

A fiktív minimálbéresek vizsgálata a bértarifa felvétel segítségével

Elek Péter* – Szabó Péter András*

Első változat

2008. szeptember 15.

1. Bevezetés¹

Fiktív minimálbéreseknek azokat a (szürke gazdaságba tartozó) munkavállalókat nevezzük, akik formálisan minimálbérre vannak bejelentve, de fizetésük egy részét zsebbe kapva valójában annál többet keresnek, és ezzel kárt okoznak az államháztartásnak. Létezésükről megannyi anekdotikus információ kering a köztudatban, számukról és jelentőségükről azonban – a felhasznált adatbázisoktól függően – nagyon különböző becslések vannak.

A közvetett (azaz nem a béreloszlás vizsgálatán alapuló) becslések általában a KSH háztartási költségvetési felvételét használják, és a háztartások bejelentett jövedelmét hasonlítják össze a tényleges jövedelmi helyzetet jobban mérő fogyasztással. Tonin (2007) szerint a minimálbérrel érintett szegény háztartásokban a 2001-2002-es minimálbér-emelések környékén jobban csökkent az élelmiszer-fogyasztás, mint a hasonlóan szegény, de nem minimálbéres háztartásokban, amiből arra lehet következtetni, hogy a tipikus minimálbéres munkavállaló bérének egy részét „zsebbe” kapja. Ezzel szemben Benedek és szerzőtársai (2006) szintén a háztartási költségvetési felvétel alapján azt találják, hogy az átlagos minimálbéres háztartás nem fogyaszt többet bejelentett jövedelméhez képest, mint egy hozzá hasonló helyzetű, de nem minimálbérre bejelentett dolgozó háztartása (ld. még Szabó, 2007).

A közvetlen, béreloszláson alapuló módszerek közül Kerekó és P. Kiss (2007) tanulmánya a legalább öt fős és az öt fő alatti vállalatok megfigyelt béreloszlásának összehasonlításával becsüli meg a kisvállalatoknál elcsalt bérek mértékét és a fiktív módon részmunkaidőre bejelentett munkavállalók számát. Így azt kapják, hogy 2005-ben több mint 450 ezer ember volt valószínűleg minimálbéren vagy az alatt bejelentve (és csak a kisvállalati alkalmazotti kör 500 milliárd Ft bérjövédelmet titkolt el), valamint több mint 300 ezer azon dolgozók száma, akiket munkaadójuk a valóságosnál kisebb munkaidőre jelentett be. Számításaik az összes alkalmazottat tartalmazó aggregált APEH-bevallási adatok és a csak legalább öt fős vállalatokat tartalmazó KSH intézményi munkaügyi statisztikai adatok összehasonlításán alapulnak úgy, hogy az éves szintű bevallási adatokat korrigálni próbálják az év tört részében dolgozókra, táppénzen levőkre stb., és az így előállt béreloszlás és a legalább öt fős vállalatok béreloszlásának minden különbségét a kis- és nagyobb vállalatok közötti bérkülönbségekkel magyarázzák.

Másfajta közvetlen módszert használva Köllő (2008) a 2003-as bértarifa felvétel alapján alacsonyabbnak becsüli az alkalmazottak eltitkolt jövedelmét. Az APEH-adatbázistól eltérően a bértarifa-felvétel nem az éves jövedelmet, hanem a havi keresetet méri és tartalmaz sok, a dolgozókra vonatkozó egyéni jellemzőt (kor, végzettség, foglalkozás stb.) is. Egyéni szintű béregyenlet alapján Köllő kiszámítja, hogy ha minden, jelenleg minimálbéren

* Pénzügyminisztérium, Közgazdasági kutató osztály. E-mail: peter.elek@pm.gov.hu, peter.szabo@pm.gov.hu
A tanulmány a szerzők véleményét tükrözi, nem tekinthető a Pénzügyminisztérium hivatalos álláspontjának.

¹ A szerzők köszönetet mondanak Köllő Jánosnak a double hurdle modell ötletéért és értékes megjegyzéseierért, valamint Scharle Ágotának hasznos észrevételeiért.

alkalmazott dolgozót arra az átlagbérré jelentenének be, amit a hasonló képzettségű, foglalkozású, munkatapasztalatú, de nem minimálbéres munkavállalók kapnak, akkor a járulékbévételek 8,5%-kal, az SZJA-bevételek pedig 9,7%-kal nőhetnek, és összesen a GDP 1,3%-ának megfelelő többletbevétel keletkezne. Ha azonban figyelembe vesszük, hogy a minimálbéresek legalább egyharmada nem fiktív minimálbéres, valószínűleg jóval 1% alatti GDP-arányos értékeket kapunk, és ebbe nemcsak a kisvállalatok, hanem a teljes alkalmazotti kör beletartozik.

A jelen tanulmányban, részben Köllő (2008) nyomdokain haladva, a bértarifa-felvétel mikroadatai alapján adunk becslést a fiktív minimálbéresek arányáról és eloszlásáról, a minimálbéresek „valódi” bérééről és a csalók miatt elveszített szja- és járulékbévételek nagyságáról. Az ún. double-hurdle ökonometriai technikát használjuk, amely segítségével – a béreloszlás minimálbéren felüli részének és a munkavállalók egyéni jellemzőinek ismeretében – meg tudjuk becsülni, hogy milyen valószínűséggel és mennyivel van a minimálbéren bejelentett alkalmazottak „valódi” bére a minimálbér felett.

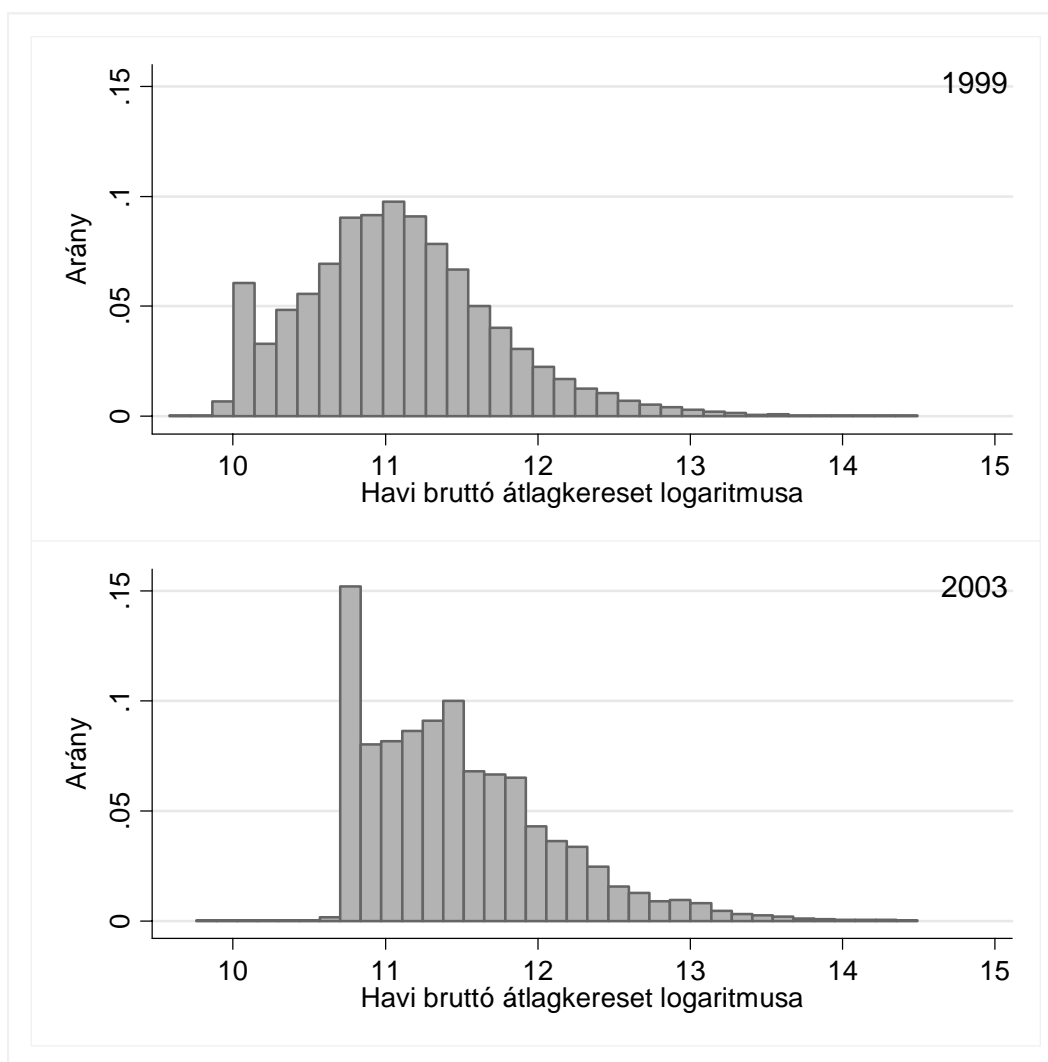
Vizsgálatainkat a 2003-as évre végezzük, ekkor a minimálbéresek aránya a versenyszférában mintegy 15% volt. Ma ennél alacsonyabb az arány, mivel a béreloszlásban a minimálbérnél levő csúcs az azóta bekövetkezett szabályozásbeli változások (szakképzett bérminimumok bevezetése, dupla minimálbér utáni járulékfizetési szabály, a minimálbéresek fokozott ellenőrzése stb.) következtében „szétkenődött”: az akkori minimálbéresek jelentős része ma a minimálbérnél kicsit többet keres. A bérek aluljelentésének fő motivációi azonban nem változtak, ezért a jelenre vonatkozóan is tanulságos egy olyan, még egyszerűen kezelhető év (a 2003-as) elemzése, amikor az aluljelentés fő formája egyéb ösztönzők hiányában még a tisztán minimálbérre történő bejelentés volt.

2. A minimálbéresek aránya és a béreloszlás

A felhasznált adatbázis a Foglalkoztatási és Szociális Hivatal bértarifa felvétele, amely 1999 óta a legalább 5 fős vállalatokra és a költségvetési dolgozókra terjed ki. A megkérdezettek személyes és kereseti adatain kívül ismert sok más, a telephelyre és a vállalatra vonatkozó információ is. A minta 2003-ban kb. 200 ezer munkavállalót tartalmazott, akik közül mintegy 128 ezer volt versenyszférabelinek tekinthető. Elemzésünk során az MTA Közgazdaságtudományi Intézetében készített, a vállalati válaszmegtagadást is figyelembe vevő átsúlyozott mintát használjuk.

Minimálbér és egyéb torzítások hiányában a bérek eloszlása a standard munkaerőpiaci modellek és empirikus tapasztalatok szerint lognormálishoz közeli. Mint az 1. ábra mutatja, ez volt a helyzet 1999-ben Magyarországon (kis csúccsal a minimálbérnél). 2003-ra viszont, amikor a minimálbér megközelítette a versenyszférabeli átlagbér 40%-át, a béreloszlás gyökeresen megváltozott (1. ábra). Egyrészt jelentős csúcs képződött a minimálbérnél, másrészt a minimálbér feletti bérek feltorlódtak, azaz több munkavállaló került kissé a minimálbér fölé, mint amennyit a csonkolt lognormális eloszlás alapján várnánk. A feltorlódás azért történt, mert a munkáltatók – hogy elkerüljék a bérek teljes összezsúszását – a korábban az új minimálbér alatt keresők egy részének bérét az új minimálbér fölé emelték (ld. Kertesi és Köllő, 2004, 2. ábra).

1. ábra: Keresetek logaritmusának hisztogramja a versenyszférában



Forrás: Saját számítás az Állami Foglalkoztatási Szolgálat 2003. évi bértarifa-felvétele alapján.

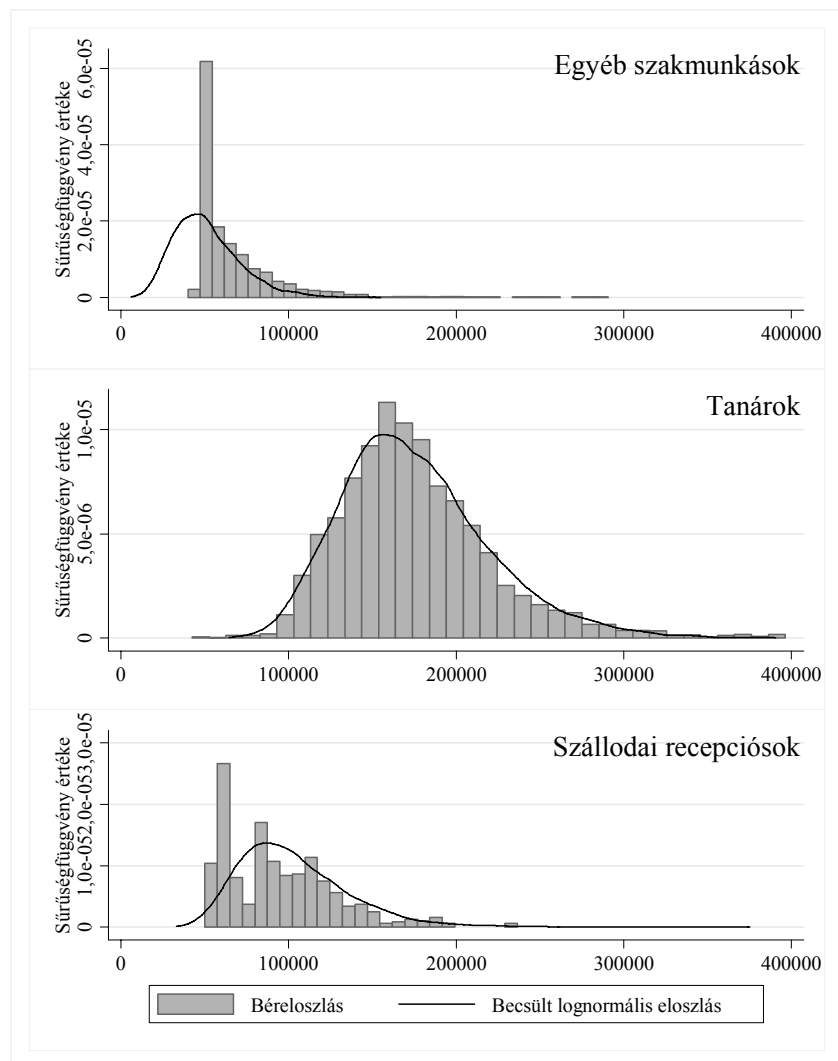
A bértarifa felvétel szerint a minimálbéresek aránya 2003-ban 10,8% volt a nemzetgazdaság és mintegy 15% a versenyszféra teljes munkaidős alkalmazottainak körében. A továbbiakban csak a versenyszférát vizsgálva,² a 3., 4. és 5. táblázatok második oszlopai mutatják, hogy a minimálbéresek aránya foglalkozási csoportonként, gazdasági áganként és vállalatméret szerint nagyon ingadozott. A legnagyobb arányban a szálláshely-szolgáltatás, vendéglátás ágban foglalkoztattak minimálbéren alkalmazottakat, és a kisvállalatok körében lényegesen több volt a minimálbéres, mint a nagyobb cégeknél. (A minimálbéresekről részletesebben ld. Köllő (2008) tanulmányát. A bértarifa felvétel egyébként mintegy 2 százalékponttal kevesebb minimálbérest mutat ki, mint amennyi az Országos Nyugdíjbiztosítási Főigazgatóság jogviszony-adatbázisából számítható. A különböző adminisztratív adatforrásokból származó bérelasztlások összehasonlításáról ld. Elek és szerzőtársai (2008) munkáját.)

A fiktív minimálbéresek becslése szempontjából fontos, hogy nemcsak a minimálbéresek aránya, hanem a minimálbéren felüli bérelasztlás is jelentősen különbözik

² Az állami szférában a minimálbéresek aránya kicsi, a szürkebérezés pedig nem elterjedt.

foglalkozás, ágazat stb. szerint. Illusztrációként a 2. ábra mutatja a bérek eloszlását néhány, a szürkebérezés szempontjából nagyon különböző foglalkozási csoportban. Az „egyéb szakmunkások” csoportjában a minimálbér környékén csúcsosodik az eloszlás: itt vélelmezhető, hogy az átlagos termelékenység ténylegesen a minimálbér környékén (esetleg alatta) van, és a dolgozók nagy többsége „igazi” minimálbéres. Ebben az esetben nem amiatt magas a minimálbéresek aránya, mert sok lenne a szürkebéres, hanem azért, mert azok is minimálbért kapnak, akik szabályozás hiányában ennél kevesebbet keresnének. A második csoport, a tanárok körében nincs csúcs a minimálbérnél, ami arra utal, hogy ez egy jellemzően fehér, minimálbér felett fizetett foglalkozási csoport. A harmadik csoport, a szállodai recepcióskörében a minimálbéreseken túl van még egy csúcsa az eloszlásnak, azaz a tényleges termelékenység átlaga itt vélhetően a minimálbér felett van (a második csúcshoz tartoznak a nem csalók), és a minimálbéren fizetettek többsége szürkebéres. A következőkben ismertetett double hurdle ökonometriai technikával a munkavállalók foglalkozása és egyéb megfigyelt jellemzői ismeretében precízen el tudjuk határolni a csaló és nem csaló részt.

2. ábra Bérelasztlás néhány foglalkozási csoportban (havi kereset)



Forrás: Saját számítás az Állami Foglalkoztatási Szolgálat 2003. évi bértarifa-felvétele alapján.

3. A double hurdle modell

Jelöljük y -nal a termelékenység alapján (azaz a minimálbér és a csalás torzítása nélkül) kialakuló bér logaritmusát (úgy transzformálva, hogy a minimálbérhez a 0 tartozzon). Tegyük fel, hogy y -t a munkavállaló néhány tulajdonsága (X) határozza meg:

$$(1) \quad y = X\beta + u,$$

ahol szokás szerint β jelöli az ismeretlen paramétert és u normális eloszlású valószínűségi változó. Az y^* megfigyelt bér azonban két okból is különbözhet y -tól:

- ha a munkavállaló termelékenysé-alapú bére a minimálbérnél kisebb lenne, akkor a minimálbért figyeljük meg
- ha a munkavállaló csal, megfigyelt bére – feltételezésünk szerint – szintén a minimálbér.

Tegyük fel, hogy a csalás valószínűségét a munkavállaló Z tulajdonságai határozzák meg, ekkor a következőt írhatjuk fel:

$$(2) \quad y^* = y \quad \text{ha} \quad X\beta + u > 0 \quad \text{és} \quad Z\gamma + v > 0$$

$$(3) \quad y^* = 0 \quad \text{egyébként.}$$

Az egyenletekben u és v normális eloszlású valószínűségi változók ρ korrelációval, u szórása σ , v szórása pedig egységnyi:

$$(u, v) \sim N \begin{pmatrix} \sigma^2 & \rho\sigma^2 \\ \rho\sigma^2 & 1 \end{pmatrix}.$$

Az (1)-(3) double hurdle modellt (még a $\rho=0$ megkötéssel) elsőként Cragg (1971) használta tartós fogyasztási cikkek vásárlásának modellezésére, ahol a vásárlásról szóló döntést potenciálisan más változók határozzák meg, mint azt a döntést, hogy mennyit költsön a vásárló a fogyasztási cikkre. Azóta sok más fogyasztáseméleti, hitelkockázat-elemzési és környezetgazdaságtani tanulmány (pl. Labeaga (1999), Martinez-Espineira (2006), Moffatt (2005), Saz-Salazar és Rausell-Köster (2006), Teklewold és szerzőtársai (2006)) használta a modellt illetve kiterjesztéseit, azonban a bérelőelosztások területén való alkalmazásáról nincs tudomásunk. Vegyük észre egyébként, hogy a modell a Tobit-modell általánosításaként is felfogható: ha $X=Z$, $\beta=\gamma$, $\sigma=1$ és $\rho=1$, akkor a szelekciós egyenlet nem ad új információt, és a Tobit-modellhez jutunk.

A kétváltozós normális eloszlás feltételes eloszlásainak ismeretében kiszámolható, hogy a modell likelihood függvénye a következő alakú:

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

ahol $\Phi_{\rho, \sigma, 1}$ jelöli a megfelelő kétváltozós eloszlásfüggvényt, Φ és ϕ pedig az egyváltozós standard normális eloszlásfüggvényt illetve sűrűségfüggvényt. A paraméterek maximum likelihood módszerrel megbecsülhetők, azonban a becslőfüggvény (hasonlóan más nemlineáris modellekhez) csak akkor ad konzisztens eredményt, ha az eloszlások jól specifikáltak, azaz a hibatarok tényleg normális valószínűségi változók. A gyakorlatban ezért majdnem minden esetben transzformálni kell az eredeti adatokat a normális eloszlás elérése érdekében, a legelterjedtebb transzformációk a Box-Cox (ld. pl. Martinez-Espineira, 2006

vagy Moffatt, 2005) és az inverz szinusz hiperbolikus transzformáció (ld. pl. Yen és Jones, 1997). Esetünkben egy elég speciális jelenség, a közvetlenül minimálbér feletti bérek torlódása okozza a log-bérek nem normális eloszlását, ezért nem a fenti transzformációk egyikét, hanem egy ehhez a problémához jobban illő transzformációt fogunk alkalmazni. A konkrét becslésünkben pedig y -nal és y^* -gal a transzformált log-béreket fogjuk jelölni, és az (1)-(3) egyenleteket ezekre vonatkoztatjuk.

4. Adatok előzetes transzformációja

Mint az 1. ábrán már láttuk, a megfigyelt logaritmusos béreloszlás nem csonkolt normális, mert közvetlenül a log-minimálbér felett több munkavállaló van, mint amit a normális eloszlás alapján várnánk. A 2001-2002-es nagy minimálbér-emelések hatására a bérek „feltorlódtak”: mivel a legalacsonyabb termelékenyséű munkavállalók részére is ki kellett fizetni a minimálbért, a belső feszültségek elkerülése végett a náluk kissé magasabb termelékenyséű dolgozók fizetése is megnőtt. Ugyanakkor a medián közeli béreknél – a munkapiaci alapmodellekkel összhangban – már jó közelítésnek bizonyul a normális eloszlás.

Ezért olyan transzformációt keresünk, amely a magasabb log-bérek esetén közelítően identitás, az alacsonyabb béreknél pedig figyelembe veszi a feltorlódást. Precízebben, azt feltételezzük, hogy nem az (1)-(3) egyenlet által definiált y^* -ot, hanem $g(y^*)$ -ot figyeljük meg, ahol:

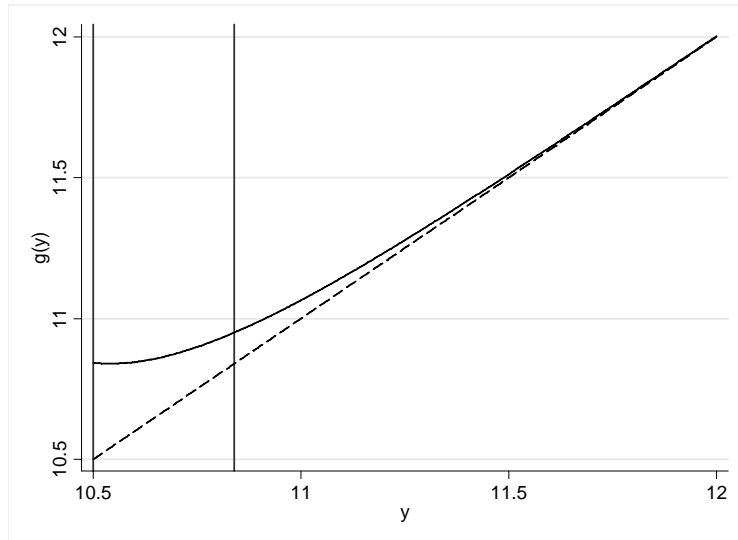
$$g(x) = x + r \exp(-(x - lmw + r) / r) \quad \text{ha } x \geq lmw - r,$$

és lmw a minimálbér logaritmus, r pedig egy meghatározandó paraméter. Példaként a 3. ábra mutatja a g függvényt $r=0,3$ esetén.

Az r paramétert két módszerrel becsültük meg. Az egyikben azt használtuk fel, hogy a feltorlódási görbe jellege meghatározható a 2002-es és a 2000-es egyéni bérek összehasonlításával. A két év bértarifa felvételeiből készített kvázipanel³ segítségével hozzárendeltük a 2000-es évben egy adott percentilisben kereső munkavállalók 2000-es béreinek mediánjához azok 2002-es béreinek mediánját, majd az így kapott görbét korrigáltuk az átlagos béremelkedési ütemmel, végül a görbére ráillesztettük a g függvényt legkisebb négyzetek módszerrel.

3. ábra: A g függvény alakja $r=0,3$ paraméter esetén

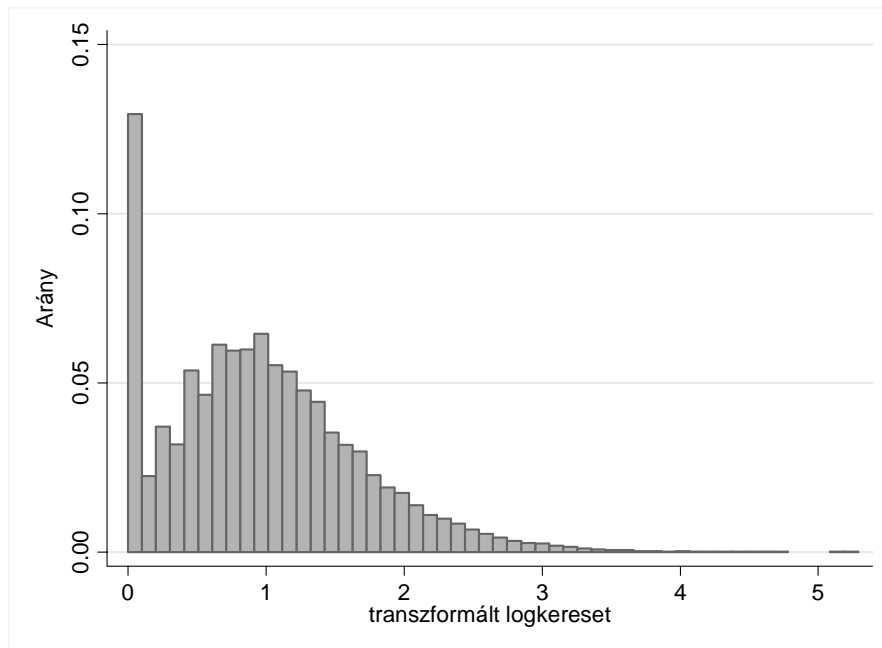
³ Kertesi és Köllő (2004) eljárását követve a mintában szereplő egyéneket a nem, életkor, iskolai végzettség, négyjegyű foglalkozási kód ill. a településen 2001-ben átlagosan elvégzett osztályszám alapján kapcsoltuk össze (a vállalatot és telephelyet azonosító információk nem álltak rendelkezésünkre). A többszörös találatok kizárása után 30 342 egyént találtunk, akik nagy valószínűséggel megegyeznek a 2000. és 2002. évi mintában.



A másik eljárás az r paraméter becslésére tisztán statisztikai alapon nyugszik. Azt feltételezzük, hogy a minimálbér feletti munkavállalók logaritmusos béreinek eloszlása $g(y^*)$, ahol y^* csonkolt normális eloszlás m várható értékkel és s szórással. Az így kapott három paraméteres (r, m, s) modell maximum likelihood módszerrel megbecsülhető, és egy olyan, g^{-1} függvénnyel visszatranszformált eloszlás állítható elő, amely már közelítően csonkolt normális.

Az r paraméter a két becsléssel 0,326-nak, illetve 0,319-nek adódott. A 4. ábra mutatja, hogy a visszatranszformált eloszlás már tényleg jó közelítéssel (csonkolt) normális. A továbbiakban erre a transzfomált adatbázisra becsljük az (1)-(3) modellt.

4. ábra: A visszatranszformált log-keresetek hisztogramja



5. Becslési eredmények

Amennyiben a modell (az eloszlásfeltevésekkel együtt) tényleg jól specifikált, akkor az identifikáció történhet pusztán a nemlinearitás alapján, azaz elméletileg lehetséges, hogy mindkét egyenletben ugyanazokat a változókat szerepeltessük (tehát hogy $X=Z$ legyen). Az identifikáció megkönnyítése érdekében azonban érdemes olyan változókat keresni, amelyek a béregyenletet nem, csak a szelekciós egyenletet befolyásolják. Ezért használunk a szelekciós egyenletben olyan foglalkozási változókat, amelyek a szürkebérezést közvetlenül próbálják megragadni (szabadúszó típusú, gyakori készpénzes tranzakciókkal jellemezhető ill. kereskedelmi típusú foglalkozások).⁴

⁴ Ezek pontos definícióját illetően ld. Köllő (2008).

1. táblázat: A szelekciós egyenletben használt változók statisztikai jellemzői

Változó neve	Mintaelemszám	Átlag	Szórás	Min.	Max.
Külföldi	115740	.232046	.42214	0	1
Free2	127977	.014612	.1199942	0	1
Cash	127977	.0853044	.2793352	0	1
Trade	127977	.0729272	.2600179	0	1
Bpest	125385	.2504606	.43328	0	1
Város	125385	.3398493	.4736597	0	1
Község	125385	.1580811	.3648185	0	1
Vállalkozások sűrűsége*, log	125385	4.570643	.4106991	2.531212	5.390125
Vendégéjszakák, log**	125385	-.983497	3.527597	-10	5.275834
Adóköteles jöv., log***	125385	6.374309	.3062211	4.747628	7.015369
21-50 fős vállalat	127977	.0178782	.1325093	0	1
51-300 fős vállalat	127977	.6717535	.4695769	0	1
301-1000 fős vállalat	127977	.1392516	.3462102	0	1
1000-3000 fős vállalat	127977	.0866953	.2813891	0	1
3000- fős vállalat	127977	.0797409	.2708927	0	1

* ezer állandó lakosra jutó szám, ** vendégéjszaka/állandó népesség, *** egy állandó lakosra jutó adóköteles jövedelem alap

A becslési eredmények a 2. táblázatban láthatók, ahol feltüntettük a béregyenlet OLS (szelekciós egyenlet nélküli) becslését és egy olyan double hurdle specifikációt is, ahol a két hibtag korrelációját (ρ -t) 0-ra korlátoztuk.

A double hurdle modell együttthatói általában a várakozásnak megfelelőek: pl. a szelekciós egyenlet szerint a külföldi tulajdon csökkenti a csalás valószínűségét, míg a szabadúszó típusú, a gyakori készpénzes tranzakciókkal jellemezhető illetve kereskedelmi foglalkozási csoportokban nagyobb a csalás esélye, mint máshol. A településtípusok közül a fővároshoz tartozás növeli meg igazán szignifikánsan a csalás esélyét. A vártnak megfelelő a kistérségi vállalatsűrűség (növeli) és kistérségi adóköteles jövedelem (csökkenti a csalást) együttthatója, a vendégéjszakák száma viszont az intuícióval ellentétben csökkenteni látszik a csalást.

A hibtagok korrelációja (ρ) enyhén negatívnak (-0,17) adódik, ami azt jelenti, hogy az „átlagosnál” (a megfigyelt változók által prediktálnál) nagyobb bér az átlagosnál némileg nagyobb csalási hajlandósággal párosul. Ez az eredmény a magasabb bért keresők vélhetően magasabb kockázatviselési hajlandóságával magyarázható.

2. táblázat: Becslési eredmények⁵

	OLS		Független double-hurdle		Double-hurdle	
	Együttható	Szt. hiba	Együttható	Szt. hiba	Együttható	Szt. hiba
logsimker0						
Béregyenlet						
Tapasztalati idő	0,0175	0,0005	0,01950	0,00057	0,0195	0,0006
Tapasztalati idő négyzete	-0,0002	0,0000	-0,00025	0,00001	-0,0003	0,0000
Férfi	0,1410	0,0035	0,16091	0,00358	0,1609	0,0036
Szaktanulmány	0,0538	0,0049	0,05547	0,00491	0,0558	0,0049
Középfokú	0,1610	0,0056	0,17711	0,00569	0,1771	0,0057
Felsőfokú	0,5319	0,0081	0,56729	0,00817	0,5667	0,0082
Mezőgazdaság	0,2813	0,0149	-0,47047	0,02858	-0,4699	0,0285
Építkezés	0,1309	0,0131	-0,58112	0,02778	-0,5718	0,0278
Szolgáltatások	0,1548	0,0148	-0,59105	0,02825	-0,5908	0,0282
Kereskedelem	0,0992	0,0124	-0,66739	0,02701	-0,6633	0,0270
Ipar	0,2078	0,0117	-0,53892	0,02679	-0,5387	0,0267
Takarítók	-0,0299	0,0151	-0,81844	0,02851	-0,8180	0,0285
Képzetlen munkások	0,0483	0,0132	-0,73359	0,02771	-0,7340	0,0277
Gépkezelők	0,2010	0,0122	-0,54205	0,02701	-0,5412	0,0270
Sofőrök	0,1812	0,0131	-0,77185	0,02902	-0,7720	0,0290
Irodai, ügyfélszolgálati ügyintézők	0,2786	0,0134	-0,52104	0,02765	-0,5147	0,0276
Technikusok	0,4057	0,0132	-0,45367	0,02712	-0,4537	0,0271
Ügyintézők	0,3458	0,0126	-0,33382	0,02690	-0,3335	0,0268
Vezetők	0,7087	0,0126	-0,37816	0,02657	-0,3771	0,0265
Más diplomások	0,4650	0,0145	0,00162	0,02631	0,0013	0,0263
Tanárok, orvosok	0,7976	0,0296	-0,27110	0,02650	-0,2707	0,0264
Budapest	0,0992	0,0036	0,13387	0,00377	0,1369	0,0038
Vállalati termelékenység	0,1921	0,0018	0,19132	0,00184	0,1914	0,0018
Tőkefelszereltség	0,0106	0,0012	0,01393	0,00122	0,0139	0,0012
Külföldi vállalat	0,2089	0,0039	0,19289	0,00388	0,1889	0,0039
5-10 fős vállalat	-0,5193	0,0058	-0,40191	0,00693	-0,3742	0,0077
11-20 fős vállalat	-0,4290	0,0051	-0,34167	0,00568	-0,3215	0,0062
21-50 fős vállalat	-0,2544	0,0041	-0,20388	0,00418	-0,1938	0,0044
51-300 fős vállalat	-0,1195	0,0042	-0,10340	0,00407	-0,1006	0,0041
Konstans	0,1149	0,0137	0,80202	0,02795	0,8023	0,0279
Szelekciós egyenlet						
Külföldi vállalat	-	-	0,6093	0,0359	0,6592	0,0365
Szabadúszó	-	-	-0,7989	0,0542	-0,7887	0,0541
Készpénzes fogl.	-	-	-0,5890	0,0237	-0,5981	0,0233
Kereskedelem	-	-	-0,2828	0,0346	-0,2951	0,0334
Budapest	-	-	-0,3239	0,0267	-0,3266	0,0262
Nem megyeszékh. város	-	-	0,0643	0,0293	0,0655	0,0284
Község	-	-	0,0475	0,0417	0,0562	0,0404
Váll.sűrűség, log	-	-	-0,7119	0,0548	-0,7223	0,0530
Vendégéjszakák, log	-	-	0,0275	0,0038	0,0273	0,0037
Adóköteles jöv., log	-	-	0,9273	0,0620	0,9633	0,0599
5-10 fős vállalat			-2,2509	0,0935	-2,2524	0,0950
11-20 fős vállalat			-2,0141	0,0932	-2,0200	0,0947

⁵ A foglalkozási csoport változók definíciója (feor-szám alapján) a Függelékben található, a free2 (szabadúszó típusú foglalkozások), a cash (gyakori készpénzes tranzakciókkal jellemezhető foglalkozások) és a trade (kereskedelmi típusú foglalkozások) dummy változóinak pontos definícióját illetően ld. Köllő (2008) tanulmányát.

21-50 fős vállalat		-1,6112	0,0927	-1,6194	0,0943
51-300 fős vállalat		-1,0237	0,0951	-1,0360	0,0966
Konstans	-	0,5761	0,3152	0,3951	0,3069
N	100 810	100 810		100 810	
Korrigált R ²	0,5547	-		-	
Rho	-	0,0000		-0,1751	

A következő számolás szerint megbecsülhetjük azt is, hogy egy adott minimálbéres személy milyen valószínűséggel csal (azaz keres valójában a minimálbérnél többet):

$$P(\text{csalás}) = P(X\beta + u > 0, Z\gamma + v \leq 0 \mid y^* = 0) = \frac{P(u > -X\beta) - P(u > -X\beta, v > -Z\gamma)}{1 - P(u > -X\beta, v > -Z\gamma)} =$$

$$= \frac{\Phi(X\beta / \sigma) - \Phi_{\rho, \sigma, 1}(X\beta, Z\gamma)}{1 - \Phi_{\rho, \sigma, 1}(X\beta, Z\gamma)}.$$

A becslések eredményeként azt kapjuk, hogy a minimálbéresek kb. 54%-a csal, a többiek ténylegesen a minimálbért keresik.

Szimulációval a minimálbéresek „valóságos” bérének jellemzőit is meghatározhatjuk. Generálunk ρ korrelációjú, normális eloszlású u és v valószínűségi változókat, és egy adott minimálbéresre akkor fogadjuk el tényleges bérnek a szimulált $\max(X\beta + u, 0)$ értéket (pontosabban annak g transzformációját), ha az $X\beta + u < 0$ vagy a $Z\gamma + v < 0$ feltételek legalább egyike teljesül.⁶

Szimulációink alapján a minimálbéresre bejelentettek valódi béreloszlásának átlaga 85 ezer Ft körül van, azaz 70%-kal haladja meg a 2003-as minimálbért.⁷ (E becslés egyébként közel áll a Köllő (2008) által más úton kapott értékhez.) A csalók átlagos bére ennél nagyobb, kb. 115 ezer Ft.

A mikrodatok nagy előnye, hogy foglalkozási csoportonként, ágazonként is meghatározható a csalás valószínűsége és a szimulált valóságos bér átlaga. A 3. táblázat mutatja ezeket a számokat foglalkozási csoport szerinti, a 4. táblázat gazdasági ág szerinti, az 5. táblázat pedig vállalatméret szerinti bontásban. Látható, hogy míg a takarítóknál csak 18% körüli a csalás esélye ugyanezek az arányok az építőszektorban dolgozók esetében 66%, és 98% az építő- és építészmérnököknél. A kisvállalatok esetében a csalás valószínűsége magasabb, mint a nagyobb cégek dolgozói körében.

A 2003-as szja- és járulékrendszer ismeretében azt is kiszámolhatjuk, hogy mennyivel nőttek volna a költségvetési bevételek, ha minden, minimálbéren alkalmazott munkavállaló a szimulált bérét kapta volna. A kiesett bevétel személyenként kb. 340 ezer Ft, ami a minimálbéresek mintegy 300 ezer fő számával beszorozva 2003-ban a GDP 0,5-0,6%-ának megfelelő többletbevételt jelentett volna. A becslés bizonytalansága azonban több okból is nagy. Egyrészt, az öt fő alatti vállalatok (amelyekről a bértarifa felvétel kevés információt tartalmaz) körében az eltitkolás az átlagnál nagyobb, aminek figyelembe vétele növelné a becslést. Másrészt viszont a fenti számolás nem veszi figyelembe azt, hogy egy fehéritésnek szükségképpen negatív foglalkoztatási hatásai is vannak, amely csökkentené a valóságos többletbevételeket.

⁶ Ugyanis ha ezek egyike sem teljesül, akkor a személy a modell szerint nem lehet minimálbéres. Technikailag úgy történik a szimuláció, hogy az egyik feltétel teljesüléséig generáljuk az adott személyre a normális eloszlású változókat.

⁷ A medián nem meglepő módon 50 ezer Ft körül van, hiszen a minimálbéresek kb. fele nem csal.

3. táblázat: A legfeljebb minimálbért keresők jellemzői foglalkozási csoportonként 2003-ban[†]

Foglalkozási csoportok*	Minimálbérek		A minimálbérek ^{††} között	
	aránya (%)	Becsült bér	Csalás valószínűsége	Mintaelemszám
Tanárok és orvosok	2,7	372,8	99,8	8
Építő-, építészmérn.	16,3	207,2	97,5	49
Vezetők	6,9	195,3	96,0	747
Más diplomások	4,2	185,5	98,2	201
Technikusok	6,6	119,7	79,4	365
Ügyintézők	8,0	106,2	78,0	881
Sofőrök	16,2	89,5	75,4	757
Irodai, ügyfélszolgálati ügyintézők	12,8	82,1	58,9	672
Szolgáltatások	6,8	81,4	52,8	156
Építkezés	25,4	75,0	65,9	1 195
Ipar	12,2	70,6	46,3	2 543
Mezőgazdaság	11,2	68,5	44,9	252
Gépkezelők	6,0	67,0	40,2	625
Kereskedelem	22,2	64,0	42,5	2 035
Portások és őrök	17,1	63,9	32,3	291
Képzetlen munkások	25,0	58,0	27,8	1 118
Takarítók	23,7	55,6	17,9	519
Összesen	12,3	83,8	53,9	12 414

* a foglalkozási csoportok definícióját ld. a Függelékben; [†] a KTI-súlyok nélkül számított eredmények;
^{††} 51 000 Ft alatt

4. táblázat: A legfeljebb minimálbért keresők jellemzői gazdasági ág szerint 2003-ban[†]

	A minimálbérek ^{††} között			
	Minimálbérek aránya (%)	Becsült bér	Csalás valószínűsége	Mintaelemszám
Mezőgazdaság, halászat	9,2	76,0	45,6	679
Bányászat	6,1	107,8	65,1	31
Feldolgozóipar	9,5	78,9	47,0	3 515
Villamosenergia-, víz-, gázellátás	1,0	68,0	32,8	39
Építőipar	24,3	81,7	58,1	1 837
Kereskedelem, javítás	19,6	83,1	57,0	3 700
Vendéglátás, szálláshely	20,7	70,1	42,6	599
Szállítás, postai tevékenység	6,3	102,3	74,6	623
Pénzügyi tevékenység	1,8	158,8	83,4	33
Ingtatlanügyek, gazdasági szolgáltatás	14,0	105,7	60,3	1 114
Egyéb közösségi, személyi szolgáltatás	8,4	77,4	40,7	244
Összesen	12,3	83,8	53,9	12 414

[†] a KTI-súlyok nélkül számított eredmények; ^{††} 51 000 Ft alatt.

5. táblázat: A legfeljebb minimálbért keresők jellemzői vállalatméret szerint 2003-ban[†]

	Minimálbérek aránya (%)	A minimálbérek ^{††} között		
		Becsült bér	Csalás valószínűsége	Mintaelemszám
5-10 fő	34,0	86,1	63,9	2 995
11-20 fő	26,7	83,1	58,8	3 410
21-50 fő	15,7	85,0	52,1	4 290
51-300 fő	6,1	82,8	37,8	1 347
301- fő	1,3	61,3	6,6	372
Összesen	12,3 ^{††}	83,8	53,9	12 414

[†] a KTI-súlyok nélkül számított eredmények; ^{††} 51 000 Ft alatt

A 2003. évi bértarifa felvételben alig szerepelnek megfigyelések 0-5 fős vállalkozásokból, emiatt a táblázatból kihagytuk ezt a méretkategóriát

6. Következtetések és további teendők

Összegezve, a double hurdle becslési módszer első alkalmazásával azt kaptuk, hogy 2003-ban a minimálbéren alkalmazott munkavállalók kb. fele volt fiktív minimálbéres, és a minimálbéren bejelentettek átlagos „valódi” bére a minimálbér kb. 170%-ra rúgott. A családi valószínűség és a prediktált bér jelentősen szór foglalkozási csoport, gazdasági ág és vállalatméret szerint. Ezek az eredmények alátámasztják egy koncentráltabb ellenőrzés fontosságát.

A hagyományos double hurdle modell feltevései között szerepel a hibatagok normalitása és homoszkedaszticitása. Egy általánosabb, ezeket a korlátokat feloldó modell becslése még hátra van.

Az aggregált eredményeket ezenkívül jelentősen változtathatja a súlyozás és az, hogy milyen feltételezésekkel élünk az öt fő alatti vállalatokról. Ebben a körben még a minimálbérek arányáról is csak pontatlan becsléseink vannak,⁸ a családi valószínűségről pedig csupán annyit tudunk, hogy az a nagyobb vállalatokénál magasabb. A további kutatásnak jobban kell összpontosítania a kisvállalati körre.

Bár a 2003-as helyzet elemzése a jelenre vonatkozóan is értékes információval szolgál, szükséges a modell megbecslése a későbbi évek bértarifa felvételein is. Ekkor a helyzet bonyolultabb, mert a béreloszlást már nemcsak a minimálbér, hanem a szakképzett bérminimum, dupla járulékszabály stb. is torzítja.

Végül, a bérek aluljelentése a szürkegazdaságnak csak egy szegmense, a szürkegazdaság teljes feltérképezéséhez a színlelt szerződések ill. az alkalmi munkavállalói könyvvel való visszaélések vizsgálatát is el kell végezni.

⁸ Ld. Krekó és P. Kiss (2007) valamint Köllő (2008).

Hivatkozások

- Benedek D., Rigó M., Scharle Á., Szabó P. (2006): Minimálbér-emelések Magyarországon, 2001-2006, PM kutatási füzetek 16. szám
- Elek P., Scharle Á., Szabó B., Szabó P. (2008): A bérekhez kapcsolódó adóeltitkolás Magyarországon, Kézirat, 2008. április 15., Pénzügyminisztérium Közgazdasági kutató osztály.
- Cragg, J. (1971): Some statistical models for limited dependent variables with application to the demand for durable goods, *Econometrica* 39, 829-844.
- Kertesi G., Köllő J. (2004): A 2001. évi minimálbér-emelés foglalkoztatási következményei, *Közgazdasági Szemle* 51, 293-324.
- Köllő J. (2008): Two notes on unreported employment and wages, kézirat, 2008. febr. 2. készült a Világbank és Magyarország kormánya között a fekete (adózatlan) foglalkoztatás visszaszorítása érdekében folytatott együttműködés keretében.
- Krekó J., P. Kiss G. (2007): Adóelkerülés és a magyar adórendszer, *MNB-tanulmányok* 65.
- Labeaga, J. M. (1999): A double-hurdle rational addiction model with heterogeneity: Estimating the demand for tobacco, *Journal of Econometrics* 93, 49-72.
- Martinez-Espineira, R. (2006): A Box-Cox double hurdle model of wildlife valuation, the citizen's perspective, *Ecological Economics* 58, 192-208.
- Moffatt, P. G. (2005): Hurdle models of loan default, *Journal of the Operational Research Society* 56, 1063-1071.
- Saz-Salazar, S. D. és Rausell-Köster, P. (2006): A Double-Hurdle model of urban green areas valuation: Dealing with zero responses, *Landscape and Urban Planning* 84, 241-251.
- Szabó P. A. (2007): A 2000-2001. évi minimálbér-emelés hatása a jövedelemeloszlásra, *Közgazdasági Szemle* 2007 május, 397-414. old.
- Teklewold, H., Dadi, L., Yami, A. és Dana, N. (2006): Determinants of adoption of poultry technology: a double-hurdle approach, *Livestock Research for Rural Development* 18.
- Tonin, M. (2007): Minimum wage and tax evasion: theory and evidence, *Institute of Economics, DP 2007/1.*, Budapest.
- Yen, S. T. és Jones, A. M. (1997): Household consumption of cheese, an inverse hyperbolic sine double hurdle approach with dependent errors, *American Journal of Agricultural Economics* 79, 246-251.

Függelék

Foglalkozási csoport	Foglalkozás betöltéséhez szükséges végzettség	FEOR-kód
Mezőgazdaság	legf. középfok	61-64 és 92 (beleértve a mezőgazdasági gépjárművek vezetőit)
Építkezés	legf. középfok	76
Szolgáltatások	legf. középfok	52-53 kivéve 532, 533 és 536. Tartalmazza a közlekedést, postát és hírközlést
Kereskedelem	legf. középfok	51, 421, 422 és 429
Ipar	legf. középfok	71-75
<i>Egyéb fizikai</i>		
Takarítók	nem igényel	911
Egyéb képzetlenek	nem igényel	913-919
Gépkezelők	legf. középfok	81-83
Portások és örök	legf. középfok	912 és 536
Gépkocsivezetők	legf. középfok	833, 835, 836
<i>Szellemi</i>		
Irodai, ügyfélszolgálati dolgozók	legf. középfok	41-42 és 532-533
Technikusok	felső- vagy középfok	31-34
Ügyintézők	felső- vagy középfok	35-39
Vezetők	-	11-14
Építő- és építészmérnökök	felsőfok	2123, 2124
Tanárok és orvosok	felsőfok	22-24
Más diplomások	felsőfok	21-29 kivéve 22-24, 2123, 2124