztatási hatások negligálásához hozzájárulhat az is, hogy, abban az esetben, ha a foglalkoztatottak jelentős része zsebbe is kapott fizetést, akkor a vállalatot érő bérsokk jóval kisebb lehet, mint ahogy az a minimálbér-emelésből adódna. Ennek a hatásnak a fontosságát emeli ki a kisvállalkozások körében Palócz és Tóth (2002).

A minimálbérek számának a médiában történő felülbecslését okozhatja az is, hogyha munkaerő-piaci arányukat az APEH-hez beérkező jövedelemadó-bevallások alapján határozzák meg. Mivel az adóbevallási ívek az egész éves összjövedelmet tartalmazzák, lehetséges az, hogy az olyan munkavállalók az összbére, akik csak pár hónapig vagy részmunkaidőben dolgoztak nem éri el a minimálbér tizenkétszeresét, habár egy hónapra és teljes munkaidőre levetített bérük jóval meghaladja a minimálbér összegét.

A további elemzéshez érdemes megvizsgálni az egy foglalkozási körön belül dolgozó személyek bérelőzlését. Az első ábrán három különböző foglalkozás log-bérelőzlését követhetjük nyomon. A minimálbér logaritmus 2006-ban 11,04 volt. A szakképzetlen munkaerő foglalkoztatásának ideáltipikus eseteként jellemezhető takarítók körében a szürkebérezés aránya kifejezetten alacsony lehet. Ennek oka az, hogy a takarítók döntő többségének fizetése a minimálbér közvetlen környezetében helyezkedik el és nem figyelünk meg kiugróan magas jövedelmeket. Ugyanígy a mérnökök körében sem számíthatunk jelentős szürkebérezésre, hiszen a bérelőzlésük körülbelül lognormális és nem találunk közöttük nagy létszámú, minimálbért kereső munkavállalót. Ezzel szemben a közvélekedésnek megfelelően a felsővezetők körében már megfigyelhetünk a minimálbér környékén egy második móduszt a bérelőzlésben, miközben a felsővezetők döntő többsége ennek a jövedelemnek a többszörösét keresi. Így ebben a csoportban a minimálbér-emelés valóban csökkentené a szürkebérezés mértékét. Az első két grafikon azonban felhívja a figyelmet arra, hogy a minimálbér-emelés fehérítő hatásának nemzetgazdasági szinten lényegesen kisebb a jelentősége. Egyrészt a szakképzettséget igénylő és legálisan fizető munkakörökben a minimálbér-emelés nem fog jelentős hatást gyakorolni, másrészt, mint a következő részben látni fogjuk, az emelés az alacsonyan képzett munkaerő körében jelentős foglalkoztatás veszteségekhez is vezethet.

Foglalkozások 2006-os bérelszlása



A bér jellegű adóelkerüléssel kapcsolatban fel kell hívni a figyelmet két fontos, a kormányzati célokkal ellentétes hatásra. Egyrészt lehetséges az, hogy a minimálbér emelése önmagában emeli a szűrkebérezés nagyságát. Ennek az az oka, hogy vállalaton belüli hatékonysági és egyéb szempontok miatt a vállalatvezetők fenn akarják tartani a vállalaton belüli bérrányokat a minimálbér-emelés ellenére is. Ezért lehetséges az, hogy azoknak a bérét, akik már az emelés előtt is az új minimálbér felett kerestek, a vállalatvezető már csak illegálisan emeli tovább, hogy az emelés járulékterhét elkerülje (Elek és szerzőtársai, 2009b).

A másik ilyen probléma, hogy a minimálbér-emelésből következő gazdaságfehéredés nem egyértelműen javítja a költségvetést. Halpern és szerzőtársai (2004) az általuk felépített parciális egyensúlyi, makroökonómiai modell segítségével kifejtik, hogy a 2000-es évek eleji minimálbér-emelés ceteris paribus rontotta a költségvetés egyenlegét. Ennek oka az, hogy nyilvánvaló járulékbevétele-növekedés mellett a romló munkanélküliségi helyzet hatására növekednek a kormány kiadásai, míg a második körös hatások során a csökkenő fogyasztás és vállalati nyereségség negatívan hat az állami költségvetés bevételi oldalára.

2. A MINIMÁLBÉR-EMELÉS LEHETSÉGES HATÁSAI

Az alapvető közgazdasági modellek szerint a minimálbér bevezetése vagy emelése a foglalkoztatottság csökkenéséhez kell, hogy vezessen, hiszen piaci súrlódások nélkül a munkavállaló bérének meg kell egyeznie a termelékenységgel. Így ha az eddiginél magasabb összegű minimálbér kerül bevezetésre, akkor meg kell emelni azoknak a bérét, akik termelékenysége a minimálbérnél kevesebb. Ez egy olyan bérsokk, amely főként az alacsony termelékenységűeket érinti, így az ő foglalkoztatásuk csökkenését okozhatja. Mivel az empirikus elemzések eredményei nagyban függenek az identifikációs stratégiától, ezért a különböző elemzések valamilyen jól behatárolt és potenciálisan érintett munkaerő-piaci csoport vizsgálatára korlátozódnak (Ehrenberg-Smith, 2003). Ilyenek például a kiskereskedelmi alkalmazottak, a különböző éttermi hálózatokban dolgozók és a munkát vállaló fiatalok foglalkoztatása. A munkanélküliség növekedésére vonatkozó hipotézis empirikus ellenőrzését megnehezíti, hogy nem tudjuk tökéletesen kiszűrni az egyéb gazdasági sokkokat.⁴ Ezért a szakirodalomban leggyakrabban valamilyen természetes kísérletet vagy instrumentumot keresnek a meg nem figyelt hatások kezelésére.

⁴ A minimálbér hatását úgy tudnánk pontosan megmérni, ha tudnánk, hogy mekkora lenne a munkanélküliség akkor, ha nem kerülne a minimálbér bevezetésre. Az ehhez hasonló *tényellentétes* események vizsgálatáról és a programértékelésről lásd: Kézdi, 2004.

Egy ilyen lehetséges instrumentum Taylor és Kim (1993) nevéhez fűződik. Tanulmányukban az 1988-90 közötti kaliforniai minimálbér-emelést vizsgálták. Az időszak alatt a minimálbér 3,35\$-ról 4,25\$-ra emelkedett. Egyik vizsgálati módszerük alapjául Kalifornia állam közigazgatási egységeinek foglalkoztatási adatait választották, s ezekből 57 elemű mintát hoztak létre. 2SLS becslésük első lépcsőjében instrumentumként a megyei szintű kiskereskedelmi átlagbéreket alkalmazták. Így a minimálbér nagysága a korábbi átlagbér és az új minimálbér közti különbségként adódik. Értelemszerűen a nagyvárosok közelében a minimálbér-emelés előtti átlagbér magasabb volt, mint a vidéki területeken, így az előbbi régiókban kisebb bérsokk adódott. A korábbi átlagbér független a későbbi gazdasági folyamatoktól, így ezzel a módszerrel torzításmentesen becsülhető a minimálbér-emelés hatása. A dolgozatuk másik részében a szerzők azt vizsgálták, hogy a kaliforniai bérek és az egész egyesült államokbeli bérváltozás különbsége hogyan hatott a két terület közti foglalkoztatás különbségére a különböző kiskereskedelmi iparágakban. Előbbi esetben -0,7 százalékos, a második esetben -0,9 százalékos csökkenést becsültek egy százalékponti béremelés hatására. Ugyanakkor Card (1992) nem találta bizonyítottnak, hogy a szintén érintett fiatalok foglalkoztatottsága csökkent volna a minimálbér-emelés hatására.

Másik elterjedt módszer a minimálbér-emelkedés foglalkoztatási hatásának elemzésére a különbségek-különbsége (difference-in-difference) módszer. Az egyik leghíresebb cikk a témában Card és Krueger (1994) nevéhez fűződik. Dolgozatukban azt vizsgálták, hogy milyen hatást gyakorolt az 1992. áprilisi New Jersey-i minimálbérváltozás a gyorséttermek foglalkoztatására. Az emelés kifejezetten jelentős mértéket ért el, hiszen a minimálbér az év elején 4,25\$ az év második felében pedig 5,05\$ volt. Azért a gyorséttermeket választották, mert ebben a szektorban a munkavállalók jelentős része 5\$-nál kevesebbet keresett. A cikk írói részletesen kifejtik, hogy a New Jersey-i minimálbér-emelés meglepetésszerű volt, így a gyorséttermek nem készülhettek fel az emelésre. Az év elején a szerzők több mint 400 gyorséttermet kérdeztek le a bérezési politikájukról és az általuk foglalkoztatott dolgozók létszámáról, majd a felmérést megismételték az év végén. A meg nem figyelt hatások kiszűrésére a szerzők összehasonlították a foglalkoztatás változását a szomszédos pennsylvaniai éttermek megfelelő adataival. Az összehasonlítást az teszi lehetővé, hogy New Jersey egy kis területű és lakosságú, kifejezetten nyitott gazdaságú tagállam, és jelentős mértékben összefonódott a vele szomszédos Pennsylvániával. Az elemzés során azt kapták, hogy New Jerseyben a bérsokk ellenére jobban nőtt a foglalkoztatottak száma, mint Pennsylvániában, ugyanakkor ez nem járt sem a béren kívüli juttatások⁵ sem a hosszabb ideje alkalmazott munkavállalók béremelési ütemének csökkentésével. Bár New Jerseyben átlagosan jobban nőttek a menü árak, mint a másik államban, de nem volt szignifikáns kapcsolat az éttermeket ért bérsokk és az áremelés nagysága között.

A cikk igen jelentős hatással volt a munkaerőpiacról való gondolkodásra, és nyomában több olyan cikk is született, amelyek a fenti meglepő eredményeket próbálták interpretálni. Ezek közé tartozik Neumark és Wascher (2000) cikke is, amelyben a gyorséttermek bérszámfejtési kimutatásai alapján ismételték meg az elemzést, azonban ők -0.2 körüli berrugalmasságot becsültek a munkaórában mért foglalkoztatásra.

A két eredmény között az ellentmondást Michl (2000) tanulmánya teszi feloldhatóvá. Dolgozatában egy egyszerű modellt ír fel, amelyben a tökéletesen versenyző gyorséttermek költségfüggvénye egy teljesen állandó részből (pl. franchise díj), egy munkavállalónként fix részből (pl. betanítás költsége) és a munkások órabéréből áll. Feltette még, hogy az alkalmazottak határtermelékenysége csökken, ha növekszik a hetente ledolgozott órák száma. A modell perdikciói szerint egy a minimálbér-emeléshez hasonló, pozitív bérsokk hatására a foglalkoztatottak száma növekszik, de csökken az alkalmazottanként ledolgozott órák száma. Eredményeit empirikusan is megvizsgálta, és azt tapasztalta, hogy mindkét szerzőpárosnak igaza van, és az eredményeik közti különbséget a foglalkoztatásra alkalmazott eltérő definíciójuk okozta. Ugyanakkor felhívta a figyelmet, hogy a minimálbér-emelés hatására a korábban is alkalmazottak összére nem csökkent, szabadidejük nőtt, illetve új alkalmazottak is felvételre kerültek. Így szerinte a minimálbér-emelés e parciális egyensúlyi elemzés alapján növelte a társadalom összjólétét.

A minimálbér hatásának mérési nehézségeit ugyanakkor jól jelzi, hogy Card és Crueger (2000) intézményi statisztikákon megismételt becslései során arra a következtetésre jutott, hogy a minimálbér egyáltalán nem befolyásolta vagy az említett minimálbér-emelés legfeljebb kis mértékben növelte Pennsylvániához képest a gyorséttermek által foglalkoztatottak számát.

2.1 A 2000-ES ÉVEK ELEJI MINIMÁLBÉR-EMELÉSEK HATÁSA

A 2000-es évek eleji minimálbér-emelések lehetséges negatív hatásaira először Köllő (2001) hívta fel a figyelmet. Elemzésében olyan árelfogadó, költségminimalizáló vállalatokat feltételezett, amelyek szabadon dönthetnek a felhasznált tőke, valamint a képzetlen, a fiataliskolázott, és az idős-iskolázott munkaerő felhasználásáról. Definíciója szerint egy foglalkoztatott képzetlen, ha legfeljebb szakmunkás végzettséget szerzett, míg azok számítanak iskolázottnak, akik legmagasabb iskolai végzettsége legalább érettségi vagy főiskolai diploma. A fiatal és idős munkavállalókat az különbözteti meg, hogy a munkatapasztalatuk eléri-e az összes foglalkoztatott tapasztalatának mediánját. Ezután egyéb feltevések mellett egy egyenletrendszer segítségével levezeti a különböző

⁵ A béren kívüli juttatások jobbára kedvezményes vagy ingyenes étkezési lehetőséget jelentenek az alkalmazottak számára.

munkaerőtípusok saját és kereszt-árrugalmasságát. Eredményei alapján a három munkaerőtípus közül a szakképzetlen munkaerőtípus árrugalmassága a legmagasabb, 1999-es adatok alapján $-0,473$. A szerző kiemeli, hogy ez alapján arra lehet számítani, hogy a minimálbér-emelés hatására a szakképzetlenek foglalkoztatása jelentősen visszaesik. Szerinte ez a hatás nem a munkahely elvesztésén, hanem a rosszabb elhelyezkedési esélyeken keresztül jelentkezik, ezért a foglalkoztatási következmények csak hosszabb távon érvényesülnek.

A későbbi, hasonló témájú elemzések is megerősítették Köllő figyelmeztetéseit. A fenti becslések megismétlése során Kertesi és Köllő (2002) becslései szerint a 2000-es minimálbér-emelés parciális hatása 3.85 százalékpontos csökkenés az érettségist nem szerzett munkaerő foglalkoztatásában. Ez a hatás a 2001-es minimálbér-emeléssel együtt 5.98 százalékpontos visszaesést jelent 1999-hez képest. A szerzők az általam is használt Bértarifa-felmérés segítségével kísérletet tesznek arra, hogy a területi hatásokat is elkülönítsék. Ehhez 57 csoportot képeznek úgy, hogy Budapest kivételével az összes megyét felosztják lakhely szerinti csoportokra (megyei jogú város, egyéb város, község). Elemzésük alapján legrosszabb helyzetbe az északkelet-magyarországi és az alföldi községek lakói kerülnek, míg az ország fejlettebb területein, pl.: Győr-Moson-Sopron, Komárom-Esztergom, és Vas megyében ez a hatás kisebb, mivel ezeken a területeken sokkal kisebb arányban érintette a foglalkoztatottakat a minimálbér-emelés.

Kertesi és Köllő (2004) modelljében két változót használ a minimálbér hatásának mérésére. Az egyik a minimálbér-emelés által érintett alkalmazottak részaránya. A másik egy ennél összetettebb változó, amellyel becslést adnak vállalati szinten a minimálbérsokk pontos nagyságára (ω). Először azt feltételezik, hogy a minimálbér emelése nélkül minden alkalmazottnak az átlagos növekedési ütemmel megegyező arányban növekedne a bére.⁶ Ezután felemelték azok bérét az új minimálbér szintjére, akiknek a jövedelme az átlagos rátával való emelés ellenére is az új minimálbér alatt maradt. A bérsokk nagysága a kétfajta módon számolt bértömeg hányadosából származik. A minimálbérsokk hatásának azonosítására egy olyan egyenletrendszer szolgál, amelynek első egyenletében ω segítségével megbecsülik a bérsokk nagyságát, a másodikban pedig a bérsokk hatásával a vállalatok foglalkoztatási adatait. Becsléseik során a munkaerő bérrugalmassága $-0,4$ körülnek adódott. Elemzésük szerint ez megközelítőleg tizenkétezer munkahely elvesztését jelentette, főként az amúgy is rosszabb foglalkoztatási helyzetben lévő keleti régiókra összpontosulva. Ha a szürkebérezést is figyelembe vesszük, akkor a bérsokk felülbecsüli a valódi költségnövekedést, hiszen a foglalkoztatott valódi bére nem változik, csak a kifizetett járulékteher nagysága növekszik. Ennek kiszűrésére a becslést elvégezték úgy is, hogy ω helyett a korábban minimálbér alatt kereső alkalmazottak részarányát használták, azonban

az így kapott eredmények nem tértek el lényegesen a korábbiaktól. A minimálbér-emelés elkerülésének egy másik lehetősége, hogy a vállalatok a korábbi alkalmazotti jogviszonyt alvállalkozói jogviszonnyal cserélik fel. Ebben az esetben az emelés által jobban érintett vállalatok nem bér jellegű költségeinek jelentősen emelkednie kellett volna, azonban nem találtak szignifikáns összefüggést a két változó között.

A 2000-es évek eleji negatív munkaerő-piaci hatások fényében különös figyelmet érdemel a 2006. évi minimálbér-emelésről rendezett vita a Pénzügyminisztériumban. A vitán részt vevő közgazdászok egyetértettek abban, hogy az akkor tervezett minimálbér-emelés⁷ negatívan befolyásolja a foglalkoztatási adatokat. Ennek fő oka az, hogy 2000-ben a minimálbér még a piaci bérek alatt volt, miközben 2006-ban már nagyon sok ember számára effektív korlátot jelentett. Emellett Kátay Gábor kiemelte, hogy 2005-ben a bérek magasabbak és a konjunktúrakilátások jobbak voltak, mint korábban, ennek ellenére mégis emelkedett a munkanélküliség. Ebből ő arra következtetett, hogy a magyar gazdaságra már a vita idején jelentős munkaerő-túlkínálat volt jellemző. Ugyanakkor felhívta a figyelmet arra, hogy a 2007-re tervezett járuléksökkentés miatt a vállalatok lenyelhetik a bérköltségek növekedését. Abban minden résztvevő egyetértett, hogy a minimálbér differenciálása további erőteljes negatív hatással fenyeget a foglalkoztatásra nézve és szükségtelenül növeli a munkaerő-piaci merevségeket. Sőt, Köllő János amellett érvelt, hogy az államnak erőteljesebben ki kellene állnia az érdekegyeztetési fórumokon a minimálbérek emelése ellen, és a mediánszavazók helyett a szakképzetlenek és idős munkavállalók érdekeit kellene védenie (Scharle és szerzőtársai, 2006, 63-65. o.).

Ezek alapján levonhatjuk azt a következtetést, hogy az adminisztratív béremelések 2006-ban nem tudtak hozzájárulni a gazdaság fehéritéséhez, sőt, a foglalkoztatási helyzet jelentős romlásával fenyegettek. Így kiemelkedő szerepet nyertek az alternatív munkaerő-piaci fehéritő eszközök. A következőkben azt vizsgálom, hogy milyen lehetőségek adódnak a gazdaság fehéritésére az elvárt jövedelem utáni adózás segítségével.

3. AZ ELVÁRT JÖVEDELEM UTÁNI ADÓZÁS

Az elvárt jövedelem utáni adózás (presumptive taxation) első formáját a 18. században vezették be Milánóban. Az akkori törvény szerint nem a termés, hanem a föld értékének adott százalékában határozták meg a földet sújtó adó nagyságát (Sadka-Vito 1992). Mivel ez független a termelésbe fektetett munka nagyságától, ezért nem torzítja a termelési erőforrások árait.

⁶ A különböző becslések során azt tapasztalták, hogy a jövedelemeloszlás felső 60 percentilisében megközelítően valóban azonos arányban emelkedtek a bérek.

⁷ Az elmúlt évek minimálbéreinek nagyságát lásd: APEH (2010)

Az ehhez hasonló, a vagyona kivetett adó elméletét Allais (1988) alkotta meg. Véleménye szerint az összes most létező adót meg kellene szüntetni, és a saját lakáson kívül minden ingatlanra, vállalatra és tárgyi eszközre értékének 2%-ára rúgó éves adót kellene kivetni. Az eszközök értékét a tulajdonos határozná meg. Az így meghatározott árakat nyilvánossá kellene tenni, és ha egy vevő hajlandó az ár 150%-át kifizetni, akkor a tulajdonos köteles eladni az általa birtokolt eszközt vagy pedig az általa deklarált ár 5%-át köteles az adóhatóságnak, 5%-át pedig az ajánlattevőnek kifizetni. Mivel ebben az esetben domináns stratégia lenne az alulárzott eszközökre folyamatosan ajánlatot tenni, ezért a tulajdonosok kénytelenek a saját rezervációs árukon, vagy legalább a piaci áron értékelni tulajdonukat, amennyiben ez utóbbi alacsonyabb. Allais érvelése alapján ez minimálisra csökkentené az adószedés költségét, gyakorlatilag megszüntetné az adóelkerülést, és emellett a milánói példához hasonlóan nem torzítaná a termelési tényezők elosztását és árait.⁸ Sadka és Vito (1992) a fentiekre alapozva a termelési eszközökre kivetett adó mértékét a vele a piacon átlagosan megszerezhető jövedelemhez kötnék és levezetik, hogy ez az adófajta rövidtávon magas teljesítményre ösztönöz, hosszabb távon pedig arra, hogy az egyének befektessenek a saját emberi tőkéjükbe, hogy termelékenységüket ezáltal is növeljék.

A fentiekhez hasonló elvárt jövedelem utáni adóztatás igen elterjedt a fejlődő és rendszerváltó országokban, ahol a kormányok csak nehezen vagy nem megfelelően tudják egyes csoportok körében az adófizetést ellenőrizni. Az egyik ilyen nehezen adóztatható csoport Bird és Wallace (2004) felosztása szerint az alacsony adóköteles jövedelemmel rendelkezők, mint a kis vállalkozások és az egyéni adózók csoportja, hisz körükben az ellenőrzés költsége könnyen magasabb lehet, mint az ellenőrzésből származó haszon. A második nehezen adóztatható csoportba azok a vállalatok tartoznak, amelyek tevékenységüket teljesen elrejtik az adóhatóság elől (szellemek), vagy pedig annak csak egy nagyon kis részét űzik legálisan (jéghegyek). Ilyen cégek lehetnek például a kereskedelemmel foglalkozó vállalatok. A harmadik nagy csoportot pedig azok a vállalatok alkotják, amelyek legálisan végzik tevékenységüket, ennek ellenére egyáltalán nem fizetnek adót, vagy méretükhöz képest nagyon alacsony adót kötelesek fizetni. Ilyenek a veszteséges, vagy bevételükhöz és tőkéjükhöz képest nagyon alacsony nyereséggel működő vállalatok.

Ezen csoportok adóztatásánál célszerű lehet valamilyen egyszerűen ellenőrizhető, mindenkire általánosan kiróható adószabályt alkotni. Ilyenek lehetnek a vállalatok eszközeinek összértékére, kis vállalatok körében a foglalkoztatottak számára, magánszemélyeknél pedig a tulajdonukban lévő pénzügyi eszközök értékére kivetett adók.

⁸ A hasonló elvekre épülő Liska-modellben nem szükséges a tulajdonos által meghatározott árra felárat ígérni a vásárlónak és a tulajdonos köteles a vásárlási ajánlatot elfogadni. Azonban Liska (1988) kifejezetten alacsony adó mellett érvel, hogy a tulajdonosok akár felül is tudják árazni a tulajdonukat, ha azt valamilyen egyéni megfontolásból nem akarják eladni.

2001 óta Hollandiában például a magánszemélyeknek nem értékpapírjaik valós hozama után kell fizetniük, hanem az értékpapírjaik értéke után 1,2%-ot. Az adókulcs megállapításának alapja, hogy az átlagosan elvárt éves hozam egy értékpapír után 4%, az erre kivetendő adókulcs pedig 30% (Genser, 2006).

Egy másik ilyen út lehet, ha egyes adóalanyokat, tipikusan az alacsony jövedelmű magánszemélyeket, egyszerűen kivonják az adózás egy része, vagy egésze alól. A kedvezmény célja, hogy leegyszerűsítse az adóhatóság adószedő munkáját. Erre egy példa, hogy a magánszemélyek Amerikában választhatnak, hogy egy viszonylag magas összegű és egyéni helyzettől független, vagy pedig egy jogcímenként tételesen megállapított adókedvezményt igényelnek-e. Tehát nem az elvárt adó nagyságát határozzák meg előre, hanem az elvárt adókedvezményt. A módszer hatékonyságát jól jelzi, hogy 1989-ben Amerikában az adózók 70,9%-a élt ezzel a lehetőséggel. (Slemrod-Yithzaki, 1994)

4. AZ ELVÁRT JÖVEDELEM UTÁNI ADÓZÁS MAGYARORSZÁGON

Csakúgy, mint a többi fejlődő országban, Magyarországon is széles körben alkalmazzák az elvárt jövedelem szerinti adóztatást. Ilyen adófajták az egyszerűsített vállalkozói adó (EVA) és a helyi iparüzési adó (HIA).

A kisebb méretű vállalkozások választhatnak a normál adózás és az EVA között. Ha az EVA mellett döntenek, akkor kötelesek befizetni az adóalap számítása során pár tétellel módosított bevételük 30%-át, és ezzel kiváltják az általános forgalmi adót, a társasági adót és a vállalkozó személyi jövedelemadóját (EVA-törvény, 2002). A HIA az egyik legáltalánosabb példa az elvárt jövedelem utáni adózásra. A helyi önkormányzatoknak megvan a jogi lehetőségük, hogy a közigazgatási területükön működő vállalatokra az általános forgalmi adóval csökkentett bevételük maximum 2%-ára rugó helyi adót vessenek ki, függetlenül az adott vállalat tevékenységétől és nyereségétől (HIA-törvény, 1990). Ez az adónem kísértetiesen hasonlít az 1988-as mexikói adóreformra (Sadka-Tanzi, 1992). Mindkét esetben az motiválhatta az adónem bevezetését, hogy a vállalatok összbevételét sokkal nehezebb elrejteni, mint a vállalatok nyereségét. Így az elvárt nyereséget közvetve, a bevétel arányában határozták meg.

A fenti két adónem mellett a legfontosabb elvárt jövedelemhez kapcsolódó adók a minimálbérszabályokhoz kapcsolódnak. Ezek egyike a szakmunkás végzettséghez kötődő bérminimum. Ha a munkavállaló szerzett valamilyen szakmai végzettséget, és végzettségét felhasználja a munkakörében, akkor a bérének el kell érnie a minimálbér 120%-át (Kormányrendelet, 2009). A differenciálás fő oka ugyanaz lehet, mint a 2000-es évek eleji minimálbér-emelésnek: a döntéshozók feltételezése szerint ez csökkenti a munkaerő-piaci súrlódásokat, magasabb teljesítményre ösztönöz, és fehéríti a gazdaságot; ugyanakkor nem

számolnak azzal, hogy a minimálbér-emelés az érintett csoportok körében növelheti a munkanélküliséget (Kertesi-Köllő, 2004).

A kétszeres minimálbér szabály kimondottan a gazdaság fehéritését célozza meg. Mivel az Alkotmánybíróság alkotmányellenesnek minősítette a nem valós, hanem egy képzett jövedelem utáni adófizetést, a vállalkozóknak nem kötelező ilyen magas összegre bejelenteni foglalkoztatottaikat, ugyanakkor az APEH nyíltan deklarálta, hogy fokozattan ellenőrzi azokat a vállalkozásokat, amelyeknél az alkalmazottak nem keresik meg legalább a minimálbér kétszeresét (APEH, 2007). Ha racionális döntési keretben vizsgáljuk az adózót aki az elcsalt adó mennyiségéről dönt, akkor ez a szabálmódosítás az ő szempontjából a lebukási valószínűség növekedésének felel meg, amely jelen esetben csökkenti az elcsalt járulék mértékét (Cullis-Jones, 2003). Bár egy ellenőrzés során nem lehet tetten érni a szürkebérezést, ugyanakkor fény derülhet az adóelkerülés más formáira is, amelyekért a vállalkozások már büntethetők. Ezért a vállalkozásoknak megérheti emelni az általuk legalisan fizetett bért, azért, hogy az adóhatóság ellenőrzését elkerüljék.

5. A KETTŐS KORLÁT MODELL

Dolgozatomban az Elek és szerzőtársai (2009b) által kifejlesztett modellt alkalmazom a potenciálisan aluljelentett és a valódi minimálbéresek elkülönítésére.

A kettős korlát (double-hurdle) modellt Cragg (1971) fejlesztette ki. Modelljét a tartós fogyasztási cikkek vizsgálatához használta, ahol a fogyasztó külön és más szempontok alapján dönt arról, hogy fogyasszon-e egy bizonyos terméket, és arról, hogy ha a fogyasztás mellett dönt, akkor mennyit költsön rá. Aristei és szerzőtársai (2007) ezzel a módszerrel azt vizsgálják, hogy mi határozza meg az olaszok alkoholfogyasztási szokását. Elemzésük alapja, hogy a fogyasztásról való döntésére (első korlát) az egyén szociokulturális környezete gyakorol nagyobb hatást, míg az alkoholfogyasztás mennyiségére (második korlát) nagyobb hatást gyakorolnak az egyéni preferenciák. Martínez-Espiñeira (2007) a prérifarkasok védelmére szánt pénz mennyiségét vizsgálta a modellel. Kérdése az volt, hogy mitől függ, hogy valaki szán-e pénzt a prérifarkasok által okozott kár pótlására, és ha igen, akkor mennyit. Bratti és szerzőtársai (2003) a double-hurdle-höz hasonló modellel vizsgálták, hogy az egyetem elvégzése hogyan hat a hallgatók munkaerő-piaci lehetőségeire. Három „korlátot” használtak: a hallgató befejezte-e felsőoktatási képzést, részt vett-e az általuk használt felmérésben, és végül, hogy dolgozik-e. Munkaerő-piaci modellezésre Shelkovánál (2008) találunk példát. Tanulmányában a bér meghatározásánál az egyik korlát a termelékenység, a másik pedig a munkaadók hallgatólagos összejártsága volt. Modelljében a minimálbér adja azt a fókuszpontot (focal point), ami lehetővé teszi az amúgy versengő vállalatok összejártságát.

Elek és szerzőtársai (2009b) a modellel azt vizsgálták, hogy egy alkalmazott azért keres-e minimálbért, mert a termelékenysége nem haladja meg a minimálbért, és ezért a minimálbér, mint adminisztratív korlát feltolja a keresetét, vagy pedig azért, mert a keresetének egy részét illegálisan, zsebbe kapja. A modell azonban nem alkalmas arra, hogy meghatározza, ki kap zsebbe pénzt és ki nem. A modell az egyes egyénekre egy meghatározott családi valószínűséget és potenciális bért prediktál, amelyekből nagyságrendileg következtetnek az egyes szakmákon belüli szűrkebérezés arányára és a valódi jövedelem-eloszlásra. Ezt használja fel Telegdy (2009), amikor a külföldi vállalatok bérprémiumának vizsgálatakor kitér arra, hogy a megfigyelt bérprémiumot mekkora részben okozhatja a belföldi vállalatok szűrkebérezési gyakorlata. A modell másik alkalmazása Elek és szerzőtársaihoz (2009b) fűződik. A szerzők azt vizsgálják, hogy mennyiben adtak más választ a csaló és nem csaló vállalatok a 2000-es évek eleji nagy minimálbér-emelésekre.

5.1 A FORMÁLIS MODELL

Tegyük fel, hogy Y_i jelöli a zsebbefizetés torzítása nélküli bért. Transzformáljuk a béreket úgy, hogy vesszük a bérek logaritmusát, és toljuk el úgy, hogy a 2006-os minimálbér (62500 Ft) helyén vegyen fel 0-t (y_i). Legyen:

$$y_i = \beta * X_i + u_i \quad (1)$$

ahol X_t az egyén különböző tulajdonságaiból képzett vektor, u_t pedig egy 0 várható értékű, normális eloszlású, σ szórású valószínűségi változó. Tételezzük fel, hogy ha a munkavállaló csal, vagy a termelékenysége alacsonyabb, mint a minimálbér, akkor jövedelemként a minimálbért figyeljük meg ($y_i=0$), különben pedig magasabb jövedelmet (y_i pozitív). Jelöljük Z_i -vel azokat a személyes változókat, amelyek a csalást meghatározzák. Ez alapján felírhatjuk a következő egyenletrendszer:

$$Y_i = Y^* , \text{ ha } \beta * X_i + u_i > 0 \text{ és } \gamma * Z_i + \varepsilon_i > 0$$

$$Y_i = \text{minimálbér} , \text{ különben}$$

Tegyük fel hogy az X_t és Z_t közötti korreláció ρ . Cragg (1971) modelljében még a $\rho=0$ megkötés szerepelt. Abban az esetben, ha $X_t=Z_t$, $\beta=\gamma$, $\sigma=1$ és $\rho=1$, a Tobit-modellt kapjuk vissza. Ugyanis, a fenti megkötésekkel a szelekciós egyenlet ekvivalensé válik az első egyenlettel, így a fenti kettős korlát modell felfogható a Tobit-modell általánosításaként is.

Elek és szerzőtársai (2009b, 50.old.) a normális eloszlás feltételes eloszlásainak segítségével felírják a modell maximum likelihood függvényét, amely már számítógépes módszerekkel becsülhető:

$$L = \prod_{y_i=0} [1 - \Phi_{\rho, \sigma, 1}(X\beta, Z\gamma)] * \prod_{y_i > 0} \left[\Phi \left(\frac{z_i \gamma + \frac{\rho}{\gamma} (y_i - \beta x_i)}{\sqrt{1 - \rho^2}} \right) \frac{1}{\sigma} \varphi \left(\frac{y_i - \beta x_i}{\sigma} \right) \right] \quad (3)$$

Elek és szerzőtársai (2009b) elkészítették a modellnek egy olyan kibővítését is, amely nem csak a minimálbérrre bejelentett foglalkoztatottak körében engedi meg a szűrkebérezést. A kiterjesztett modellben lehetséges az, hogy a foglalkoztatott a minimálbérnél magasabb összegre legyen bejelentve és emellett még zsebbe is kapjon fizetést. E bővebb modell eredményei kevésbé robusztusak, mert nagymértékben függenek a paraméterek megválasztásától. Így, ha a kibővített modell eredményeit használjuk a további becslésekhez, az nagy mértékben megnehezíti az eredmények értelmezését. Ezért az egyszerű kettős korlát modell használata mellett döntöttem.

6. A BÉRTARIFA-ADATBÁZIS

A Bértarifa-felmérést 1992 óta minden év májusában elvégzi az Állami Foglalkoztatási Szolgálat (ÁFSz). A felmérés kiterjed minden költségvetési szervezetre, a Magyarországon működő jogi személyiségű vállalkozások egy mintájára és 2002 óta a non-profit szervezetekre is. A vállalatok kapnak egy speciális kérdőívet, amelyben meg kell adniuk a vállalatukról bizonyos adatokat. Ilyenek például a tulajdonosi szerkezet, a működési terület, a dolgozók összlétszáma stb. Emellett ki kell tölteniük egy táblázatot, amelyben fel kell tüntetniük alkalmazottaik bizonyos tulajdonságait, pl. végzettségét, életkorát, foglalkozását (a Foglalkozások Egységes Osztályozási Rendszere, azaz a FEOR-kód alapján) és alkalmazásuk pontos feltételeit. Ez részletesen tartalmazza a munkaszerződés típusát és az alaplunkaidőt a túlórával és egyéb speciális munkaidővel. A felmérés emellett nagyon részletes kimutatást tartalmaz nemcsak a teljes fizetésről, hanem az egyes kiegészítő juttatásokról, például túlórapótlék, rendszeres és különleges prémiumok, nem pénzbeli juttatások (Bálint, 2006).

A felmérés előkészítése során minden 20 fő feletti vállalat köteles részt venni a felmérésben, míg az 5-20 fő közötti vállalatokból véletlen mintát vesznek. Az 50 fő alatti vállalatoknak minden alkalmazottjukról kell adatot közölniük. Az 50 fő feletti vállalatoknak csak az alkalmazottaik egy részéről kell adatot szolgáltatniuk. A kiválasztás alapja, hogy a fizikai munkakörben dolgozókról csak akkor kell adatot közölni, ha valamely hónapban 5-én vagy 15-én születtek. A szellemi munkakörben dolgozók közül pedig az 5-én, 15-én és 25-én születettek adatait kell megadni (AFSz, 2000). Mivel a születési dátum véletlennek tekinthető, ezért a minta biztosítja a reprezentativitást és segíti a különböző egymást követő

évek megfigyeléseinek összekapcsolását. Ha a munkavállaló a következő időpontban is ugyanannál a vállalatnál dolgozik, akkor nagy valószínűséggel megtaláljuk a következő évi felmérésben is, hiszen kicsi a valószínűsége, hogy egy vállalatban belül több ember ugyanazon a napon szülessen. A születési idő és a vállalat törzsszámán kívül felhasználjuk még a kvázipanel elkészítéséhez a munkavállaló nemét, iskolai végzettségét és pontos foglalkozását, azaz az alkalmazott 4 jegyű FEOR kódját, hogy a nagyobb vállalatokon belüli is egyértelműen be tudjuk azonosítani az embereket. Ezzel a módszerrel a 167 ezer munkavállalóból be tudunk azonosítani 59 ezer főt a következő évben is. Ezt a módszert kihasználva munkaerő-piaci tanulmányok sora született az elmúlt években. Ilyen volt például Ábrahám-Kézdi (2000) tanulmánya, akik a rendszerváltás utáni hosszabb távú munkaerő-piaci trendeket vizsgálták. Kertesi-Köllő (2001) pedig bemutatta, hogy a 1990-es évek elejétől a munkaerő-piaci tapasztalatokhoz képest egyre fontosabbá váltak az oktatás során megszerzett képességek a munkaerő-piaci tapasztalatokhoz képest. De ugyanilyen módszerrel képzett kvázipaneleken dolgoztak a korábban említett minimálbéres szürkefoglalkoztatást vizsgáló tanulmányok is.

6.1 A BÉRELOSZLÁSOK VÁLTOZÁSA 2006 ÉS 2007 KÖZÖTT

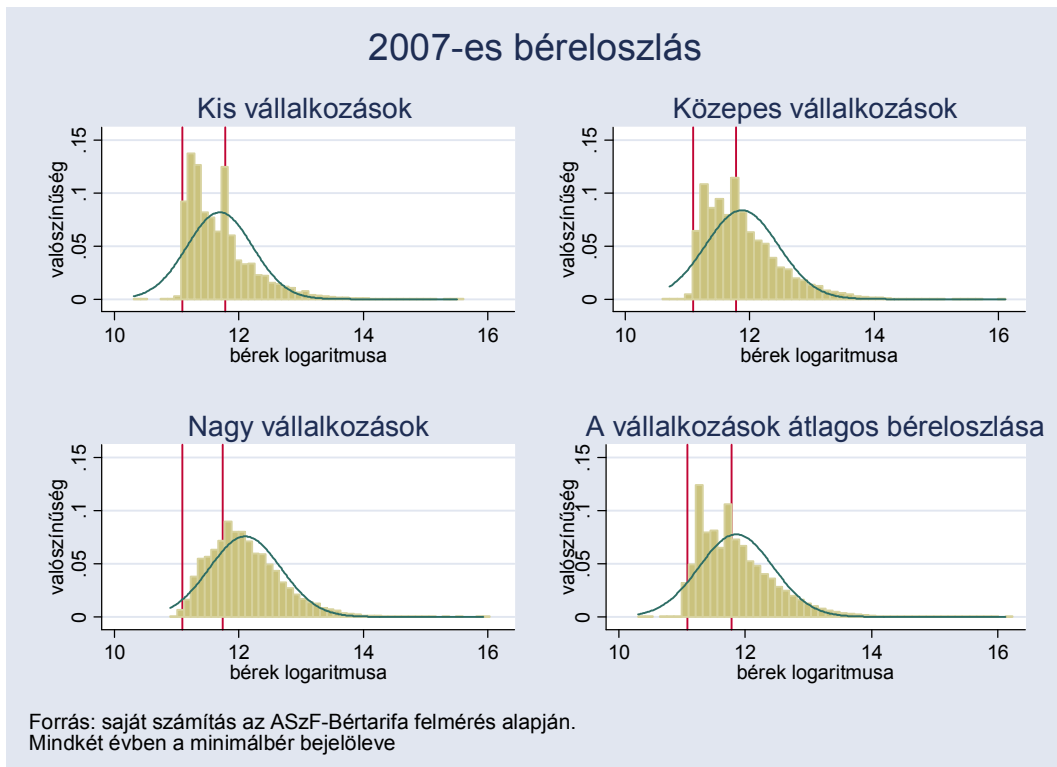
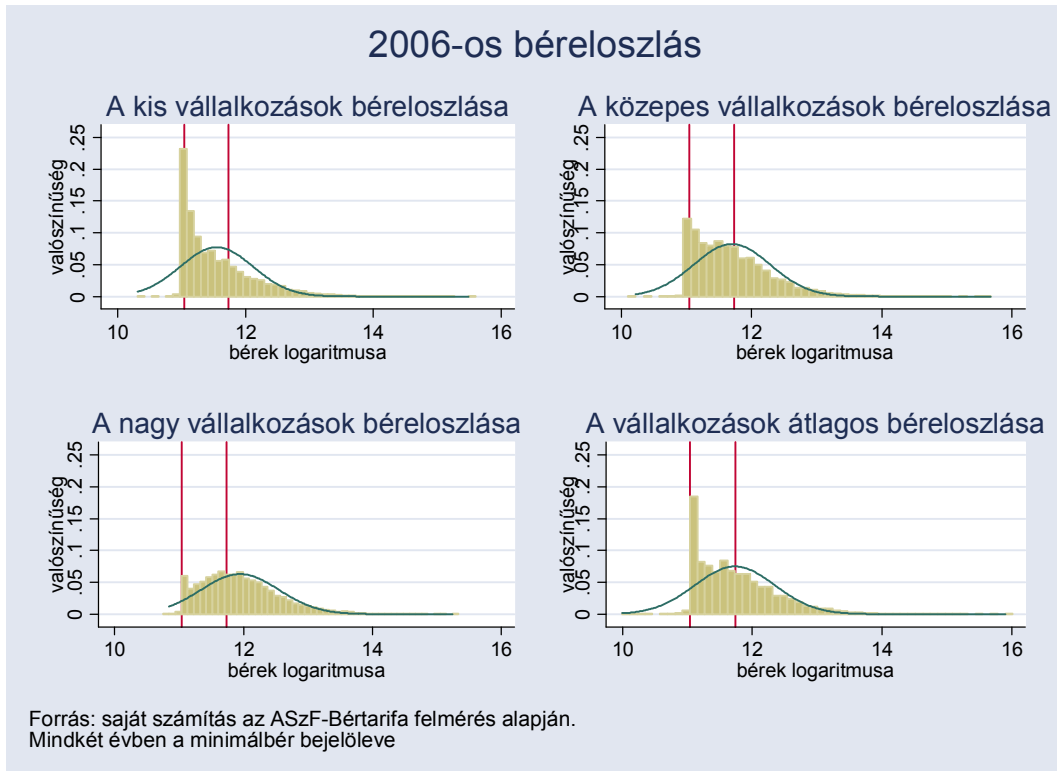
A szürkebérezést vizsgálva legegyszerűbben a vállalati bérelaszások változásából vonhatunk le következtetéseket. Az 2. ábrán a 2006-os és 2007-es vállalati bérelaszások láthatóak. A kisvállalatok közé tartoznak a 300 főnél kisebb, középső kategóriába a 300 és 1000 fő közötti, a nagyvállalatok közé pedig az 1000 fő feletti vállalatok. Mindegyik ábrán bejelöltem a minimálbért, a minimálbér kétszeresét, és a megfigyelt eloszláshoz legjobban illeszkedő normális eloszlást.

A legszembetűnőbb különbség a két év eloszlása között az, hogy megjelent egy kiugrás a minimálbér kétszeresénél és nagymértékben lecsökkent a minimálbéresek aránya. Jól látható, hogy a legjelentősebb változáson a kisvállalkozások estek át, míg a nagyvállalati bérelaszás változása ehhez képest elhanyagolható mértékű. A nagyvállalatok eloszlása már 2006-ban is közel normális volt. Bár 2007-re a nagyvállalatoknál is csökkent a minimálbéresek aránya, mégsem figyelhetünk meg a kisvállalkozásokhoz hasonló kiugrást a minimálbér kétszeresénél. Ezzel szemben a kisvállalkozások bérelaszása egyik évben sem hasonlított csonkolt normális eloszláshoz. Itt első évben a minimálbéresek aránya volt kiugróan magas az összes foglalkoztatotthoz képest, következő évben pedig a szakmunkás minimálbérnél és a minimálbér kétszeresénél figyelhetünk meg hasonlóan magas értéket. A középvállalatok nem csak méretükben, hanem a két év közötti változások tekintetében is a kis- és nagyvállalatok között helyezkednek el. Ezért arra következtethetünk, hogy a két év

aggregált bérelőzlása közti különbséget a kisebb vállalatok bérfizetési stratégiájának az átalakulása és esetleges fehéredése okozta.

2. ábra

A 2006-os és 2007-es vállalati bérelőzlások



Véleményem szerint ennek az az oka, hogy míg azokat a vállalatokat, amelyek éves szinten legalább 100 millió forint átlagos bevétellel vagy legalább 50 alkalmazottal rendelkeznek, tehát a nagyobb vállalatok közé tartoznak, független könyvvizsgáló cégek folyamatosan ellenőriznek (Számviteli Törvény, 2000), addig 2006-ban a jogi személyiséggel nem rendelkező, potenciálisan kis vállalkozásokat az APEH átlagosan hatévente, az egyéni vállalkozókat pedig csak huszonhárom évente ellenőrizte (Bulletin, 2006). Így a bérelőslások alapján joggal gondolhatjuk azt, hogy a kétszeres minimálbér szabály valóban csökkentette a szürkebérezést.

7. A DOUBLE-HURDLE MODELL BECSLÉS EREDMÉNYEI

Ebben a részben a double-hurdle modell futtatásához szükséges előzetes transzformációt és a modell eredményeit ismertetem. Végül kitérek arra, hogy a modell alapján hogyan lehet családi indikátorokat képezni.

7.1. AZ ADATOK ELŐZETES TRANSZFORMÁCIÓJA

A 3.1.-es alfejezetben bemutatott becslőfüggvény egyszerűen becsülhető, de csak abban az esetben ad konzisztens eredményt, ha a maradéktagok normális eloszlásúak.⁹ Ezért a béreken olyan transzformációt kell alkalmazni, amely a log-béreket normális eloszlásúvá alakítja. Többfajta ilyen transzformáció is akad a szakirodalomban, én az Elek és szerzőtársai (2009b) által kidolgozott módszert alkalmazom. Az ő esetükben a transzformációra azért volt szükség, mert a 2000-es évek eleji minimálbér-emelés hatására nemcsak az új minimálbér alatt keresők bérét emelték meg, hanem azok bérét is, akik termelékenysége már a drasztikus minimálbér-emelés előtt is 50 ezer Ft felett volt, annak érdekében, hogy a bérkülönbségek megszűnéséből fakadó munkahelyi feszültségeket megelőzzék.

Elek és szerzőtársai (2009b, 52.o.) olyan átalakítást alkalmaztak, amely a magasabb béreknél nem módosítja a megfigyelt béreket, ugyanakkor az alacsonyabb béreknél megszünteti a feltorlódást. Az általuk választott függvényforma szerint nem a log-béreket figyeljük meg, hanem a

$$g(y_i) = y_i^* + r * \exp(-(y_i - \log(\text{minbér}) + r)/r) \quad \text{ha: } y_i^* > \log(\text{minbér}) - r$$

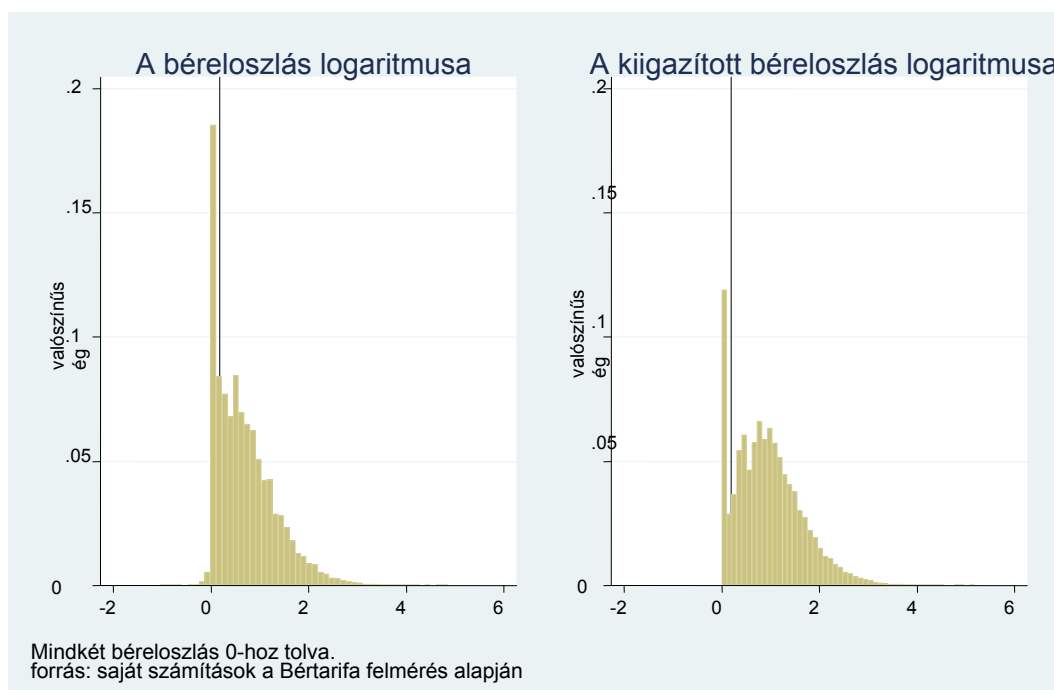
⁹ Esetemben transzformáció nélkül nemcsak, hogy nem konzisztens a becslőfüggvény, de nem is konvergál a szimulációs algoritmus.

függvény által definiált béreket, ahol y_i^* továbbra is a log-béret jelöli, úgy, hogy a minimálbér 0-hoz van tolva. Az r paraméter becslésére két módszert alkalmaztak. Az egyik módszer során a 2000-es bérek percentiliseinek mediánjait vették¹⁰ és hozzárendelték a 2002-es bérek percentilisein belüli mediánokat, majd korrigálták az így képzett eloszlást az átlagos bérnövekedéssel, ezután pedig ráillesztették a $g(y_i)$ függvényt. A másik módszerükben azt tételezték fel, hogy y_i^* egy csonkolt normális eloszlás m várhatóértékkel és s szórással. Az így kapott modell maximum likelihood módszerrel becsülhető és a keresett paraméterek (r , m , s) meghatározhatóak. Ezután a $g^{-1}(y)$ függvény megadja az általunk keresett csonkolt lognormális béreloszlást. A két módszerrel a szerzők r értékeire 0,316 és 0,323-as eredményeket kaptak. Dolgozatom során átvettem tőlük az általuk is használt 0,323-as paramétert.

Mint a 3. ábrán látható, a 2006-os transzformálatlan béreloszlásban is megfigyelhető egyfajta feltorlódás. is megfigyelhető a 2000-es évek eleji bérfeltorlódás. Az ábrán a fekete vonal a szakmunkás minimálbért jelöli. Jól látható, hogy a transzformált béreloszlásban ez a kiugrás eltűnik és a béreloszlás megközelítően lognormális formát vesz fel.

3. ábra

A 2006-os bér adatok transzformációja



¹⁰ Az összehasonlítás alapja, hogy a béreloszlás 2000-ben még lognormális volt. Emellett a szerzők azzal az implicit feltevéssel éltek, hogy az adott egyének relatív pozíciója a jövedelmi skálán nem változott a minimálbér-emelés hatására.

7.2. A KETTÓS KORLÁT MODELL

A harmadik egyenletben található becslőfüggvény egyszerre becsüli meg a bért és a csalást meghatározó tényezőket. A modell akkor működik jól, ha találunk olyan változókat amelyek nem hatnak az egyén bérére, viszont arra igen, hogy az egyént teljes fizetésén, vagy csak minimálbéren jelentik-e be. A fentiek alapján a 1. táblázatban láthatók a kettős korlát becsléseim eredményei. Az elemzés során a béregyenletben kontrolláltam még 17 FEOR-kód alapján képzett végzettségi csoportra, ezek közlésétől azonban a dolgozat során eltekintek. Az első és a második oszlopban található béregyenlet közti különbség az, hogy a második a kettős korlát modell részeként figyelembe veszi a veszi a minimálbéreseket szűrkebérezést is. A modell egyik tanulsága, hogy a minimálbéreseket szűrkebérezésének figyelembevétele nem befolyásolja jelentősen a bért meghatározó tényezők általunk megfigyelt hatásait. A harmadik oszlopban a szűrkebérezést mérő szelekciós egyenlet található. Külön kiemelésre kerültek azok a változók, amelyek nem szerepelnek a béregyenletben.

A becült tapasztalati időt úgy kapjuk, hogy a megfigyelt munkavállaló életkorából kivonjuk az általa elvégzett iskolai évek számát, és még hatot, mert a gyerekek többsége 6-7 éves korában kezd el iskolába járni. Így tehát pontosabban tudjuk becsülni a munkatapasztalatot, mintha egyszerűen az életkorral becsültük volna. A béregyenletben a tapasztalat koefficiense azt mutatja (ha nem vesszük figyelembe a négyzetes tag interakcióját), hogy egy foglalkoztatott ceteris paribus 1,7 százalékkal keres többet akkor, ha egy évvel több tapasztalata van. A szakmunkás, középfokú és felsőfokú változók értelemszerűen végzettség dummyk, ahol a maximum nyolc általánost végzettek a referenciacsoport. Ugyanez igaz a vállalatméretre is, ahol a referenciacsoport az 1000 főnél nagyobb vállalatok. Várakozásainknak megfelelően minél magasabban képzett a munkavállaló, annál magasabb fizetésre számíthat.

Fontos eredmény, hogy a maximum nyolc általánost és szakmunkás iskolát végzett munkavállalók között alacsony a bérkülönbség, ugyanakkor a felsőfokú végzettségűek bérelőnye 54 százalék, a szűrkebérezést is figyelembe véve pedig 57 százalék. A vállalati termelékenység az egy alkalmazottra jutó anyagköltséggel és az eladott áruk beszerzési értékével (elábé) csökkentett árbevétel logaritmus, míg a tőkefelszereltség a tárgyi eszközök egy főre jutó értékének logaritmus (Bálint 2006). A vállalati termelékenység értelmezése az, hogy egy munkavállaló ceteris paribus 0,197 százalékkal többet keres, ha egy olyan vállalatnál dolgozik, ahol az egy főre jutó bevétel egy százalékkal magasabb. A tőkefelszereltség értelmezése ezzel analóg. Tehát az intuíciónknak megfelelően azt kaptuk, hogy a termelékenyebb és tőkével jobban felszerelt vállalatok többet fizetnek az alkalmazottaiknak.

A szürkebérezést mérő egyenletben az egyes koefficiensek értelmezése a béregyenlethez képest már kevésbé intuitív. Mint a 2. egyenletnél látható, a valódi bért akkor tudjuk megfigyelni, ha a $\gamma = \beta_1 + \beta_2$ összeg pozitív értéket vesz fel. Ezért ha pozitív koefficiensre figyelünk meg, akkor az csökkenti, míg ha negatív együtthatót figyelünk meg, az növeli a szürkebérezés valószínűségét. Ez alapján azt figyelhetjük meg, hogy a szabadúszók és a „készpénzes foglalkoztatást”¹¹ üzök körében jóval magasabb lehet a szürkén bérezettek aránya. Elek és szerzőtársai (2009b) eredményeivel szemben ugyanakkor 2006-ban nem befolyásolta szignifikánsan a szürkebérezés valószínűségét az, ha az alkalmazott a kereskedelmi szférában dolgozott.

A szürkebérezést identifikáló egyenletben külön dummy változó szerepel a falusi, a városi és a fővárosi lakosokra. Referenciacsoportként a megyei jogú városok szerepelnek. A becslés alapján a szürkebérezés aránya a nem megyei jogú városokban a legkisebb, míg a fővárosban a legmagasabb. Az „egy főre jutó adóalap” nevű változó a magánszemélyek egy főre jutó adóalapját jelöli, azon a településen, ahol a vállalat található. A változó becslése szimultaneitás miatt endogén, hisz a pozitív koefficiens okozhatta az is, hogy azokon a településeken, ahol a lakosok nagyobb jövedelemmel rendelkeznek, a szürkebérezés elterjedtsége önmagában kisebb, ugyanakkor a függő változó visszahat a magyarázó változóra, hiszen azért is megfigyelhetünk pozitív összefüggést, mert a szürkebérezés hiánya emeli a megfigyelt béreket. Ez azonban az elemzésünk szempontjából nem okoz problémát, mert nekünk csak a modell predikcióira és nem az egyes parciális hatásokra van szükségünk.

¹¹A készpénzes foglalkozás olyan szakmákat foglal magába, ahol az alkalmazottnak nagy mennyiségű készpénzzel kell foglalkoznia, amelyről nem biztos, hogy hivatalos feljegyzés készül. Ilyen szakma például a teljesség igénye nélkül a fodrászoké, masszőröké, gépkocsivezetőké, villanyszerelőké, különböző ügynököké stb.

A kettős korlát modell eredményei

	Önálló		Double-hurdle modell	
	béregyenlet	Béregyenlet	Szelekciós egyenlet	
	Eltérő változók			
Becsült tapasztalati idő	0.0176*** (0.000441)	0.0193*** (0.000475)	Szabadúszó	-0.548*** (0.0511)
Tapasztalati idő négyzete	-0.000276*** (8.97e-06)	0.000307*** (9.66e-06)	Kézpénzes foglalkozás	-0.522*** (0.0233)
Férfi	0.121*** (0.00310)	0.139*** (0.00330)	Kereskedelem	0.0453 (0.0564)
Szakmunkás	0.0433*** (0.00420)	0.0546*** (0.00450)	Város	0.227*** (0.0297)
Középfokú	0.125*** (0.00469)	0.141*** (0.00503)	Falu	0.0334 (0.0359)
Felsőfokú	0.546*** (0.00634)	0.571*** (0.00680)	Egy főre jutó adóalap	0.000739*** (8.38e-05)
Vállalati termelékenység	0.197*** (0.00148)	0.207*** (0.00160)	Vendégéj-szakák száma	-0.00308*** (0.000768)
Tőke-felszereltség	0.00881*** (0.000864)	0.00757*** (0.000921)		
	Közös változók			
0-5 fős vállalat	-0.600*** (0.0243)	-0.466*** (0.0361)		-2.538*** (0.135)
5-10 fős vállalat	-0.509*** (0.00667)	-0.428*** (0.00877)		-2.120*** (0.0981)
11-20 fős vállalat	-0.438*** (0.00571)	-0.377*** (0.00678)		-1.769*** (0.0975)
21-50 fős vállalat	-0.315*** (0.00453)	-0.261*** (0.00509)		-1.568*** (0.0962)
51-300 fős vállalat	-0.237*** (0.00402)	-0.189*** (0.00435)		-1.396*** (0.0956)
300-1000 fős vállalat	-0.0890*** (0.00460)	-0.0633*** (0.00478)		-0.906*** (0.0990)
Budapest	0.0917*** (0.00299)	0.108*** (0.00342)		-0.380*** (0.0287)
Konstans	0.461*** (0.0389)	0.383*** (0.0399)		2.687*** (0.117)
Megfigyelések	133351	131049		131049

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Sztenderd hibák a zárójelben

Az egy főre jutó vendégéjszakák száma ugyanúgy értelmezendő, mint az egy főre jutó adóalap. A modell alapján azt állíthatjuk, hogy azokon a településeken, ahol több a vendégéjszaka, ezáltal a turizmus is jelentősebb, feltehetően nagyobb arányban jelenik meg a szürkebérezés.

A vállalkozásokkal kapcsolatban azt figyelhetjük meg, hogy minél nagyobb vállalatnál dolgozik a munkavállaló, annál nagyobb bérré számíthat. A legkisebb vállalatoknál 60 százalékkal kevesebb bérré számíthat a foglalkoztatott, mint az 1000 fő feletti vállalatoknál. Ezzel párhuzamosan azt is megfigyeljük, hogy minél kisebb egy vállalat mérete, annál valószínűbb, hogy szürkebérezést alkalmaz, sőt, a legkisebb vállalatoknál abszolút értékben kifejezetten magas koefficiens tapasztalunk. Ez konzisztens a 4.1. fejezet tapasztalataival és azzal az eredménnyel, hogy ha figyelembe vesszük a szürkebérezést is, akkor lényegesen kisebb bérhátrányt kapunk a legkisebb vállalatoknál, mint a szürkebérezés figyelembevétele nélkül.

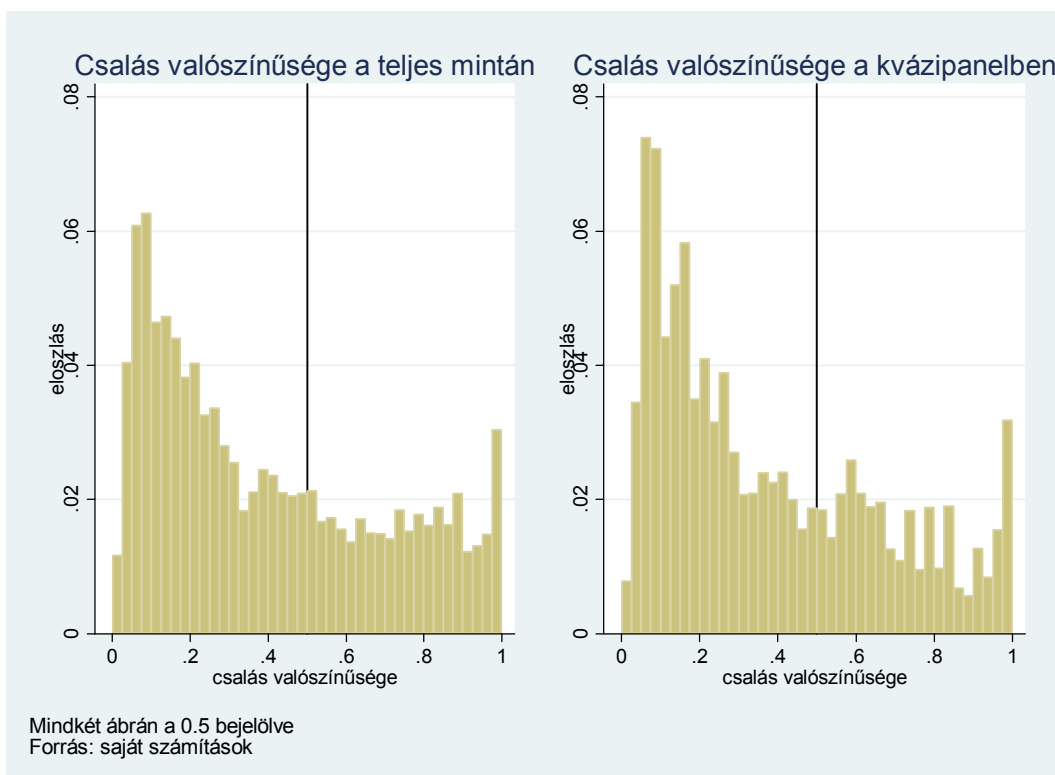
7.3 CSALÁSINDIKÁTOROK

A double-hurdle modell minden egyes egyénre családi valószínűségeket és egy feltételezett valós bért prediktál. Mint fent is említettem, a modell nem alkalmas arra, hogy bárkinél is megmondja, egy bizonyos alkalmazott kap-e zsebbe bért vagy sem, ezért a további elemzésekhez csalásindikátorokat kell készíteni.

7.3.1. A család valószínűsége alapján képzett indikátor

Az egyik általam használt családi indikátor egy olyan dummy, ami 1-es értéket vesz fel, ha a modell alapján 50 százaléknál nagyobb a valószínűsége, hogy az egyén a minimálbéren kívül zsebbe is kap fizetést, ezért ezt a határt bejelöltem mindkét mintában. A 4. ábrán jól látható, hogy a családi valószínűségek nem térnek el egymástól lényegesen a kvázipanelben és a teljes mintában.

A prediktált csalási valószínűségek a minimálbérések körében



A modell mindkét esetben ritkán prediktál 0 valószínűséget a csalásra, és a munkavállalók jelentős részénél a csalás valószínűségét 30 százaléknál alacsonyabbra teszi. Ugyanakkor egy jelentős kiugrást figyelünk meg 1-es valószínűségnél. Érdekes kiemelni, hogy abból a tényből, hogy a modell valakire 1-es valószínűséget prediktál, még nem következik, hogy a munkavállaló zsebbe kapja a fizetésének egy részét, viszont az állíthatjuk, hogy az 1-es valószínűség közelében lévő munkavállalói csoportok körében egészen gyakori lehet a szürkebérezés.¹²

A kvázipanel és a teljes minta közt két különbséget állapíthatunk meg. Az egyik az, hogy a magas csalási valószínűséggel rendelkező csoportok enyhén alulreprezentáltak a kvázipanelben, ezért a részletes elemzésre használt mintában kissé alacsonyabb arányban találunk csalónak minősülő embereket, mint a teljes mintában. A másik szembetűnő különbség pedig, hogy a kvázipanelben sokkal gyakrabban figyelhetünk meg a közvetlen környezetükhöz képest kiugró értékeket. Ennek oka, hogy a kvázipanelben a kisebb mintaelemszámhoz képest az osztályközök száma relatíve magas.

¹² Nagyon magas csalási valószínűséget a munkavállalóknak csak nagyon kis részére prediktál a modell. Pl. 80 százalék feletti csalási valószínűséget a munkavállalók 0,9 százaléka kap. Ugyanakkor az építészmérnökök 5,8 százaléka, a különböző vezetők, a kulturális szférában dolgozó felsőfokú végzettségűek és a vagyonvédelmi ügyintézők több mint 4 százaléka kerül ebbe

7.3.2. A prediktált bérek alapján képzett indikátorok

A csalásindikátor másik típusa a prediktált és a megfigyelt bér különbségét veszi alapul. A különbségtétel alapján négy különböző indikátort készítettem. Ezek olyan dummyk, amelyek rendre 1-es értéket vesznek fel, ha a prediktált bér nagyobb, mint a minimálbér (W1), a minimálbér 1,1-szerese (W2), a minimálbér 1,5-szöröse (W3) és végül, ha a szimulált bér magasabb, mint a minimálbér kétszerese (W4).

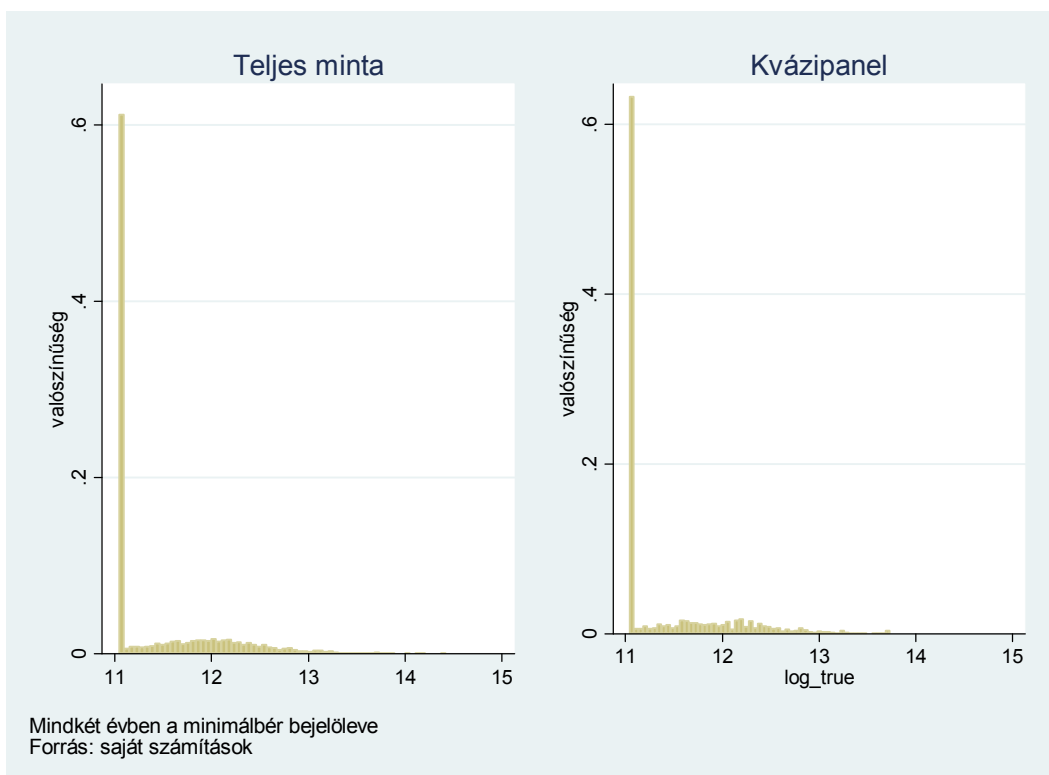
Mint a 5. ábrán is látható, a kettős korlát modell az esetek 60 százalékában nem prediktál a minimálbértől eltérő bért. Ez azért fontos tény, mert a modell a munkavállalók döntő többségére pozitív családi valószínűséget prediktál és így a béreloszlás alátámasztja azt a döntést, hogy a családi valószínűség alapján képzett indikátor specifikálásával a minimálbéresek többségét „nem csalónak” minősítettük.

A szimulált béreloszlást tekintve azt látjuk, hogy a szürkén bérezett munkavállalók bérének nagyon magas a relatív szórása, nem találunk az eloszlásban sűrűsödési pontot, valamint kifejezetten magas béreket is megfigyelünk a szimulált bérek között. Csakúgy, mint 2003-ban (Elek és szerzőtársai, 2009b) a szimulált bérek átlaga a minimálbér 170 százaléka. Még szembetűnőbb ez a különbség, ha csak azokat tekintjük, akiknek szimulált bére nem egyezik meg a minimálbérrel. Körükben a szimulált bér mediánja pont a minimálbér kétszerese (145 700 Ft), míg az átlag 180 000 Ft.

Csakúgy, mint a családi valószínűségénél, a szimulált bérek eloszlása megközelítően itt is megegyezik a teljes mintában és a kvázipanelben. Emellett ugyanúgy megfigyelhető a kisebb mintában az eloszlás „egyenetlensége”, mint a családi valószínűség eloszlásában.

a kategóriába, így a modell alapján körükben átlagon felüli lehet a szürkebérezés. Az alacsony elemszám és a modell bizonytalanságai miatt azonban ennél többet nem állapíthatunk meg.

A szimulált bérek eloszlása a minimálbérek körében



7.3.3. A csalásindikátorok eloszlása

Mint a 2. táblázatban is látható, a különböző csalásindikátorok körülbelül egyharmad valószínűséggel minősítik az egyes minimálbéren foglalkoztatottakat csalónak. A legnagyobb valószínűséggel a W1 jelű csalásindikátor jelez szürkebérezést és legkisebb valószínűséggel a W4 jelű. Fontos megjegyezni, hogy a csalási valószínűségen alapuló és a bér alapú indikátorok között nincs teljes átfedés. A kétfajta csalásindikátor körülbelül kétharmad arányban esik egybe, a többi munkavállalót legfeljebb csak az egyik fajta indikátor minősíti csalónak. Emellett, az előbbi két ábrának megfelelően, a csalásindikátorok körülbelül ugyanakkora arányban jeleznek szürkebérezést a teljes és a szűkített mintában is.

2. táblázat

A különböző csalásindikátorok eloszlása

		p>50%	bér>MW	bér>MW*1.1	bér>MW*1.5	bér>MW*2
			W1	W2	W3	W4
Teljes minta	Csal	8420	7609	7753	8479	9405
	Százalék	66.78%	60.35%	61.49%	67.25%	74.59%
	Nem csal	4189	5000	4856	4130	3204
	Százalék	33.22%	39.65%	38.51%	32.75%	25.41%
Szerepel a kvázi-panelben	Csal	1882	1678	1717	1875	2086
	Százalék	68.96%	61.49%	62.92%	68.71%	76.44%
	Nem csal	847	1051	1012	854	643
	Százalék	31.04%	38.51%	37.08%	31.29%	23.56%

Egy vállalatot akkor minősítünk csalónak, ha legalább egy olyan alkalmazottja van, amelyet a csalásindikátorok szürkebérezettnek minősítenek. Ez a fajta identifikáció megegyezik az Elek és szerzőtársai (2009a) által alkalmazott definícióval. Ez alapján a 3. táblázatban látható a különböző csalásindikátorok alapján csalónak nevezett vállalkozások eloszlása. Fontos megjegyezni, hogy a kontrollesoportban szereplő nem csaló vállalatok között szerepelnek azok a vállalatok is, ahol az alkalmazottak közül senki sem keres minimálbért, így a modell alapján nem minősülhetnek csalónak.

3. táblázat

A csaló vállalatok eloszlása

		p>50%	bér>MW	bér>MW*1.1	bér>MW*1.5	bér>MW*2
			W1	W2	W3	W4
Teljes minta	Csal	8479	7402	7468	7753	8091
	Százalék	85.15%	74.33%	74.99%	77.86%	81.25%
	Nem csal	1479	2556	2490	2205	1867
	Százalék	14.85%	25.67%	25.51%	22.14%	18.75%
Szerepel a kvázi-panelben	Csal	5321	4645	4645	4834	5057
	Százalék	86.58%	74.86%	74.58%	78.65%	82.28%
	Nem csal	825	1545	1501	1312	1089
	Százalék	13.42%	25.14%	24.42%	21.35%	17.72%

A táblázat alapján jól látható, hogy a vállalatok körülbelül 13-17 százaléka minősül adócsalónak. Úgy mint ahogy azt a minimálbérek vizsgálatánál tapasztaltuk, minél magasabb küszöböt szabunk a prediktált beralapú csalásindikátoroknál, annál kevesebb vállalat minősül csalónak. Azonban ez a fajta csökkenés alacsonyabb, mint a munkavállalók esetében. Fontos tény, hogy bár a minimálbérek körében a csalók aránya megegyezett a kvázipanelben és a teljes mintában, a vállalatok körében azonban jóval kevesebb csaló vállalat szerepel a kvázipanelben, mint a teljes mintában. Ezért célszerű jobban megvizsgálni azokat az okokat, amelyek meghatározzák, hogy egy vállalat bekerül-e a következő évi mintába.

A 4. táblázatban olyan probit regressziók láthatóak, amelyek függőváltozója 1-es értéket vesz fel, ha a vállalat bekerült a 2007-es mintába is. Az öt regresszió csak a bennük szereplő csalásindikátor tekintetében tér el egymástól. Kontrollként a 10 fő alatti, budapesti, a kettős korlát modell alapján nem csalónak minősülő, többségében magántulajdonban lévő vállalatokat használtuk. Jól látható, hogy a bekerülés valószínűségére a legnagyobb hatást a vállalat mérete gyakorolja, azaz az 50 fő feletti vállalatoknál a bekerülés valószínűsége sokkal nagyobb, mint a kisebb vállalatoknál.¹³ A csalásindikátoroknál szignifikánsan negatív, de abszolút értékben alacsony koefficienseket találhatunk, s a többi változó sem befolyásolja számottevő mértékben 2007-es bekerülés valószínűségét.

Tehát a vállalatméret sokkal jelentősebb befolyást gyakorol arra, hogy bekerül-e a vállalat a 2007-es mintába, mint az, hogy a vállalat él-e a szürkebérézés eszközével. Ennek az az oka, hogy az adatbázis készítésének módszertana alapján a nagyobb vállalatok felülreprezentáltak a kvázipanelben és korábban kifejtett feltételezem szerint a nagyobb vállalatok kevésbé élnek a szürkebérézés lehetőségével.

A becslések során jelentős torzítást okozhat az is, ha az egyes vállalkozásokat valamilyen jelentős egyedi sokk éri, ami viselkedésüket jelentősen megváltoztatja a többi vállalkozáshoz képest. Talán legszembetűnőbb jele az ilyen egyedi sokkoknak a nagymértékű létszámváltozás.

¹³ A vállalatméretek magas koefficiense a 6. fejezetben bemutatott mintavételi eljárásnak köszönhető.

A kvázipanelbe kerülés valószínűsége

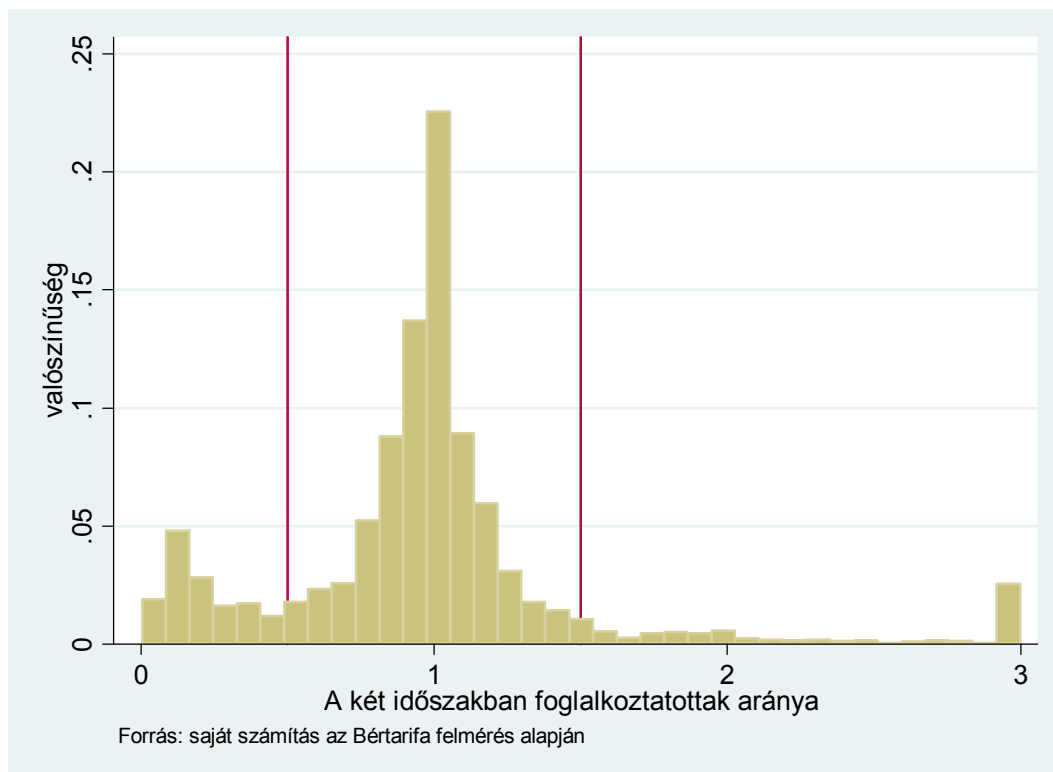
	p>50%	bér>MW	bér>MW*1.1	bér>MW*1.5	bér>MW*2
		W1	W2	W3	W4
Csalásindikátorok	-0.149*** (0.0399)	-0.137*** (0.0333)	-0.138*** (0.0334)	-0.154*** (0.0344)	-0.180*** (0.0360)
11-20 fős vállalat	0.0778 (0.0568)	0.0812 (0.0568)	0.0812 (0.0568)	0.0820 (0.0568)	0.0863 (0.0568)
21-50 fős vállalat	0.0775 (0.0528)	0.0858 (0.0527)	0.0870* (0.0527)	0.0902* (0.0527)	0.0948* (0.0528)
51-300 fős vállalat	0.742*** (0.0456)	0.746*** (0.0453)	0.746*** (0.0453)	0.747*** (0.0452)	0.750*** (0.0451)
300-1000 fős vállalat	0.789*** (0.0710)	0.804*** (0.0706)	0.804*** (0.0706)	0.806*** (0.0705)	0.809*** (0.0705)
1001-3000 fős vállalat	0.979*** (0.155)	0.983*** (0.155)	0.984*** (0.155)	0.985*** (0.155)	0.990*** (0.155)
3000 fő feletti vállalat	0.787** (0.310)	0.808*** (0.311)	0.809*** (0.311)	0.814*** (0.311)	0.823*** (0.312)
Megyei jogú város	0.146*** (0.0429)	0.152*** (0.0428)	0.151*** (0.0428)	0.149*** (0.0428)	0.146*** (0.0429)
Város	0.210*** (0.0436)	0.218*** (0.0435)	0.217*** (0.0435)	0.216*** (0.0435)	0.213*** (0.0435)
Falu	0.190*** (0.0506)	0.197*** (0.0506)	0.196*** (0.0506)	0.194*** (0.0506)	0.192*** (0.0506)
Szakmunkás végzettségűek aránya	0.00452 (0.0716)	-0.00669 (0.0716)	-0.00682 (0.0716)	0.00123 (0.0717)	0.00201 (0.0716)
Középfokú végzettségűek aránya	-0.184** (0.0745)	-0.204*** (0.0744)	-0.204*** (0.0744)	-0.196*** (0.0744)	-0.193*** (0.0744)
Felsőfokú végzettségűek aránya	-0.291*** (0.0941)	-0.326*** (0.0944)	-0.325*** (0.0944)	-0.316*** (0.0942)	-0.309*** (0.0942)
Állami többség	0.209*** (0.0599)	0.208*** (0.0599)	0.208*** (0.0599)	0.205*** (0.0599)	0.203*** (0.0599)
Tőkefelszereltség	0.0216** (0.0100)	0.0204** (0.0101)	0.0207** (0.0100)	0.0208** (0.0100)	0.0208** (0.0100)
Egy főre jutó nyereség	0.120*** (0.0184)	0.117*** (0.0185)	0.117*** (0.0185)	0.118*** (0.0184)	0.119*** (0.0184)
Konstans	-0.119 (0.0755)	-0.0924 (0.0768)	-0.0937 (0.0767)	-0.102 (0.0760)	-0.106 (0.0754)
Megfigyelések száma	7890	7890	7890	7890	7890

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

A 6. ábrán látható, hogy jelentős számú vállalat létszáma kevesebb, mint felére esett vissza 2006 és 2007 között, sőt 0,1 körül jelentős kiugrást találunk. Ennek két oka lehet. Egyfelől az, hogy a vállalat felszámolás határán van és az alkalmazottak döntő többségét már elbocsátották a két lekérdezés között, a másik ok pedig az lehet, hogy a korábban egy jogi személyként szereplő vállalatot szétbontották több vállalatra, vagy tevékenységei jelentős részét kiszervezték egy különálló vállalkozásba.

6. ábra

A vállalatok létszámának változása 2006 és 2007 között



Jelentős létszámcsökkenés mellett kiugróan magas növekedést is megfigyelhetünk. A megfigyelt 6100 vállalatból 151 vállalatnál a növekedés több mint 200 százalékos volt. Ezeket a vállalatokat az ábrán a 3-as pontba toltam. Sőt, négy vállalatnál több mint negyvenszeres emelkedést figyelhetünk meg. Ennek okai párhuzamba állíthatók a nagymértékű létszámcsökkenésnél említettekkel. Egyrészt lehetséges, hogy ezek a vállalkozások épp 2006-ban indultak be egy nagyberuházás keretében, de a munkavállalók döntő többségét csak az adatbázis felvétele után kezdték el alkalmazni. A másik ilyen ok lehet valamiféle összeolvasás, felvásárlás, vállalatcsoporton belüli összevonás stb. ahol az egyik vállalat megtartotta törzsszámát, így nála kiugró létszámnövekedést figyelhetünk meg a két év között. Az ábrán jól látható, hogy kiugró növekedés sokkal kisebb arányban szerepel, mint drasztikus csökkenés.

A fenti, szélsőséges vállalatok külön vizsgálat tárgyát is képezhetnék, ennek a jelenségnek a kezelése azonban messze túlmutatna jelen dolgozat keretein. Mivel helyzetük jelentősen eltér a normális működéstől, ezért kihagyjuk az elemzésből azokat a vállalatokat, amelyeknél a létszámváltozás több mint 50 százalékpontos volt. A csonkolást az ábrán a két függőleges vonal jelzi. A csonkolt mintában 4789 vállalat maradt, és ezen belül a szürkén bérezőnek minősülő vállalatok aránya csak minimálisan tér el a teljes kvázipanelben megfigyelhető aránytól.

8. A SZÜRKEBÉREZÉS ALAKULÁSA 2006 ÉS 2007 KÖZÖTT.

8.1 A MINIMÁL KÉTSZERESÉT KERESŐ MUNKAVÁLLALÓK ELEMZÉSE

A 5. táblázatban látható probit regressziók függőváltozója olyan dummy, amely csak a 2006-ban minimálbért keresők körében van értelmezve, és akkor vesz fel 1-es értéket, ha az adott személy alapfizetése a minimálbér kétszerese volt 2007-ben. A táblázatban szereplő együtthatók nem a probit modell koefficienseit, hanem az abból becsült átlagos parciális hatásokat mutatják. A különböző csalásindikátorok 2006-ra vonatkoznak. Mivel a kvázipanelbe olyan személyek kerülnek, akik nem váltottak munkahelyet és munkakört (a FEOR-kód alapján), ezért a többi munkaerő-piaci tulajdonságuk is gyakorlatilag állandó, és az eredményeket nem befolyásolja az, hogy melyik év kontrollváltozóit használjuk.

Az eredmények robusztusságának ellenőrzése érdekében többfajta regressziót is megvizsgálom. A regressziók első csoportjában a teljes hatást vizsgálom, és itt csak a csalásindikátorokat használom fel. A második csoportban szerepeltetem a munkavállaló végzettségét, mint a keresetre ható legfontosabb változót. A harmadik csoportot pedig a teljes modell alkotja, amelyben már minden lényegesnek vélt változót szerepeltetek.

Ha csak a teljes hatást vizsgáljuk, akkor jól látható, hogy azon személyek esetében, akiknél a valószínűség alapú csalásindikátor zsebbe fizetésre utal, a kétszeres minimálbér keresésének valószínűsége 13 százalékponttal magasabb, mint az indikátor szerint való bérre bejelentett munkavállalóknál. Ugyanígy, a prediktált béren alapuló változók 5-8 százalékpont közti különbséget valószínűsítenek. Emellett a kontrollváltozókkal bővített modellben is minden esetben szignifikánsan pozitív koefficiens figyelhető meg, bár a csalásindikátorok együtthatói alacsonyabbakká válnak. A fenti értékek kiugróan magasnak minősülnek, ha figyelembe vesszük, hogy az adatbázis szerint a 2006-ban a hivatalosan minimálbért keresők 2,7 százalékát jelentették be a következő évben a minimálbér kétszeresére. Ez konzisztens azzal a hipotézissel, hogy a járulékcsökkentés módosítása fehérítette a gazdaságot, azaz a potenciálisan járulékcsaló vállalkozások megemelték a

minimálbér kétszeresére az addig szürkén bérezett alkalmazottaik alaphérét, azért, hogy csökkentsék az adóellenőrzés valószínűségét. Azonban a közgazdasági intuícióval ellentétesen tartom, hogy a szürkegazdaság figyelmen kívül hagyásával indokolható lenne az, hogy a munkaadók szisztematikusan és jelentős arányban megemelik egyik évről a másikra az alkalmazottaik fizetését a minimálberről a minimálbér kétszeresére. Így a különböző kontrollváltozóknál azért figyelhetünk meg a nullától szignifikánsan eltérő koefficiens, mivel a bevezetőmben írtaknak megfelelően a csalásindikátorok nem prediktálják tökéletesen a szürkebérezőket.

Ezek alapján feltételezhetően a csalási valószínűségből kiinduló csalási indikátor jelzi legjobban a szürkebérezést. Jól látható, hogy a másik négy csalásindikátornál nagyobb koefficiens található, illetve ha a csalási valószínűsége alapuló indikátort alkalmazzuk, akkor a kontrollváltozók koefficiensei abszolút értékben alacsonyabbak lesznek, mint a többi indikátor alkalmazása esetén.

5. táblázat

Kétszeres minimálbér keresésének valószínűsége 2007-ben

Specifikációk	1	2	3	4	5	6	7	8
p>50%	0.133*** (0.0175)					0.0845*** (0.0141)		
bér>MW		0.0479*** (0.00903)					0.0256*** (0.00753)	
bér>MW*1.1			0.0514*** (0.00941)					0.0278*** (0.00783)
bér>MW*1.5				0.0583*** (0.0107)				
bér>MW*2					0.0802*** (0.0136)			
Felsőfokú végzettség						0.113*** (0.0371)	0.242*** (0.0584)	0.236*** (0.0579)
Érettségi						0.0381*** (0.0127)	0.0550*** (0.0150)	0.0539*** (0.0148)
Szaktanácsos						0.0134 (0.00868)	0.0194** (0.00948)	0.0190** (0.00943)
Megfigyelések száma	7042	7042	7042	7042	7042	7042	7042	7042

Specifikációk	9	10	11	12	13	14	15
p>50%			0.0431** (0.0192)				
bér>MW				0.0111 (0.00739)			
bér>MW*1.1					0.0128 (0.00814)		
bér>MW*1.5	0.0296*** (0.00868)					0.0144 (0.00901)	
bér>MW*2		0.0407*** (0.0109)					0.0242* (0.0129)
Felsőfokú végzettség	0.233*** (0.0581)	0.209*** (0.0567)	0.0967** (0.0472)	0.171*** (0.0571)	0.166*** (0.0569)	0.162*** (0.0573)	0.139** (0.0558)
Érettségi	0.0552*** (0.0150)	0.0534*** (0.0146)	0.0293 (0.0196)	0.0400* (0.0224)	0.0393* (0.0223)	0.0392* (0.0223)	0.0366* (0.0212)
Szakmunkás	0.0195** (0.00943)	0.0192** (0.00934)	0.00892 (0.0102)	0.0128 (0.0115)	0.0125 (0.0114)	0.0125 (0.0114)	0.0115 (0.0109)
Becsült tapasztalati idő			0.000321 (0.00182)	0.00145 (0.00239)	0.00142 (0.00239)	0.00136 (0.00236)	0.00112 (0.00223)
Férfi			0.00535 (0.00661)	0.00908 (0.00805)	0.00887 (0.00797)	0.00891 (0.00797)	0.00839 (0.00765)
Budapest			0.0149 (0.0142)	0.0196 (0.0159)	0.0193 (0.0159)	0.0193 (0.0159)	0.0187 (0.0156)
Megyei jogú város			-0.0144 (0.0100)	-0.0159 (0.00968)	-0.0158 (0.00975)	-0.0158 (0.00975)	-0.0157 (0.00963)
Város			-0.00546 (0.00619)	-0.00680 (0.00610)	-0.00673 (0.00611)	-0.00673 (0.00610)	-0.00661 (0.00606)
5-10 fős vállalat			0.117 (0.0893)	0.175 (0.108)	0.173 (0.108)	0.174 (0.108)	0.172 (0.108)
11-20 fős vállalat			0.0737 (0.0605)	0.110 (0.0781)	0.109 (0.0780)	0.109 (0.0777)	0.107 (0.0768)
21-50 fős vállalat			0.0914* (0.0525)	0.135* (0.0696)	0.134* (0.0693)	0.133* (0.0687)	0.128* (0.0673)
51-300 fős vállalat			0.0401 (0.0415)	0.0605 (0.0531)	0.0599 (0.0529)	0.0598 (0.0527)	0.0576 (0.0515)
301-1000 fős vállalat			0.0372 (0.0444)	0.0555 (0.0593)	0.0550 (0.0592)	0.0545 (0.0587)	0.0525 (0.0573)
Megfigyelések	7042	7042	7042	7042	7042	7042	7042

Száma *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Sztenderd hibák a zárójelben

A kontrollváltozókat szemügyre véve azt tapasztaljuk, hogy a felsőfokú végzettségűeknél kiemelkedően magas a valószínűsége annak, hogy a bér az egyik évről a másikra megduplázódott, ugyanakkor nem látunk szignifikáns összefüggést a nem, a becsült tapasztalati idő és a kétszeres minimálbér között. A településeket tekintve azt tapasztaljuk, hogy ceteris paribus Budapesten a legnagyobb- megyei jogú városokban pedig a legkisebb valószínűsége annak, hogy egy minimálbéres munkavállaló bére megemelkedik a duplájára 2006 és 2007 között. A nem megyei jogú városban lakók és községekben lakók között nem figyelünk meg szignifikáns különbséget. Végül, minél nagyobb vállalatnál dolgozik egy munkavállaló, annál kisebb a valószínűsége annak, hogy a 2007-ben a minimálbér kétszeresét keresi, ha az azelőtti évben minimálbérré volt bejelentve.

8.2 A 2006-OS MINIMÁLBÉRESEK BÉREMELKEDÉSE

Az 6. táblázatban a 8.1-es részhez hasonló regressziókat figyelhetünk meg ahol a kontrollváltozók a bázisidőszaki értékeket tartalmazzák. A mintában az ezelőtti részhez hasonlóan azok szerepelnek, akiknek 2006-ban a minimálbér volt a bejelentett alapbére. Ebben a részben egyszerű lineáris regressziók szerepelnek, ahol a regressziók függőváltozója azt mutatja meg, hogy mennyivel emelkedik az adott munkavállaló teljes bére 2006 és 2007 májusa között.¹⁴

A regressziók szintén három csoportra oszthatók. Az első öt regresszióban csalásindikátorok teljes hatását figyelhetjük meg. Mint látható a legmagasabb béremelkedést szintén a családi valószínűségeen alapuló csalásindikátornál figyelhetjük meg. Azt tapasztaljuk, hogy a potenciálisan szürkebérezettek bére átlagosan 20 ezer forinttal emelkedett egyik évről a másikra, ha a családi valószínűségekből akarjuk identifikálni a szürkebérezést és körülbelül 10 ezer forinttal, ha a kettős korlát modellből prediktált valódi bér és a hivatalosan bejelentett bér különbségéből.

Jól látható, hogy a minél magasabb a prediktált bérhez kötjük a csalásindikátor jelzését annál magasabb a megfigyelt bérnövekedés, és minél magasabb értéket vesz fel egy csalásindikátor, annál kisebb a többi magyarázó változó koefficiensének abszolút értéke. Ezek a megállapítások teljesen konzisztensek az ezelőtti rész megállapításával.

Ha a kontrollváltozókat tekintjük, akkor a minimálbéres felsőfokú végzettségűeknél 20 ezer forinttal magasabb bérnövekedést figyelhetünk meg, mint a maximum nyolc általánost végzettek körében. A középfokú és szakmunkás végzettségűek béremelkedése ceteris paribus már nem tér el ilyen markánsan a maximum nyolc általánost végzett alkalmazottak

béremelkedésétől. A szakmunkás- és maximum nyolc általánost végzett munkavállalók közötti különbséget magyarázhatja a szakmunkás minimálbér hatálya alá kerülés is, azonban az ezt jelző változó nem szignifikáns, így a közölt regresszióból elhagytam. Az életkor és a béremelkedés között nem figyelünk meg kapcsolatot, ugyanakkor a férfiak bére specifikációtól függően körülbelül 2500 Ft-tal jobban emelkedett, mint a nőké. A budapestiek bére ceteris paribus 7-8 ezer forint körül emelkedett a községekben élőkhez képest, de nem figyelünk meg szignifikáns különbséget a vidéken élők körében.

6. táblázat

A minimálbéresek béremelkedése 2007-ben

Specifikációk	1	2	3	4	5	6	7	8
p>50%	19825*** (1552)					15699*** (1275)		
bér>MW		8703*** (1072)					5742*** (980.1)	
bér>MW*1.1			9305*** (1093)					6261*** (1002)
bér>MW*1.5				10706*** (1268)				
bér>MW*2					12410*** (1430)			
Felsőfokú						19986*** (5691)	27700*** (5775)	27365*** (5782)
Érettségi						5798*** (1142)	7046*** (1140)	6919*** (1143)
Szakmunkás						2516*** (836.1)	3257*** (813.2)	3197*** (818.4)
Konstans	11091*** (407.5)	11160*** (431.1)	11144*** (431.5)	11352*** (417.2)	11698*** (418.7)	8701*** (602.7)	8250*** (622.1)	8274*** (618.1)
Megfigyelések száma	7042	7042	7042	7042	7042	7042	7042	7042
R2	0.042	0.015	0.016	0.018	0.019	0.053	0.036	0.037

¹⁴ Ezek a regressziók a szakirodalomban megszokottal ellentétben nem százalékos változást mutatnak, mert 2006-ban az ebben a mintában résztvevő munkavállalók bére az akkori minimálbér volt, így jelen esetben a pontos béremelkedés informatívabb.

Specifikációk	9	10	11	12	13	14	15
p>50%			12095*** (1339)				
bér>MW				3472*** (1014)			
bér>MW*1.1					3996*** (1029)		
bér>MW*1.5	7263*** (1141)					5089*** (1173)	
bér>MW*2		8152*** (1180)					6128*** (1207)
Felsőfokú	26727*** (5764)	26168*** (5714)	18133*** (5679)	23880*** (5778)	23575*** (5788)	22893*** (5774)	22180*** (5738)
Érettségi	6916*** (1139)	7084*** (1156)	4078*** (1237)	4938*** (1226)	4823*** (1226)	4725*** (1220)	4739*** (1247)
Szaktudás	3245*** (819.1)	3371*** (828.8)	1712** (811.9)	2192*** (788.1)	2136*** (790.1)	2114*** (790.0)	2130*** (807.5)
Becsült tapasztalati idő			-259.9 (305.7)	-55.23 (296.7)	-63.49 (296.4)	-80.86 (295.9)	-105.1 (304.4)
Férfi			2275*** (848.2)	2922*** (833.7)	2872*** (835.9)	2808*** (837.7)	2903*** (842.9)
Budapest			6973*** (1574)	7831*** (1585)	7783*** (1584)	7708*** (1587)	7720*** (1595)
Megyei jogú város			-16.22 (1061)	-241.2 (1064)	-223.3 (1063)	-293.3 (1063)	-325.8 (1063)
Város			-1059 (976.0)	-1308 (978.2)	-1272 (978.4)	-1282 (977.7)	-1316 (974.6)
5-10 fős vállalat			3511* (1919)	5513*** (1965)	5471*** (1959)	5618*** (1952)	5792*** (1934)
11-20 fős vállalat			3190* (1925)	4012** (1955)	4015** (1959)	4079** (1953)	4183** (1943)
21-50 fős vállalat			1730 (1894)	2977 (1943)	2920 (1942)	2906 (1937)	2917 (1917)
51-300 fős vállalat			-994.8 (1796)	-566.5 (1824)	-589.3 (1821)	-540.6 (1817)	-458.5 (1802)
301-1000 fős vállalat			-1681 (2051)	-1499 (2061)	-1531 (2060)	-1532 (2058)	-1541 (2057)
Konstans	8398*** (613.4)	8591*** (608.0)	35410 (32408)	12742 (31438)	13641 (31400)	15551 (31352)	18165 (32263)
Megfigyelések	7042	7042	7042	7042	7042	7042	7042
R2	0.038	0.037	0.067	0.057	0.058	0.059	0.059

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Sztenderd hibák a zárójelben

Korábban láthattuk, hogy a legkisebb vállalatok körében sokkal nagyobb mértékben változott 2006 és 2007 között a bérelőslás és a minimálbéresek aránya, mint a nagyobb vállalatoknál. Ennek megfelelően a legkisebb vállalatok körében 4-5 ezer forinttal jobban nőtt az alkalmazottak bére, mint az 1000 fő feletti vállalatok esetében. A 20 főnél több alkalmazottat foglalkoztató cégek között azonban már nem találunk szignifikáns eltérést.

9. A ZSEBBE FIZETŐ VÁLLALATOK ALKALMAZKODÁSA

A 7. táblázatban a kvázipanelben szereplő vállalatok csonkolt mintájára futtatott regressziók szerepelnek. A táblázatban csak a csalásindikátorok együtthatóit tüntetem fel, mert a különböző kontrollváltozók közgazdasági értelmezése a dolgozat témájának szempontjából irreleváns. A különböző oszlopokban az 7.3.3. alfejezetben bemutatott vállalati csalásindikátorok szerepelnek. Ebben a részben a teljes bér átlagának, valamint a foglalkoztatottak számának log-változását és a maximum nyolc általánost végzett alkalmazottak arányát elemzem.¹⁵

Az egyes blokkokon belül az első sorban kontrollváltozók nélküli regressziók szerepelnek, míg a második sorban az összes kontrollváltozót felhasználom. Kontrollváltozóként a vállalat különböző 2006-os adatai szolgálnak, melyek a következők: az átlagbér, az átlagos életkor, a szakmunkás, középfokú és felsőfokú végzettségű munkavállalók aránya, valamint településtípusra, állami tulajdonra és 13 különböző iparágra vonatkozó dummyk.

Az 7. táblázatban jól látható, hogy azoknál a vállalkozásoknál, amelyek feltételezhetően szürkén bérezték legalább az alkalmazottaik egy részét, lényegesen magasabb volt az átlagos bérnövekedés, mint nem csaló társaiknál. A legnagyobb együtthatót a családi valószínűség alapú indikátornál találjuk, amelynél a teljes bérnövekedési különbség 13 százalék, és ez a kontrollváltozók szerepeltetése után is több mint 7,5 százalék marad. Különösen figyelemre méltó ez az eredmény, ha figyelembe vesszük, hogy az cégekre vetített átlagos bérnövekedési ütem 11 százalék volt a két időszak között. Ennél kisebb növekedést figyelhetünk meg a beralapú családi indikátorok használata során. Itt a zsebbe is fizető és legálisan is bérező vállalatok közötti különbség 8-10 százalék körüli, ha a kontrollváltozókat is figyelembe vesszük, akkor pedig 3-5 százalék körüli.

¹⁵ Utóbbi esetben nem célszerű log-változást becsülni, mert azoknál a vállalatoknál ahol nagyon alacsony volt a szakképzetlenek aránya, adott esetben 1-2 új szakképzetlen ember felvétele is nagyon jelentős log-változást okozhat.

A csalásindikátorok parciális hatásai

csalásindikátorok	p>50%	bér>MW	bér>MW*1.1	bér>MW*1.5	bér>MW*2
A teljes bér átlagának log-változása					
Kontroll nélkül	0.134*** (0.00860)	0.0775*** (0.00636)	0.0791*** (0.00643)	0.0875*** (0.00668)	0.0982*** (0.00744)
megfigyelések száma	4789	4789	4789	4789	4789
R2	0.053	0.030	0.031	0.034	0.037
Kontroll- változókkal	0.0778*** (0.00992)	0.0365*** (0.00740)	0.0374*** (0.00749)	0.0432*** (0.00750)	0.0517*** (0.00819)
megfigyelések száma	4506	4506	4506	4506	4506
R2	0.156	0.146	0.146	0.148	0.150
Foglalkoztatottak számának log-változása					
Kontroll nélkül	-0.0329*** (0.00907)	-0.0274*** (0.00645)	-0.0283*** (0.00651)	-0.0314*** (0.00688)	-0.0330*** (0.00759)
megfigyelések száma	4789	4789	4789	4789	4789
R2	0.003	0.004	0.004	0.005	0.004
Kontroll- változókkal	-0.0262*** (0.00960)	-0.0196*** (0.00681)	-0.0209*** (0.00686)	-0.0244*** (0.00725)	-0.0264*** (0.00793)
megfigyelések száma	4506	4506	4506	4506	4506
R2	0.027	0.027	0.028	0.028	0.028
Maximum nyolc általánost végzettek arányának változása					
Kontroll nélkül	-0.00314 (0.00802)	-0.00282 (0.00634)	-0.00509 (0.00642)	-0.00294 (0.00665)	0.000052 (0.00703)
megfigyelések száma	4789	4789	4789	4789	4789
R2	0.002	0.005	0.001	0.002	0.001
Kontroll- változókkal	-0.0167** (0.00697)	-0.0178*** (0.00639)	0.00292 (0.00594)	0.000346 (0.00614)	-0.00107 (0.00634)
megfigyelések száma	4506	4506	4506	4506	4506
R2	0.298	0.027	0.297	0.297	0.297

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1
Sztenderd hibák a zárójelben

Ha a járulékszabály foglalkoztatási hatásait tekintjük, akkor figyelembe kell vennünk azt, hogy a járulékszabály csak azoknak a vállalatoknak okoz bérsokkot, amelyek korábban zsebbe is fizettek. Ha egy vállalat teljesen legalisan működik, akkor az új járulékfizetési szabály egyáltalán nem volt rá hatással. Ha egy vállalat tevékenységeinek egy részét nem teljesen törvényesen végzi, például a jéghegyek vagy a szellemek közé tartozik, akkor célszerű lehet számára a járulékszabály hatására a korábban említett okok miatt, emelni a munkavállalói bejelentett bérét. Ha a vállalkozás 2006-ban zsebbe is fizetett és továbbra is legalább akkora nettó összeget akar az alkalmazottainak fizetni, mint amekkorát szürkebérezés mellett kaptak, akkor ez a járulékteher növekedése miatt egyértelműen a teljes bérköltség növekedését okozza. Ezért azt az eredményt várjuk, hogy a csaló vállalatok

alkalmazottainak száma negatívabban változott, mint a nem csaló vállalatoké. Az empirikus eredmények teljes mértékben konzisztensek ezzel a gondolatmenettel, hisz az összes csalási indikátor szignifikáns, és a nem csaló vállalkozásokhoz képest körülbelül 3 százalékpontos létszámcsökkenést mutat kontrollváltozók nélkül, a kontrollváltozók bevonása mellett pedig 2 százalékpontosat. A megfigyelt különbség jelentős és viszonylag robusztus, figyelembe véve, hogy a megfigyelt parciális hatások nem térnek el egymástól számottevően a specifikáció függvényében.

Mivel a bérsokk az összes munkavállalót egyenlő arányban érinti, ezért a vállalatok számára adekvát megoldás lehet a legalacsonyabb termelékenységű, azaz potenciálisan a szakképzetlen munkavállalókat elbocsátani. Ez a vizsgált modellekben a maximum nyolc általánost végzett munkavállalók létszamarányának csökkenéseikében jelenne meg. Erre azonban a 6. táblázat alapján nem találunk elegendő bizonyítékot. Egyrészt a parciális hatások nagyon alacsonyak, mindvégig abszolút értékben 2 százalék alatt maradnak, másrészt pedig a különbségek a legtöbb esetben inszignifikánsak. A fenti eredményt ellenőrizendő, elvégeztem ezeket a regressziókat úgy is, hogy a függőváltozó a maximum szakmunkást végzettek arányának változása volt.¹⁶ Ebben az esetben az összes csalási paraméter értéke kisebb volt fél százaléknál és egy esetben sem volt szignifikáns, így ezek közlésétől eltekintek. Összességében tehát megállapíthatjuk, nincs közvetlen bizonyítéka annak, hogy a járulékszabály relatíve negatívan érintette az alacsonyan képzetteket.

Ha vállalkozások alkalmazkodását vizsgáljuk, akkor nagy fontosságú lehet a vállalat nyereségességének és a tőke és munka közti helyettesítésének vizsgálata. A 8. táblázat felépítése nagyban hasonlít a 7. táblázatra. Itt is a különböző oszlopokban a különböző csalásindikátorok koefficienseit láthatjuk, először a teljes hatást, utána pedig a kontrollálás figyelembevétele mellett becsült parciális hatást. Az első regresszió csoport az egy főre jutó értékesítés nettó árbevételének log-változását mutatja, a második részben pedig az egy főre jutó befektetett tárgyi eszközök logaritmusának változását figyelhetjük meg. Ezúttal is kihagytuk a mintából azokat a vállalkozásokat, amelyek létszáma több mint 50 százalékkal változott a két időszak között.

A 7. és 8. táblázat különválasztását az indokolta, hogy a minták, melyekre épülnek eltérnek egymástól. Adatvédelmi okokból nem állnak rendelkezésemre a legnagyobb vállalatok mérlegadatai, emiatt 8. táblázat regressziói nem tartalmazzák a legnagyobb vállalatokat. A két táblázat eredményei így csak korlátozottan vethetők össze.

¹⁶ Az ilyen típusú regressziókat az indokolja, hogy Magyarországon jelentős szakadék figyelhető meg a szakmunkás képzettségűek és a legalább érettségit szerzettek kereseti és foglalkoztatási lehetőségei között (Kertesi-Varga, 2005)

A vállalatok eredményességének alakulása

csalásindikátorok	p>50%	bér>MW	bér>MW*1.1	bér>MW*1.5	bér>MW*2
Értékesítés nettó árbevétele					
Kontroll nélkül	-0.0640*** (0.0152)	-0.0242** (0.0113)	-0.0227** (0.0112)	-0.0284** (0.0117)	-0.0360*** (0.0128)
Megfigyelések száma	4137	4137	4137	4137	4137
R2	0.004	0.001	0.001	0.001	0.002
Kontroll- változókkal	-0.0499*** (0.0167)	-0.0151 (0.0120)	-0.0130 (0.0118)	-0.0170 (0.0124)	-0.0232* (0.0136)
Megfigyelések száma	4137	4137	4137	4137	4137
R2	0.021	0.020	0.020	0.020	0.020
Tőkefelszereltség					
Kontroll nélkül	0.0310 (0.0264)	0.0242 (0.0207)	0.0284 (0.0210)	0.0557*** (0.0194)	0.0565*** (0.0215)
Megfigyelések száma	4150	4150	4150	4150	4150
R2	0.000	0.000	0.001	0.002	0.002
Kontroll- változókkal	0.0353 (0.0276)	0.0109 (0.0221)	0.0164 (0.0225)	0.0514** (0.0207)	0.0547** (0.0225)
Megfigyelések száma	4150	4150	4150	4150	4150
R2	0.011	0.011	0.011	0.012	0.012

Egy vállalat termelékenységének talán legjobb mérőszáma az egy főre jutó árbevétel. A 8. táblázat tanulságai szerint a potenciálisan szürkebérezéssel élő vállalatok termelékenysége a csalási valószínűsége alapján indikátorok szerint 5-6 százalékponttal negatívabban változott, mint a nem csaló vállalatoké. Ha a beralapú indikátorok teljes hatását tekintjük, akkor 2,4-3,6 százalékpontos különbséget figyelhetünk meg. Ezek a különbségek a kontrollálás mellett eltűnnek és csak a negyedik beralapú indikátor marad szignifikáns, igaz az is csak 10 százalékos szinten. Ennek a megfigyelésnek két oka lehet. Egyrészt, hogy a csaló vállalatok a járulékszabály hatására a foglalkoztatottaik egy része mellett az árbevételük egy részét is elrejtették az adóhatóság elől. Azaz, a feketefoglalkoztatás mellett másfajta adóelkerülési formák is kis mértékben növekedtek a 2006-os járulékszabály hatására. A másik lehetőség, hogy a tevékenységük fehéredése olyan mértékű bérsokkot okozott ezeknek a cégeknek, amely visszafogta növekedésüket.

A tőkefelszereltséget vizsgálva azt látjuk, hogy csak a harmadik és negyedik beralapú csalásindikátor mutat különbséget a csaló és nem csaló cégek között az egy főre jutó befektetett tárgyi eszközök területén. Itt azt tapasztaljuk, hogy a potenciálisan szürkebérezéssel élő vállalatok tőkefelszereltsége 5-5,5 százalékponttal jobban nőtt, mint a zsebbe nem fizető vállalatoké. Ennek egyik oka az lehet, hogy a bérsokk hatására a csaló vállalatok felhasznált tőkéjük mennyiségének növelésével próbálták ellensúlyozni a munkaerő relatív árának növekedését. Erre azonban nem találtam empirikus bizonyítékot,

amely magyarázható a csaló vállalatok identifikációjának mérési hibájával,¹⁷ vagy pedig azzal, hogy a járulékszabály módosítása után túl kevés idő telt el ahhoz, hogy a vállalatok a tőkeállományukkal is teljes mértékben alkalmazkodjanak. Feltételezhető ezért, hogy az egy főre jutó tőkeállomány növekedését inkább a foglalkoztatás csökkenése okozta.

A vállalatok viselkedését a fenti eszközökkel megfigyelve összességében arra következtethetünk, hogy a járulékszabály-változás hatására a szürkebérezéssel élő vállalkozások jelentősen növelték az alkalmazottaik bejelentett bérét, de ez egyben jelentős foglalkoztatási csökkenést is okozott. Nagyon fontos eredmény, hogy nem találtunk evidenciát arra, hogy a 2000-es évek eleji radikális minimálbér-emeléshez hasonlóan a 2006-os járulékszabály-módosítás is jelentősen rontotta volna a szakképzetlenek munkaerő-piaci helyzetét.

ÖSSZEFOGLALÁS

Hosszú évek óta folyamatos vita zajlik a magyar adófizetési morálról és arról, hogyan lehetne az adóelkerülést visszaszorítani. Ezen belül is közkeletű az a vélekedés, hogy Magyarországon különösen magas a bértípusú adók elkerülésére való hajlam, melynek eszközei a feketefoglalkoztatás és a munkavállalók minimálbérré való bejelentése. A kétezres évek elején, részben az adóelkerülés lehetőségének csökkentését célzó, drasztikus minimálbér-emelések követték egymást, melyek a munkanélküliség jelentős növekedéséhez vezettek. Az évtized közepére a szakpolitika iránya azonban részben megváltozott és sor került a minimálbér differenciálására, valamint az elvárt jövedelmi küszöbök meghatározására.

Dolgozatomban arra tettem kísérletet, hogy megmérjem a kétszeres minimálbérré kapcsolódó járulékszabály-módosítás szürkebérezésre kifejtett hatását. A szabály lényege, hogy a munkavállalóktól elvárt jövedelmet legalább a minimálbér kétszeresében állapítja meg. A járulékbevallás során mindenkinek automatikusan jár kivétel a szabály alól, viszont ebben az esetben az APEH fokozott valószínűséggel ellenőrzi a vállalatot. Ennek elkerülésére azoknak a vállalatoknak, amelyek nem működnek teljesen legálisan, megéri megemelni a minimálbért, ezzel csökkentve az adóellenőrzés valószínűségét. Ennek értelmében hipotézisem szerint a csaló vállalatoknál jobban emelkedtek az alkalmazottak bére, és e bérsokk hatására negatívabban változott az alkalmazottak száma, mint a nem csaló vállalatoknál.

¹⁷ Ha a magyarázó változót csak bizonyos mértékű véletlen hibával tudjuk megfigyelni, akkor az a becsült parciális hatást abszolút értékben lefelé torzítja (Wooldridge, 2001).

Az elemzéshez az Állami Foglalkoztatási Szolgálat által minden évben elkészített Bértarifa-felmérést használtam. Az adatbázisban részletes adatokat találhatunk körülbelül 160 ezer magánszférában dolgozó munkavállalóról. Bár az adatbázis keresztmetszeti felépítésű és reprezentatívnak tekinthető, a mintavételi módszer következményeként egyes embereket több egymást követő évben is megfigyelhetünk. Ezt kihasználva először Elek és szerzőtársai (2009b) kettős korlát modelljével egy becslést végeztem arra, hogy mely minimálbéresek azok, akik azért keresnek minimálbért, mert a fizetésük egy részét zsebbe kapják. Ezt követően megvizsgáltam, hogy a potenciálisan szürkén bérezett munkavállalók és zsebbe fizető vállalatok tevékenysége mennyiben tért el a következő évben a feltehetően legálisan működő kontrollcsoporttól.

Az intuíciónak megfelelően azt kaptuk, hogy a potenciálisan szürkén bérezett minimálbéreseknek valóban sokkal jobban emelkedett a bére 2006-ról 2007-re, és sokkal nagyobb valószínűséggel keresték a minimálbér kétszeresét, mint azok, akik azért kerestek minimálbért 2006-ban, mert termelékenységük kevesebb volt mint a minimálbér. Ezzel párhuzamosan azt tapasztaltuk, hogy a zsebbe is fizető vállalkozások sokkal jelentősebben emelték az átlagos béreket, mint legálisan fizető társaik. A járulékszabálynak azonban számottevőnek mondható foglalkoztatási hatása is volt. A becslések alapján a zsebbe is fizető vállalkozások alkalmazottainak száma 2-3 százalékkal negatívabban változott, mint a legálisan fizető vállalkozásoké. A Bértarifa-felmérés alapján nem tudjuk megmondani azt, hogy a csökkenést a feketefoglalkoztatás növekedése, vagy a valódi foglalkozás visszaesése okozta, vagy csak szimplán arról van szó, hogy a legálisan bérező vállalatoknak nagyobb a növekedési potenciálja. Emellett azonban nem állíthatjuk, hogy a csaló vállalkozások relatíve csökkentették a szakképzetlen alkalmazottaik részarányát. Így tehát a kétszeres minimálbérhez tartozó járulékszabály nem rontotta átlagon felül a szakképzetlenek foglalkoztatási lehetőségeit mint a 2000-es évek eleji minimálbér-emelések.

A csaló vállalatok teljesítményének vizsgálatakor azt figyelhettük meg, hogy az egy főre jutó árbevételük kevésbé nőtt, mint a legálisan bérező cégeké. Annak eldöntése azonban nem lehetséges, hogy ezt az okozta-e, hogy a bérkifizetések fehéredése mellett a zsebbe fizető vállalatok a bevételüket kezdték elrejtetni az adóhatóság elől, vagy pedig a növekedési képességük rosszabb, mint a többi társaságé.

Mint a dolgozat során kifejtettem, a járulékfizetési szabályok módosulása bérsokkot jelentett a csaló vállalatok számára. A közgazdasági elmélet szerint ennek következtében a vállalatok a munkájukat tőkével helyettesítik, hogy csökkentsék a termelésük költségeit. Erre azonban csak nagyon gyenge bizonyítékokat találtam. Sőt, a csaló vállalatok állóeszközeinek értéke szignifikánsan nem is változott a nem csaló vállalatokéhoz képest. Ennek az oka az lehet, hogy a járulékszabály bevezetése és a 2007-es Bértarifa-felmérés felvétele között túl kevés idő telt el ahhoz, hogy a vállalatok ilyen fajta alkalmazkodása

végbemenjen. A hipotézisem ellenőrzéséhez a csaló és nem csaló vállalatok összevetését a 2008-as évben is meg kellene ismételni, így a hosszútávú vállalati alkalmazkodás vizsgálata a dolgozat továbbfejlesztésének egyik iránya.

HIVATKOZÁSJEGYZÉK

- Ábrahám Árpád – Kézdi Gábor (2000): Long-run Trends in Earnings and Employment in Hungary 1972-1996. Budapest Working Paper on the Labour Market (BWP) 2000/2
- ÁFSz (2007): Kitöltési útmutató az egyéni bérek és keresetek vállalkozásoknál történő adatfelvételéhez. Állami Foglalkoztatási Szolgálat, Budapest, 2007. május
- Allais, Maurice (1988): L'Impôt Sur le Capital et la Réforme Monétaire. Hermann, Paris, 1988 In: Sadka, Efraim–Tanzi, Vito: A Tax on Gross Assets of Enterprises as a Form of Presumptive Taxation, International Monetary Found, Working Paper, 1992. február.
- APEH (2006): Bulletin Tájékoztató az APEH 2006. évi tevékenységéről. Adó- és Pénzügyi Ellenőrzési Hivatal, Budapest, 2007.
- APEH (2007): Az APEH irányelve az ellenőrzési feladatok 2007. évi ellátásához. http://www.afeh.hu/archiv/sajto/sajtotaj/iranyelv_2007.html?pagenum=1 Letöltés ideje: 2010. február 7.
- APEH (2010): Minimálbér 1998-2010. <http://www.afeh.hu/adoinfo/jarulek/minimalber.html> Letöltés ideje: 2010. március 21.
- Aristei, David – Perali, Federico – Pieroni, Luca (2007): Cohort, age and time effects in alcohol consumption by Italian households: a double-hurdle approach. Empirical Economics, 2007. július, pp: 29-61
- Bálint Mónika (2006): Bértarifa-felvétel. MTA Közgazdaságtudományi Intézet Adatbank, Budapest
- Benedek Dóra – Rigó Mariann – Scharle Ágota – Szabó Péter András (2007): Minimálbér-emelések Magyarországon, 2001-2006. PM kutatási füzetek 16. Budapest, 2007. április
- Bird, Richard M. – Wallace, Sally (2004): Is it Really so Hard to Tax The Hard-to-Tax? The Context and Role of Persumptive Taxes. In: Alm, James- Martinez-Vazquez, Jorge – Wallace, Sally: Taxing the hard-to-tax : lessons from theory and practice, Elsevier, Amsterdam pp.: 121-158.
- Card, David (1992): Do Minimum Wages Reduce Employment? A Case Study of California, 1987–8. Industrial and Labor Relations Review 46: 38–54.
- Card, David – Krueger, Alan B. (1994): Minimum Wages and Employment: A Case Study of the Fast-Food Industry in New Jersey and Pennsylvania. The American Economic Review, Vol. 84, No. 4: 772-793
- Card, David – Krueger, Alan B. (2000): Minimum Wages and Employment: A Case Study of the Fast-Food Industry in New Jersey and Pennsylvania: Reply. The American Economic Review, Vol. 90, No. 5: 1397-1420
- Cullis, John – Jones, Philip (2003): Közpénzügyek és közösségi döntések. Aula kiadó, Budapest
- Ehrenberg, Ronald G.- Smith, Robert (2003): Korszerű munkagazdaságtan, Elmélet és közpolitika. Panem Könyvkiadó, Budapest
- Elek Péter – Köllő János – Szabó Péter A. (2009a): The Implications of Ignoring 'Envelop Wages' in the Estimation of Minimum Wage Effects. KTI Szemináriumok, Budapest, 2009. november 26.
- Elek Péter – Scharle Ágota – Szabó Bálint – Szabó Péter András (2009b): A Bérekhez Kapcsolódó Adóeltitkolás Magyarországon. Közpénzügyi füzetek 23, Budapest, 2009. április

- Eilat, Y. - Zinnes, C. (2000): The evolution of the shadow economies in transition countries. Harvard Institute for International Development, Cambridge, MA.
- EVA-törvény (2002): 2002. évi XLIII. törvény az egyszerűsített vállalkozói adóról. <http://www.complex.hu/kzldat/to200043.htm/to200043.htm> Letöltés ideje: 2010. február 5.
- Genser, Berndt (2006): The Dual Income Tax: Implementation and Experience in European Countries, Alternative Methods of Taxing Individuals. Andrew Young School of Policy Papers, Georgia State University, 2006. június
- Halpern László – Kertesi Gábor – Koren Miklós – Köllő János – Kőrösi Gábor – Vincze János (2004): A Minimálbér költségvetési hatásai. KTK/IE Műhelytanulmányok 2004/4
- HIA-törvény (1990): 1990. évi C. törvény a helyi adókról. <http://net.jogtar.hu/jr/gen/getdoc2.cgi?dbnum=1&docid=99000100.TV&cel=P%2835%29#xcel> Letöltés ideje: 2010. február 5.
- Kertesi Gábor – Köllő János (2001): Economic transition and the revaluation of human capital- Hungary 1986-1999. Budapest Working Paper on the Labour Market (BWP) 2001/4
- Kertesi Gábor – Köllő János (2003): The Employment Effects of Nearly Doubling the Minimum Wage – The Case of Hungary. Budapest Working Paper on the Labour Market (BWP) 2003/6
- Kertesi Gábor – Köllő János (2002): Labour Demand with Heterogeneous Labour Inputs after the Transition in Hungary, 1992–1999 – and the Potential Consequences of the Increase of Minimum Wage in 2001 and 2002. Budapest Working Paper on the Labour Market (BWP) 2002/5
- Kertesi Gábor – Köllő János (2004): A 2001. évi minimálbér-emelés foglalkoztatási következményei. Közgazdasági Szemle, Budapest, LI. évfolyam, 2004. április pp.: 293–324.
- Kertesi Gábor – Varga Júlia (2005): Foglalkoztatás és iskolázottság Magyarországon. Közgazdasági Szemle, LII. évf. 2005. július-augusztus pp 633–662.
- Kézdi Gábor (2004): Az aktív foglalkoztatáspolitikai programok hatásvizsgálatának módszertani kérdései, Budapest Working Paper on the Labour Market (BWP) 2004/2
- Kormányrendelet (2009): A Kormány 295/2009. (XII. 21.) Korm. rendelete <http://www.munkaugyiforum.hu/Minimalber-2010-Kormanyrendelet> Letöltés ideje: 2010. február 5.
- Köllő János (2001): Hozzászólás az elmaradt minimálbérvitához. Közgazdasági Szemle, Budapest, XLVIII. évf., 2001. december pp.: 1064–1080
- Köllő János (2008): Two notes on unreported employment and wages. Kézirat, 2008. febr. Készült a Világbank és Magyarország kormánya között a fekete (adózatlan) foglalkoztatás visszaszorítása érdekében folytatott együttműködés keretében.
- Lackó Mária. (1996), Hidden Economy – An Unknown Quantity? Comparative Analysis of Hidden Economies in Transition Countries in 1989-1995., Economics Department, University of Linz, Austria, Working Paper 9905
- Liska F. Tibor (1988): Liska-modell, Közgazdasági Szemle, Budapest, XLV. évf., 1998. október (940–953. o.),
- Martínez-Espiñeira, Roberto (2007): [‘Adopt a Hypothetical Pup’: A Count Data Approach to the Valuation of Wildlife](#), Environmental & Resource Economics, European Association of Environmental and Resource Economists, 2007 június pp.: 335-360

- Neumark, David – Wascher, William (2000): Minimum Wages and Employment: A Case Study of the Fast-Food Industry in New Jersey and Pennsylvania: Comment. The American Economic Review, Vol. 90, No. 5, pp.: 1362-1396
- Michl, R. Thomas (2000): Can Rescheduling Explain the New Jersey Minimum Wage Studies? Eastern Economic Journal Vol. 26, No. 3, pp.: 265-276
- Munkaerőpiaci Tükör (2010): Közelkép: a válság munkaerőpiaci hatásai. Szerkesztette: Fazekas Károly és Molnár György, MTA - Közgazdaságtudományi Intézet, Országos Foglalkoztatási Közalapítvány
- Palócz Éva – Tóth I. János (2002): A 2002. évi bérnövekedés okai. Elemzés a statisztikai adatok és egy vállalati felmérés tükrében. Magyar Kereskedelmi és Iparkamara, Gazdaság- és Vállalkozáselemzési Intézet, Kutatási Füzetek – 2003/1
- Sadka, Efraim – Tanzi, Vito (1992): A Tax on Gross Assets of Enterprises as a Form of Presumptive Taxation. International Monetary Found, Working Paper, 1992. február
- Shelkova, Natalya Y. (2008): Low-Wage Labor Markets and the Power of Suggestion. University of Connecticut, Department of Economics Working Papers, 2008-33R
- Schneider, Friedrich (1986): Estimating the Size of the Danish Shadow Economy using the Currency Demand Approach: An Attempt. The Scandinavian Journal of Economics, Vol. 88, No. 4, pp. 643-668
- Schneider, Friedrich – Dominik H. Enste (2002): The shadow economy: an international survey. Cambridge University Press, 2002
- Sik E. – Tóth I. J. (1998): A rejtett gazdaság néhány eleme a mai Magyarországon. TÁRKI Társadalompolitikai Tanulmányok, Budapest.
- Slemrod, Joel-Yithzaki, Shlomo (1994): Analyzing the Standard Deduction as a Presumptive Tax, International Tax and Public Finance 1. pp: 25-34
- Számviteli Törvény (2000): 2000. évi C. törvény a számvitelről, <http://www.complex.hu/kzldat/toooo100.htm/toooo100.htm>, letöltés ideje: 2010. április 12.
- Taylor, Lowell J.- Kim, Taeil (1993): The Employment Effect in Retail Trade of California's 1988 Minimum Wage Increase, Institute for Research on Poverty, Discussion Paper no. 1018-93
- Telegdy Álmos - Earle, John - Antal Gábor (2009): A külföldi tulajdon hatása a bérekre Magyarországon MKE éves konferencia 2009. december 17. <http://media.coauthors.net/konferencia/conferences/1/fdiwages.pdf> letöltés ideje: 2010. február 5.
- Wooldridge, Jeffrey M. (2001): Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data, Cambridge, MIT Press

A sorozat korábban megjelent kötetei

2010

Surányi Éva - Kézdi Gábor: Nem kognitív készségek mérése az oktatási integrációs program hatásvizsgálatában. BWP 2010/01

Kézdi Gábor - Surányi Éva: Mintavétel és elemzési módszerek az oktatási integrációs program hatásvizsgálatában, és a hatásvizsgálatból levonható következtetések. BWP 2010/02

Kertesi Gábor - Kézdi Gábor: Iskolázatlan szülők gyermekei és roma fiatalok a középiskolában. Beszámoló az Educatio Életpálya-felvételének 2006 és 2009 közötti hullámaiból. BWP 2010/03

Cseres-Gergely Zsombor: Munkapiaci áramlások, gereblyezés és a 2008 végén kibontakozó gazdasági válság foglalkoztatási hatásai. BWP 2010/04

Köllő János: Vállalati reakciók a gazdasági válságra, 2008-2009. BWP 2010/05

István Gábor R.: On the Peculiar Relevance of a Fundamental Dilemma of Minimum-wage Regulation in Post-socialism – Apropos of an International Investigation. BWP 2010/06

Varga Júlia: A képzési terület és a felsőoktatási intézmény hatása a fiatal diplomások munkaerő-piaci sikerességére a 2000-es évek végén. BWP 2010/07

Hámori Szilvia - Köllő János: Kinek használ az évvésztes? Iskolakezdési kor és tanulói teljesítmények Magyarországon. BWP 2010/08

Gábor Kertesi - Gábor Kézdi: Roma Employment in Hungary After the Post-Communist Transition. BWP 2010/09

Gábor Kertesi, Gábor Kézdi: The Roma/non-Roma Test Score Gap in Hungary. BWP 2010/10

2011

Horn Dániel: A munkakereslet nemzetközi tendenciái. BWP 2011/1

Szilvia Hámori – János Köllő: Whose Children Gain from Starting School Later? Evidence from Hungary. BWP 2011/2

Anna Lovász - Barbara Pertold-Gebicka: College Degree Supply, Productivity Spillovers and Occupational Allocation of Graduates in Central European Countries. BWP 2011/3

A Budapesti Munkagazdaságtani Füzetek a Magyar Tudományos Akadémia Közgazdaságtudományi Intézetében működő Munkapiaci Kutatások valamint a Budapesti Corvinus Egyetem Emberi Erőforrások Tanszékének közös kiadványa. A kiadványsorozat angol nyelvű füzetei **“Budapest Working Papers on the Labour Market”** címmel jelennek meg. A kötetek letölthetők az MTA Közgazdaságtudományi Intézet honlapjáról: <http://www.econ.core.hu>