

KELLER TAMÁS

Az önbizalom kereseti hatása

A tanulmány célja a kereseti egyenlőtlenségek magyarázatában egy ritkán vizsgált, az emberitőke-beruházás hatása mellett is jelentős magyarázó mechanizmus bemutatása. Könnyű belátni, hogy egy munkavállaló hatékonyságát csökkentheti az a fajta fatalista hozzáállás, amely szerint az egyéni teljesítménynek nincsenek következményei. Mivel ez a tulajdonság rendszerint alacsonyabb hatékonysággal párosul, feltételezhetően alacsonyabb keresetet is okozhat. A fatalista hozzáállás ellentétje (egyfajta magabiztosság vagy önbizalom) pedig a hatékony munkavégzésnek köszönhetően – minden egyéb tényező változatlansága mellett – magasabb munkajövedelmet jelenthet. A szerző egy olyan – önbizalomskálának nevezett – indexet dolgozott ki, amely nagyon emlékeztet a korábbi hasonló témájú elemzések során leggyakrabban használt Rotter-féle külső/belső kontrollt mérő skálára. A tanulmány legfontosabb megállapítása: az önbizalomindex többváltozós statisztikai elemzés módszerével is kimutatható, pozitív hatást gyakorol a munkabérre. A vizsgált személyes jellemzőt ugyan meghatározzák a különféle munkaerő-piaci események, annak munkabérre gyakorolt hatása azonban e hatások kiszűrése után is jelentős.*
Journal of Economic Literature (JEL) kód: J24, J31.

Álláshirdetések szövegeit olvasva lépten-nyomon tapasztalható, hogy azokban a meghirdetett állás betöltéséhez a munkakör szempontjából „optimális személyiséget” keresik. A *motiváltság, teherbíró képesség, rugalmasság, problémamegoldó képesség* szinte minden állás esetében „követelmény” a hirdetések megszövegezése szerint. Bizonyos esetekben azonban *kommunikációs készség, kreativitás* vagy akár a *humorérzék* is szűrőfeltételként jelentkeznek. Empirikus kutatások egész sora bizonyítja, hogy a munkaerőpiacon furcsa módon nagy igény mutatkozik bizonyos személyes jellemzők iránt (*Zemsky–Iannozzi* [1995], *Cox* [1989], *Oliver–Turner* [1982]). Feltételezhető tehát, hogy léteznek olyan személyes tulajdonságok, amelyek munkabérré „válthatók” a munkaerőpiacon. Eddigi kutatások sora mutat ki ilyen hatásokat. Tudásunk szerint azonban magyar adatokkal eddig senki sem vizsgálta a kereseti egyenlőtlenségeknek ezt a komponensét.

Elméleti megfontolások, kutatási előzmények

Az elméleti modell

A nem racionális, hanem értéktartalommal rendelkező oksági mechanizmusok keresésének gyökerei a szociológiában Max Weberig nyúlnak vissza. Weber híres érve szerint a

*A tanulmány korábbi változatához fűzött megjegyzéseikért köszönet illeti *Bartus Tamást, Kézdi Gábort, Telegdy Álmot* és *Tóth István Györgyöt*. A kutatást a Rézler Gyula Alapítvány támogatta.

munkaadók csak akkor tudják nagyobb teljesítményre ösztönözni munkásaikat, ha azok a kemény munkavégzést hivatásnak tartják. Ehhez pedig „olyan érzületekre van szükség, amelyik legalább munka közben megfelelkezik arról az örökös kérdéstről, hogy miként lehet maximális kényelem és minimális teljesítmény mellett mégis a megszokott bért biztosítani, arra az érzületre, amely a munkással úgy végezteti munkáját, mintha az abszolút öncél – »hivatás« – volna” (Weber [1982] 65. o.).

Lényegében Weber megközelítésén alapul a *Bowles és szerzőtársai* [2001] által kidolgozott elméleti modell, amely szerint a személyes tulajdonságok olyan munkaszerződésben nem rögzíthető előnyöket jelentenek a munkaadónak, amelyekért „fizetni is hajlandó”, vagyis amelyek hatással vannak a munkabérek nagyságára. Elméletük szerint a munkára ösztönző személyes tulajdonságok azért jelenthetnek többletbért, mert külső kényszerek nélkül is a gondos – talán hivatásszerű – munkavégzésre sarkallják a dolgozót. Az így keletkezett *többletmunka* pedig a munkaadói oldalról *többletprofitot* jelent, ami a munkavállalói oldalról *többletbéreként* jelentkezhet.

Könnyű belátni, hogy egy munkavállaló hatékonyságát csökkentheti az a fajta fatalista hozzáállás, amely szerint az egyéni teljesítménynek nincsenek következményei. Mivel ez a tulajdonság egyúttal alacsonyabb hatékonyságot is jelent, feltételezhetően alacsonyabb keresetet is okozhat. A fatalista hozzáállás ellentétje (egyfajta magabiztosság vagy önbizalom) pedig a hatékony munkavégzés miatt – minden egyéb tényező változatlanlaga mellett – magasabb munkajövedelmet jelenthet. Az Andrisani–Nestel-szerzőpáros megjegyzi, hogy azok a jellemzők, amelyek a sikerhez vezető kemény munkavégzést az egyén felelősségére terhelik, mélyen a protestáns munkaetikában gyökereznek (Andrisani–Nestel [1976] 156. o.).

A *Bowles és szerzőtársai* [2001] által definiált, a kereseti egyenlőtlenségek magyarázására vonatkozó modell az emberitőke-beruházás Mincer-féle modelljének a kibővítése (Mincer [1958]).¹ Ez a modell azon a megközelítésen alapul, hogy a képzettségen és munkatapasztalaton kívül a személyes jellemzők is hatást gyakorolnak az egyéni keresetek alakulására. Feltételezésük szerint egy dolgozó munkateljesítményét három tényező befolyásolja: a ledolgozott munkaórák száma (h), valamint a munkavállaló képességei (c) és erőfeszítései (e). A ledolgozott munkaórák számát az esetek többségében a munkaszerződés rögzíti. Mivel szerződésben meghatározott, kalkulálható, és ezért kevésbé jelent rizikófaktort a munkaadó és a munkavállaló közötti viszonyban. A képességeket az adottságok (intelligenciahányados) és – legjobban esetben – az azokat kibontakoztató iskolázottság határozza meg. Az iskolázottság szintje, illetve minősége igazolható a hivatalos végzettséggel, az egyéni adottságokat pedig állandónak lehet tekinteni. Nem kalkulálhatók azonban a dolgozói erőfeszítések, amelyek a munkafeladat minél egzaktabb elvégzését garantálnák, és valami olyanféle, nagyon nehezen mérhető tényezőre utalnak, mint az egyéni igyekezet/szorgalom/buzgóság. A munkaadó e értékével kapcsolatban csak becslésekkel élhet, és azzal a feltételezéssel, hogy ez nagyobb, mint nulla.

Mivel a munkaadó nem ellenőrizheti mindig a dolgozókat, azt sem tudja pontosan megmondani, hogy azok éppen mikor mivel foglalkoznak. A munka intenzitása (lényegében e) ezért mindenképpen függ attól, hogy mekkora annak az esélye, hogy valaki lebukik, mert nem dolgozik; milyen gyakran fordul elő, hogy nem dolgozik; illetve milyen költségekkel jár a munka elvesztése. Ez utóbbi a kapott bér és a munkanélküli-ellátás különbsége (Bowles [1985]). A szerzők ösztönző-fokozó (*incentive-enhancing*) preferenciáknak hívják azokat tulajdonságokat, amelyek a hatékonyabb munkavégzés révén fokozzák az egyéni teljesítményt. Ezeknek két formáját különböztetik meg, amely 1. az egyéni teljesítményt növeli, és amely 2. mások teljesítményét hátráltatja (Bowles és szerzőtársai [2001]).

¹ Maguk a szerzők a modellt viselkedési modellnek nevezik.

Mivel minden olyan tényező, amely fokozza az egyéni teljesítményt, növeli a munkaadó profitját, feltételezhető, hogy a munkabérben érződik az ösztönző-fokozó tulajdonságok hatása, vagyis a munkaadó hajlandó fizetni bizonyos, számára előnyös tulajdonságokért. A *Bowles és szerzőtársai* [2001] által kidolgozott modell szerint a személyes jellemzők garanciát jelentenek a megbízható munkavégzésre, és olcsóbbá teszik a munkaerő ellenőrzését. A *Dunifon–Duncan-szerzőpáros* ehhez még hozzáfűzi, hogy a munkaadónak nemcsak azért éri meg megfizetni a motivált dolgozókat, mert az fokozhatja a produktivitásukat, hanem azért is, mert a motivációk olyan képzettségek megszerzéséhez vezethetnek, amelyek segítik a hatékonyabb munkavégzést (*Dunifon–Duncan* [1998] 34. o.).

Korábbi empirikus vizsgálatok eredményei

A KÉSLELTETETT MODELLALKOTÁS. Ha a keresetet magyarázó Mincer-féle modellt személyes jellemzők bevonásával kívánjuk kibővíteni, kulcsfontosságú, hogy azoknak ne *ex post facto* tulajdonítsunk jelentőséget. Az időbeli konzisztencia biztosításának egyik legkézenfekvőbb módja, amikor magyarázandó (*explanandum*) és magyarázó (*explanans*) jelenségek között időbeli eltérés van, méghozzá úgy, hogy az oknak tartott személyes tulajdonságok időben egy korábbi adatfelvételtől származnak, mint az okozat. Az oksági következtetéseket ebben az esetben az elemzésbe kívülről bevont idő dimenziója biztosítja. Az endogenitási problémának ezt a típusú kezelését *késleltetett modellalkotásnak* nevezzük.

Paul Andrisani és Gilbert Nestel az Egyesült Államok munkaügyi minisztériumának megbízásából készülő National Longitudinal Surveys (NLS) 1907 és 1921 között születettek mintájának felhasználásával a teljes munkaidőben és a nem mezőgazdasági szektorban dolgozó férfiak adatait elemezte. A vizsgált kereseti időperiódus 1969-től 1971-ig tartott. Elemzésükben a Rotter-féle külső/belső kontrollt mérő skála² hatását vizsgálták néhány munkaerő-piaci jellemzőre. A modellekben a magyarázó változók között szerepelt még az iskolázottság, a továbbképzésen vagy munkahelyi tréningeken való részvétel, az egészségi állapot, a munkatapasztalat, az életkor, a családi állapot, a lakóhely és az etnikum. Megállapítják, hogy azok, akik 1969-ben a Rotter-féle skála szerint belső kontrollal jellemezhetők, 1970-ben magasabb keresettel rendelkeztek, mint azok, akik külső kontrollal jellemezhetők, minden egyéb tényező változatlanóságát feltételezve (*Andrisani–Nestel* [1976] 160. o.).

Andrisani [1977] két – csak férfiakat tartalmazó – mintát használ az NLS-ből. Elemzésében a nem kognitív képességeket a Rotter-féle skálával méri, és vizsgálja ennek munkaerő-piaci hatását. Két korcsoportban, korcsoportonként hat különböző típusú modell eredményeit mutatja be, amelyek közül három tartozik a *késleltetett modellalkotás* típusába.

² Ez a skála arra helyezi a hangsúlyt, hogy az emberek milyen összefüggést vélnek a cselekedetük és annak következménye között. A skála azokat definiálja *külső kontroll* által irányítottak, akik jövőjük alakulását a sors, a szerencse vagy tőlük független változások hatásának vélik. A *belső kontroll* ezzel szemben azokat jellemzi, akik saját tulajdonságaik eredményének tartják a velük történő eseményeket (*Rotter* [1966]). A négy kérdést tartalmazó Rotter-skálán négy darab – egymásnak ellentmondó – állítás közül kell kiválasztania a megkérdezettnek azt, amelyiket önmagára nézve igaznak tart.

1. Tőlem függ, mi történik velem (belső kontroll)./Néha úgy érzem, sorsom alakulását nem tudom befolyásolni (külső kontroll).

2. Ha eltervezek valamit, szinte biztosan meg is tudom azt valósítani (belső kontroll)./Nem mindig bölcs dolog nagyon előre tervezni, mert sok dolog egyszerűen csak a szerencsén múlik (külső kontroll).

3. Céljaim elérését nem bízom a szerencsére (belső kontroll)./Legtöbbször pénzfeladással is eldönthetném, milyen döntést hozzak (külső kontroll).

4. Számomra elképzelhetetlen, hogy a véletlen vagy a szerencse fontos szerepet játszik az életemben (belső kontroll)./Gyakran úgy érzem, nagyon kevés befolyásom van azokra a dolgokra, amelyek velem történnek (külső kontroll).

Modelljeit külön specifikálja feketékre és fehérekre is, érvelését tehát összesen 24 darab regressziós modell eredményeire alapozza. Minden modellben azonos kontrollváltozó-készlet szerepelt: iskolázottság, továbbképzésen való részvétel, jelenlegi munkahelyen eltöltött idő, munkatapasztalat, családi állapot, településtípus és régió, egészségi állapot. Az eredmények azt mutatják, hogy azok, akik belső kontrollal rendelkeztek, többet kerestek (órabérben), és magasabb foglalkozási státuszban voltak.

Murnane és szerzőtársai [2001] szintén az NLS-adatain végzett elemzést, amibe összesen 1448 (1961 után született és 27 vagy 28 éves korában keresettel rendelkező) férfi adatai kerültek be. A modellben a függő változó az 1990-ben vagy 1991-ben mért munkabér (az órabér természetes alapú logaritmus) volt. A magyarázó változók 1980-ból származtak, és három nagy csoportot alkottak: iskolai teljesítmény, a feladatmegoldás gyorsasága és a személyes jellemzők (Rosenberg-féle skálával³ mérve) szerepeltek. Minden magyarázó változó standardizált volt, a Rosenberg-skálát pedig úgy szerkesztették meg, hogy az még a standardizálás előtt független legyen az életkortól. A szerzők összesen öt modell eredményeit mutatják be. Minden modellben szerepelt a faji hovatartozás, az év kétértékű változója, valamint a kereseti adat hiányát jelölő kétértékű változó (alapmodell). Az alapmodellhez képest a feladatmegoldás gyorsasága és az iskolai teljesítmény egymástól függetlenül 14 százalékkal, míg a személyes jellemzők 4 százalékkal növelik a magyarázott varianciát. Mivel az önértékeléshez tartozó regressziós együttható 2,5-szer nagyobb abban a modellben, amelyben ez a magyarázó változó egyedül szerepel, mint amikor a másik kettővel együtt, a szerzők megállapítják, hogy a személyes jellemzők hatása erősen függ az iskolai sikerességtől (*Murnane és szerzőtársai* [2001] 316. o.).

Heckman és szerzőtársai [2006] nem kognitív és kognitív képességek hatását vizsgálták a bérekre. A nem kognitív képességeket tömörítő vektort a Rotter- és Rosenber-skála felhasználásával főkomponens-elemzéssel hozták létre. A kérdéseket a megkérdezettek 14–22 éves korában tették fel.⁴ A szerzők eredménye szerint a 30 éves kori keresetek (logaritmizált órabérek) eltéréseinek magyarázatában a kognitív képességeknek ugyan sokkal nagyobb a szerepük, mint a nem kognitív képességeknek (a férfiak esetében ez 9 százalék *versus* 0,9 százalék), a hatás erőssége mégis azonosnak mondható, sőt bizonyos esetekben a nem kognitív képességek felülműlják a kognitív képességek hatását. Az eredmények azt tükrözik, hogy míg a nők esetében iskolai végzettség szerint azonos a nem kognitív képességek bérhatása, a férfiak esetében ezek hatása elsősorban az alacsony iskolai végzettség esetében erősödik fel.

Dunifon–Duncan [1998] a Panel Study of Income Dynamics (PSID) adatait elemezik.⁵ Mintájukba az 1942 és 1952 között született férfiak adatai kerültek be. Modelljük az 1988 és 1992 közötti átlagkeresetet (1994. évi értéken számolva) magyarázta (órabérben és logaritmizálva) a Rotter-skálához hasonló külső/belső kontrollt mérő skálával, amely az 1968–1972 közötti értékek átlaga volt. Ezenkívül a személyes jellemzők mérésére a szerzőpáros még egy 1972. évi adatfelvételtől származó kihívások/kapcsolatok elnevezésű skálát (a magas értékek azt jelentik, hogy a válaszadók a kihívásokat többre értékelik, mint a kapcsolatokat) is használt. A modellben az emberitőke-beruházás hatását a kognitív

³ *Rosenberg* [1965] az önértékelés (*self-esteem*) mérésére alkalmas, 10 tételből álló skálát hozott létre (Self-Esteem Scale, SES). A megközelítés lényege, hogy az egyén hogyan gondolkodik önmagáról, milyen érzésekkel és attitűdökkel viszonyul önmagához, mintegy hogyan ítéli meg önmagát kívülről. A skála öt pozitív és öt negatív megszövegezésű állítást tartalmaz, amelyre a teljes egyetértéstől a teljes egyet nem értésig négyfokozatú skálán lehet válaszolni.

⁴ A kognitív képességek (aritmetika, szókincs, szövegértés, matematika és kódolás) mérését az Armed Services Vocational Aptitude Battery (ASVAB) teszttel végezték.

⁵ A michigani egyetemhez tartozó Institute for Social Research által irányított kutatás 1968-ban kezdődött el – eredetileg 4800 Egyesült Államokból származó háztartás vizsgálatával. Eddig több mint harminc – elsősorban a gazdasági és demográfiai változásokra koncentrálnó – hulláma volt. A mintába az új háztartást alapító gyerekek adatai is bekerülnek, így a panelkopás ellenére is bővülő mintáról van szó.

képességek (1972-ben mért mondatkiegészítést mérő teszt) és az iskolázottság képviseli. A kontrollváltozók között az életkor, a szülői háttér, a testvérek száma, a településtípus és az egészségi állapot szerepelt. A vizsgálat főbb megállapításai közé tartozik, hogy a személyes jellemzők legalább annyira jól magyarázzák a függő változót, mint az iskolázottság. Csupán a háttérváltozók a függő változó 13 százalékát magyarázzák, ehhez képest a modellekbe bevont személyes jellemzőket mérő indexek 20 százalékra (az iskolázottság nélkül), míg az iskolázottság (a személyes jellemzők nélkül) 21 százalékra emeli a magyarázott varianciát (*Dunifon–Duncan* [1998] 40. o.).

Osborne Groves [2005b] a gyermekkorban mért külső/belső kontroll Rotter-skálával mért hatását vizsgálta az NLS egyik férfiakból álló almintáján. A kontrollváltozók között az emberitőke-hatásokat mérő iskolázottság, az intelligenciahányados és munkatapasztalat mellett az – apa munkajövedelemével mért – szülői háttér is szerepelt. A külső/belső kontrollt mérő változó egyszórásnyi változása 13 százalékkal növelte a munkabér nagyságát, minden egyéb hatás változatlansága mellett (*Osborne Groves* [2005b] 219. o.), míg pusztán csak a személyes jellemzők bevonása a kibővített emberitőke-modellhez képest 3,5 százalékkal növeli a magyarázott varianciát.

A KÉTLÉPCSŐS LEGKISEBB NÉGYZETEK MÓDSZERE. Az endogenitási problémának egy másik kezelési módja a kétlépcsős legkisebb négyzetek módszerének (2SLS) alkalmazása, amely lényegében két egymás után elvégzett OLS-regresszió. Ennek a modelltípusnak a szakirodalomban két változata van. A két típusban közös, hogy az első lépésben az endogén változón (személyes jellemző) végeznek transzformációkat, majd a második lépésben az innen származó maradéktag, illetve a másik változatban az instrumentális változókkal becsült érték szerepel az endogén változó helyett.

Goldsmith és szerzőtársai [1997] az NLS ifjúsági felvételének (*National Longitudinal Survey of Youth, NLSY*) 1980. évi és 1987. évi mintájával dolgoztak. A szerzők a személyes jellemzők mérésére a *Rosenberg* [1965] által kifejlesztett önértékelés skálát használták. Feltételezésük szerint a munkabérek és a vizsgált nem kognitív képességek kölcsönösen meghatározzák egymást. Ezért először megbecsülték a munkabér értékét az exogénnek tartott változókkal, majd a második lépésben az ilyen módon becsült értéket visszahelyettesítették a *Rosenberg*-féle önértékelési skálát magyarázó egyenletbe. Hasonló módszertannal dolgoztak, amikor a munkabéreket magyarázták pszichológiai jellemzőkkel. Eredményeik azt mutatják, hogy az önértékelésben bekövetkezett 10 százalékos változás 4,8 százalékos reálbér-emelkedést jelentett 1980-ban, és 13,3 százalékos emelkedést 1987-ben. A *Rosenberg*-féle skála hatásának életpályán belüli növekvő volumenét a szerzők úgy magyarázzák, hogy az önértékelés az életpályán előre haladva egyre nagyobb produktivitást jelent, és a növekvő produktívitas miatt emelkedik az önértékelés hatása. Meglepő ugyanakkor, hogy az iskolázottság keresetre gyakorolt hatása a *Rosenberg*-féle önértékelési skála hatásának körülbelül negyede (*Goldsmith és szerzőtársai* [1997] 824. o.).

Egy másik tanulmányukban *Goldsmith és szerzőtársai* bérregressziós modelljükbe a hatékonyságot⁶ is bevonják (*Goldsmith és szerzőtársai* [2000]). Az NLS állományán végzett elemzésük feltételezi, hogy a bér nagysága az emberitőke-beruházások, az erőfeszítések (hatékonyság) és demográfiai tényezők függvénye. E kapcsolatot leíró egyenletben az erőfeszítések azonban nem tekinthetők exogénnek, mivel azokat az oksági láncolat egy korábbi fázisában meghatározta a munkabér. A szerzők hatékonysági hipotézise szerint az erőfeszítések külső és belső ellenőrzőmechanizmusok függvényeként értelmezhetők, tehát

⁶ A hatékonyságot *Pearlin–Schooler*-féle önkontrollskálával méri. *Pearlin–Schooler* [1978] hét kérdésből álló – Rotter-skálához nagyon hasonló jellegű – önkontrollkérdéssort dolgozott ki, amely arra kérdez rá, hogy az egyének mennyire tartják kezükben sorsuk alakulását.

attól függnek, hogy az adott vállalat miként „árazza be” a hatékony munkavégzést (azaz olyan tényezőktől, amelyek a munka elvesztésének költségét mérik, valamint a szülői neveléstől, továbbá attól is, hogy miként ellenőrzik a munkavégzést az adott munkahelyen). A szerzők megállapítják, hogy a hatékonyságért járó munkabér fokozza a hatékonyságot mint személyes tulajdonságot, de kimutatják, hogy ez a hatás foglalkozásonként különbözik: legerősebb a gyáripárban. A másik oldalról kimutatják, hogy a hatékony munkavégzés pozitívan befolyásolja a béreket, s anyagilag leginkább a vezetők hatékonyságát díjazza.

Osborne Groves [2005a] 1946–1954 között született nők NLS-almintáját használva végzett kutatásokat. Elemzésében a függő változó az 1991 és 1993 között mért átlagos órabér természetes alapú logaritmus. A magyarázó változók között pedig az életkori hatásoktól megtisztított Rotter-féle külső és belső kontrollt 1970-ben mért adatai, amikor a megkérdezettek még iskolába jártak, és a munkatapasztalat nem befolyásolta viselkedésüket. Ez a megoldás a vizsgálható almintá nagymértékű csökkenéséhez vezetett (380 fő), ezért a szerző a Rotter-skála szerint 1988-ban mért adatokat használva is elvégezte az elemzést (915 fő). Itt az endogenitási probléma megoldása érdekében az 1987. évi kereset hatásától függetlenített skálával dolgozik. A vizsgálat középpontjában az áll, hogy a kibővített emberitőke-modellhez képest – ahol a magyarázó változók között az iskolázottság (1991. évi adat), az intelligenciahányados (1968. évi adat), a munkatapasztalat (1991. évi adat) és a gyerekek száma szerepel (1991. évi adat) – a személyes jellemzőket is tartalmazó modell mennyivel illeszkedik jobban az adatokra, illetve azok hatása kimutatható-e a más magyarázó tényezők bevonásakor is. Az eredmények azt mutatják, hogy a Rotter-féle skálán mért külső/belső kontroll szignifikáns hatást gyakorol a munkabérré. A hatás nagyságáról megállapítható, hogy egyszórásnyi változás a függő változóban – almintától függően – 5–7 százalék közötti változást jelent a bérekben, méghozzá úgy, hogy a belső kontroll megléte növeli munkabért. A személyes jellemzők a magyarázott varianciát a kibővített emberitőke-modellhez képest 1–1,5 százalékkal növelik.

A KERESET VÁLTOZÁSÁNAK MAGYARÁZÁSA. A kereseti változások vizsgálata (első differenciák módszerével) azért jelenthetne megoldást az endogenitási problémára, mert kezelhetővé válna az időben állandó heterogenitás (*Wooldridge* 2003] 419–429. o.). Mivel a személyes jellemzők időben közel változatlanok tekinthetők, az első differenciák módszere nem alkalmazható, mert a személyes jellemzőkből képzett különbség csak zaj lenne. A téma empirikus szakirodalmában azonban a *keresetváltozás-típusú* modelleket nem az endogenitási probléma megoldására alkalmazták, sokkal inkább a kereseti mobilitás magyarázatára. Ebből következően a téma szakirodalmában alkalmazott *keresetváltozás-típusú* modellek csak a munkabér-differenciákat ragadják meg. Az itt következő empirikus elemzés a szakirodalomtól eltérő módon definiálja az endogenitási probléma megoldásának igényével alkalmazott *keresetváltozás-típusú* modelleket, s a kereseti mobilitással pedig röviden egy külön fejezet foglalkozik.

Adatok és módszerek

Az adatok és a minta

Az itt következő elemzéshez a Tárki háztartáspaneljének és a hozzá kapcsolódó háztartások életútvizsgálatának adatai szolgáltak.⁷ Az összevont adatállományról egyrészt el kell mondani, hogy az 1992-től 2007-ig tartó tizenöt éves periódusból kilenc évben (1998–

⁷ A Tárki háztartáspanel-kutatása 1991-ben indult. A kutatás célja a munkaerőpiac, a jövedelemegyenlőtlenségek és a szegénység változásainak követése volt a magyarországi átmenet éveiben. Az induló minta 2600 elemből (háztartásból) állt. A kezdeti (négylépcsős rétegzett) minta reprezentálja a magyarországi háztartásokat.

2006 között) nem volt megkérdés, ebben az időszakban tehát a személyes jellemzők behatását egyáltalán nem lehet vizsgálni. Másrészt a háztartáspanel egyéni kérdőívének alsó korhatára 16 év volt, ezért értelemszerűen az ennél idősebb korú népesség adataival lehet csak dolgozni.

Az 1993-ban gazdaságilag aktív korú népességnek csak egy része volt ténylegesen aktív, azaz jelent meg a munkaerőpiacon. Egy másik részük tanult, munkanélküli vagy nyugdíjas volt, esetleg háztartásbeliként regisztráltak. Az elemzésben kifejezetten a munkajövedelem (fizetés, munkabér) magyarázatára vonatkozik, ezért a tényleges keresőtevékenységet folytatóktól külön kellett válogatni azokat, akik nem végeznek ilyen tevékenységet. Keresőtevékenységet végzőnek tekintetjük azokat, akik alkalmazottak vagy vállalkozók voltak, illetve gyēs/gyed, sorkatonaság vagy nyugdíj mellett álltak alkalmazásban. Az elemzés *bázisát* így az 1993-ban 16 év feletti, keresőtevékenységet végző népesség jelentette.

Az elemzési bázis meghatározása során részben merev korlátokat kellett alkalmazni, azonban az adatbázis jellegzetességei megengedtek bizonyos fokú rugalmasságot is. Mivel azokról is álltak rendelkezésre adatok, akik 1993-ban még nem végeztek keresőtevékenységet (mert tanultak vagy munkanélküliek voltak), de később beléptek a munkaerőpiacra, vagy akik már kiléptek onnan, az elemzés adatbázisa évről évre változik, mindig figyelembe véve az aktuális munkaerő-piaci mozgásokat.

Operacionalizálás és mérés

AZ ÖNBIZALOM MINT SZEMÉLYES JELLEMZŐ OPERACIONALIZÁLÁSA ÉS MÉRÉSE. Korábbi hasonló témájú kutatásokban az egyik leggyakrabban használt skála a Rotter-féle külső/belső kontrollt mérő index. Az eredeti Rotter-féle skálán magas pontszámok (külső kontroll) jelentik azt a fatalista hozzáállást, amely szerint az egyéni erőfeszítések és a kemény munka hosszú távon nem vezet sikeres eredményekhez, mert azok bekövetkezésében a véletlen vagy a szerencse játszik szerepet. Ezzel szemben a belső kontroll (alacsony indexértékek) olyan a saját sors kézben tartásán alapuló szemléletmódot jelent, amely szerint az egyéni teljesítmények és sikeresség szempontjából az erőfeszítések és igyekezet eredményre vezetnek (Rotter [1966]).

Magyar panel-adatállományokban nem szerepel az eredeti Rotter-féle skála, ezért bizonyos rendelkezésre álló kérdésekből megpróbáltunk egy – a mintának használt skálához legjobban hasonló – indexet létrehozni, illetve megvizsgálni azt, hogy az így kialakított, *önbizalomskálának* nevezett index mennyire hasonló az eredetihez.⁸ Az indexképzés fő szempontja az volt, hogy maximális legyen a kapcsolat az eredeti (négy kérdés felhasználásból készült Rotter-index) és a magyar adatokon is kialakítható mutató között. A két skála közötti kapcsolat azonban így is csak közepes (korrelációs együttható $-0,38$).⁹ Az önbiza-

A terepmunka minden évben április és május hónapban történt. A Tárki háztartáspaneljének összesen hat hulláma volt (az utolsó 1997-ben). A kérdések között 1993-ból, 1996-ból és 1997-ből rendelkezésre áll az anómia és elidegenedés mérésére kifejlesztett kérdéssor. A *háztartások életútvizsgálata* során a Tárki 2007-ben azokat a háztartásokat kereste fel, amelyek 1992-ben szerepeltek a háztartáspanel mintájában. A kutatás átfogó ismereteket kívánt szerezni a magyar lakosság jövedelmi, vagyoni és munkaerő-piaci helyzetének, valamint attitűdjeinek változásairól. A háztartáspanel és az életútvizsgálat összevont adatbázisával másfél évtized eseményeinek nyomon követése lehetséges. Az adatállományban ugyan vannak retrospektív jellegű kérdések, de 1998 és 2006 között nem zajlott adatfelvétel, így arra az időre vonatkozóan csak a visszaemlékezéseken alapuló kérdésekből van rálátásunk.

⁸ A Tárki 2009 tavaszán 1000 fő megkérdezésével végzett országos reprezentatív kutatásán (*Értékek 2009*) egyaránt szerepeltek azok a kérdések, amelyekből a rövidített Rotter-skála előállítható, illetve az eredetileg MHP-ben szereplő kérdések is, amelyekből az *önbizalom skálát* állítottuk fel.

⁹ A negatív együtttható felhívja a figyelmet arra, hogy az *önbizalomskála* definíciója miatt a Rotter-skálához képest eltérő irányú hatás várható.

lomskála elnevezés abból ered, hogy a felhasznált kérdések mindegyike (problémamegoldó képesség, határozottság és optimizmus) kapcsolatba hozható az önbizalommal, és ezzel a kifejezéssel lehet magyarul a leginkább megközelíteni a fatalista magatartás ellentétének tartalmát. Az önbizalomskálát hat kérdés felhasználásával állítottuk elő. A kérdések állításokat tartalmaztak, amelyekre a megkérdezettek négyféle módon reagálhattak: *egyáltalán nem igaz, inkább nem igaz, részben igaz, teljesen igaz*. Az index lényegében a hat (átkódolt) kérdésre adott válasz pontszámainak¹⁰ összegeként állt elő.¹¹ Az indexképzéshez felhasznált kérdések szövege és a pontos kialakítási eljárás az *1. táblázatban* található.¹²

1. táblázat

Az önbizalomskála kialakításához felhasznált kérdésekre adott válaszok százalékos megoszlása, 1993

Állítás	Egyáltalán nem igaz	Inkább nem igaz	Részben igaz	Teljesen igaz	N
Problémáimat nem tudom megoldani (1)	24,47	23,82	42,13	9,58	4103
Amit elhatározok, azt véghez is viszem (2)	3,51	9,85	52,61	34,03	4099
Sorsom alakulását alig tudom befolyásolni (3)	18,20	24,49	40,75	16,57	4076
Jövöm alakulása elsősorban tőlem függ (4)	12,51	20,81	40,70	25,98	4075
Gondjaim többségén alig tudok változtatni (5)	22,28	26,46	35,64	15,62	4078
Bízom a jövőmben (6)	12,25	14,88	36,33	36,54	4077

Az önbizalomskála kiszámítása a $[(2) - (1)] + [(4) - (3)] + [(6) - (5)]$ formulával történt, ahol az *egyáltalán nem igaz* válasz pontszáma 0, az *inkább nem igaz* válaszé 1, a *részben igaz* válaszé 2, a *teljesen igaz* pedig 3.

Az önbizalomskála előállításához felhasználható kérdéseket három panelfelvétel során (1993, 1996, 1997) kérdezték meg. Annak érdekében, hogy a vizsgált személyes jellemző hosszú távú hatását lehessen vizsgálni, az 1993-as adatait használtuk.¹³

A FÜGGŐ VÁLTOZÓ ÉS A KONTROLLVÁLTOZÓK DEFINIÁLÁSA. Az utolsó havi főmunkahelyről származó munkajövedelem vagy munkabér tízes alapú logaritmusát W jelöli. A személyi jövedelem összegéről a megkérdezett nyilatkozott a kérdőíves felmérés során. Ez a változó nem tartalmazott számított (becsült vagy imputált) értéket. A vizsgált kereset változója nem tartalmazta sem a túlórakért kapott többletpénzt, sem a főmunkahelyről kapott egyéb természetbeni juttatások értékét, ezek ugyanis elsősorban munkahely- vagy ágazatspecifikusak, ezért csak közvetve vezethetők vissza személyes jellemzőkre. Hasonló okok miatt nem vettük figyelembe az informális jövedelmeket (alkalmi és különmunka), mivel az ilyen munkák vállalása mögött elsősorban háztartási jellemzők és igények sejtethetők.

A kutatás szempontjából leglényegesebb magyarázó változót, az önbizalomskálát P -vel jelöljük. Feltételezésünk az, hogy a kereseti egyenlőtlenségeket nem a vizsgált személyes

¹⁰ A válaszokhoz a következő pontszámok tartoznak: egyáltalán nem igaz – 0; inkább nem igaz – 1; részben igaz – 2; teljesen igaz – 3.

¹¹ Pontosabban: mivel a hat kérdés három ellentétes állítást tartalmazott, ahol az ellentétpárok legalább –0,3 korrelációs együtthatóval kapcsolódtak egymáshoz, ott előbb kivontuk egymásból az ellentétpárokat, és az így kapott különbségeknek vettük az összegét.

¹² A skála megbízhatóságának mérőszámául a Cronbach-féle alfát használtuk, ami a felhasznált kérdések darabszámának és átlagos korrelációjának a függvénye (maximális értéke 1, minimális 0). Mindhárom év együtthatója 0,75 feletti, ami ismerve az elméletileg lehetséges két szélső értéket (0 és 1), nagyon jó eredménynek számít. Megalapozottan lehet mondani tehát, hogy a kérdések ugyanannak a látens dimenzióknak a mérésére szolgáltak.

¹³ A hiányzó 1993. évi adatokat – az időbeli konzisztencia fenntartása miatt csak a 2007-re vonatkozó modellben – az adatfelvétel későbbi hullámából (1996, 1997) pótoltuk.

jellemző befolyásolja leginkább (ebben az esetben sokkal inkább egy új és ritkán vizsgált magyarázómechanizmusról van szó). A munkabér szempontjából a leglényegesebb magyarázó tényezőnek az emberitőke-beruházást tartjuk. Az önbizalom kereseti hatását tehát csak a „emberitőke-modellhez” képest lehet vizsgálni. Feltételezzük továbbá, hogy a mintában lehetnek társadalmi-demográfiai különbségek, amelyekre kontrollálni kell. Az elemzés magyarázó változói közé tehát háromtípusú változó került be: társadalmi-demográfiai változók (Z), emberitőke-beruházás (H) és az önbizalomskálával mért személyes jellemző (P), ezeken kívül pedig minden modellben szerepeltek korrekciós változók is (C).

A társadalmi-demográfiai háttérváltozókat tömörítő vektorban (Z) a nem, az életkor, a családi állapot és a településtípus szerepeltek. A FÉRFI kétértékű változóban a férfiak 1, a nők pedig 0 értéken szerepelnek. Az ÉLETKOR változó értéke a kérdezés éve és a születés éve közötti különbség. A családi állapotra vonatkozó kérdés alapján négy kétértékű változó: NŐTLEN/HAJADON, HÁZAS, ELVÁLT, ÖZVEGY, a viszonyítási (kihagyott) kategória a HÁZAS kategória jelentette. Végül a településtípus esetében szintén négy kétértékű változó: BUDAPEST, MEGYESZÉKHELY, VÁROS, KÖZSÉG, ebben az esetben a kihagyott kategóriát a KÖZSÉG jelentette.

Az emberitőke-beruházás a legmagasabb iskolai végzettség alapján négy kategóriára bontva szerepelt: LEGFELJEBB ÁLTALÁNOS ISKOLAI VÉGZETTSÉG mellett külön kategória a SZAKMUNKÁSKÉPZŐ, a KÖZÉPISKOLA, illetve FELSŐFOKÚ VÉGZETTSÉG. A referencia kategóriát a legfeljebb általános iskolát végzetek jelentették. Bár szorosan nem tartozik az emberitőke-beruházáshoz, szerepeltet egy RÉSZMUNKADŐ elnevezésű kétértékű változót, amely 1, ha a megkérdezett részmunkaidőben dolgozik, egyébként pedig 0. Ennek a változónak a bevonásával kontrollálni kívántuk azt, hogy a kevesebb munkaóra értelemszerűen kisebb keresettel is jár.

Végül a C jelű vektorban korrekciós változókat szerepeltettünk. A SZELEKCIÓS TORZÍTÁS változó a mintába kerülés valószínűségéből fakadó torzítást kezeli.¹⁴ Az ÖNBIZALOMSKÁLA IMPUTÁLT változó csak 2007-re vonatkozó becslésekbe került be. Ez megmutatja, hogy az 1993. évi adat felhasználásával kialakított index (P) hiányzó értékei pótolva lettek-e a későbbi adatfelvételekből.

A statisztikai módszer

A legkisebb négyzetek (OLS) módszerén alapuló regressziós becslés segítségével becsültük az önbizalom kereseti hatását. A következő három modell mindegyike ugyanazt a problémát kezeli, az önbizalomskálából szűrjük ki a korábbi munkaerő-piaci tapasztalat hatását.

1. A személyes jellemzők kereseti egyenlőtlenségekre gyakorolt hatását vizsgáló ökonometria modellek közül a *késleltetett* változat a legkézenfekvőbb. Itt az okság biztosítása érdekében a személyes jellemzők a függő változóhoz képest egy korábbi évből származnak.

$$W_{i,t} = \alpha + \beta_1 Z_{i,t} + \beta_2 C_{i,t} + \beta_3 H_{i,t} + \beta_4 P_{i,93} + \varepsilon_{i,t}, \quad (1)$$

¹⁴ Mivel az elemzés bázisa évről évre változik, a kilépők 1, a benmaradók és belépők 0 értéken szerepeltek (a logit modell *függő* változója). Lényegében a munkaerőpiacról való kilépést magyaráztuk. A munkaerőpiacról természetes módon az öregedés miatt lehet kikerülni, ezenkívül átmenetileg (munkanélkülivé válás), illetve tartósan (korai nyugdíj) is ki lehet szorulni onnan. Ezért szerepeltek az ÉLETKOR, a MUNKANÉLKÜLI és a KORAI NYUGDÍJ változók (illetve ezek interakciója a vizsgált személyes jellemzővel). Feltételezhető ezenkívül, hogy az alacsony iskolai végzettségűek nagyobb mértékben szorulnak ki a munkaerőpiacról, mint a magas iskolai végzettségűek. Ezért az ISKOLÁZOTTSÁG és ennek az ÖNBIZALOMSKÁLÁVAL vett interakciója is szerepelt. Az alacsony ÖNBIZALOM önmagában is oka lehet annak, ha valaki egyik évről a másikra nem tud vagy akar keresőtevékenységet végezni, egyszerűen azért, mert a pesszimista hozzáállás nem motivál a munkavégzésre. Ezenkívül a NEM és a TELEPÜLÉS típusát kontrollváltozóként szintén szerepeltettük.

ahol W az utolsó havi, főmunkahelyről származó nettó jövedelem (nettó fizetés vagy munkabér) tízes alapú logaritmusa, \mathbf{Z} a társadalmi-demográfiai változók vektora, \mathbf{C} a korrekciós változók vektora, \mathbf{H} az emberitőke-beruházással kapcsolatos változók vektora, P az önbizalomskála, ε pedig a hibatermék. Az i index az egyénekre utal, a t index pedig az évekre. Az egyenletből látható, hogy a függő változó és a magyarázó változók azonos évből származnak, kivéve az önbizalomskála, amely minden esetben 1993-ból származik. A t értéke pedig 1993 és 1997 közötti 5 évet mutatja, és végül a hatodik év 2007 (1998 és 2006 között nem volt adatfelvétel). Az egyenletekből annak is egyértelműnek kell lennie, hogy az első egyenlet minden változója 1993-ból származik, ebben az esetben tehát nem lehet valódi okságról beszélni.¹⁵

2. A 2SLS módszer alkalmazása során első lépésben egy olyan változó szerepel, amely erősen korrelál az eredeti önbizalomskálaival, mégis független a munkaerő-piaci jellemzőktől (a regressziós becslés maradéktagja).

$$P_{i,t} = \alpha + \beta_1 \mathbf{Z}_{i,t-1} + \beta_2 \hat{\mathbf{H}}_{i,t-1} + \beta_3 W_{i,t-1} + \bar{P}_{i,t-1}, \quad (2)$$

ahol a $\hat{\mathbf{H}}$ vektor azonban a szülők legmagasabb iskolai végzettségét is tartalmazza a személyes jellemzők örökölhetősége miatt. A \bar{P} pedig az egyenlet maradéktagja. P és \bar{P} közötti korrelációs együttható 1993-ban: 0,94. Az i index az egyénekre, a t pedig az évekre utal, ez utóbbinak az értéke 1993, 1996 és 1997 lehet, mert ebben a három évben tették fel az önbizalomskála előállításához szükséges kérdéseket. A bevont magyarázó változókkal a változó szórásának körülbelül 10 százalékát lehetett megmagyarázni. Megállapítható, hogy az iskolázottság, a kereset és a településtípus pozitív, míg az életkor negatív hatást gyakorol a vizsgált személyes jellemzőre.

A második lépcsőben az önbizalomskála maradéktagját helyettesítettük vissza az (1) egyenletbe, így jutottunk a (3) egyenlethez.¹⁶

$$W_{i,t} = \alpha + \beta_1 \mathbf{Z}_{i,t} + \beta_2 \mathbf{C}_{i,t} + \beta_3 \mathbf{H}_{i,t} + \beta_4 \bar{P}_{i,93} + \varepsilon_{i,t}, \quad (3)$$

3. Az okság biztosítása érdekében alkalmazott utolsó modell típus különbözik a szakirodalomban található, hasonló elnevezésű modell típus specifikációjától. A keresetiváltozás-típusú modellel ugyan vizsgálható a kereseti mobilitás, elsősorban azonban az önbizalomskála munkabérre való exogenitását szolgálta az, hogy a kontrollváltozók között szerepelt $(t - 1)$ -edik év béradata. Ezzel a változóval egészült ki a (1) egyenlet, és így juthatunk az (4) egyenlethez:

$$W_{i,t} = \alpha + \beta_1 \mathbf{Z}_{i,t} + \beta_2 \mathbf{C}_{i,t} + \beta_3 \mathbf{H}_{i,t} + \beta_4 W_{i,t-1} + \beta_5 P_{i,93} + \varepsilon_{i,t}. \quad (4)$$

amellyel a munkaerő-piaci hatások komplex vizsgálata volt a cél. Egy adott év munkaerő-piaci sikeressége legjobban mindig az előtte lévő év sikerességével magyarázható, amelyben benne van a mérhető emberitőke-beruházás és a nem mérhető szerencse vagy az egyéb tényezők hatása is.¹⁷

¹⁵ Ennek a modellnek a szerepeltetése azt a célt szolgálja, hogy az oksági feltételezésekkel kezelt és nem kezelt eredmények összevethetők legyenek.

¹⁶ A 2007-re vonatkozó modellben a hiányzó \bar{P} -t pótoltuk 1996-os vagy 1997-es adatokkal.

¹⁷ A 2007-re felírt egyenletben azonban adathiány miatt (mivel 1997 után nem folytatódott a Tárki háztartás-panelje) csak az 1997. évi kereseti adatok szerepelhettek. 2007-ben ezért csak korlátozottan sikerült a modellszámításokat elvégezni.

Eredmények

Az önbizalom kereseti hatása

Feltételeztük az önbizalom kereseti hatásra vonatkozó pozitív bérhatását. Elsősorban az önbizalom önmagában vett hatása érdekes, ami a többi magyarázó változó hatásának kontrollálását követeli meg. A várakozásoknak megfelelően az önbizalomskála kontrollváltozók bevonásával is szignifikáns hatást gyakorol a munkabérre. A hatás irányát tekintve pozitív, ami azt jelenti, hogy a sorsukat irányítani képes, problémáikat hatékonyan megoldani tudó, jövőjükben bizakodó emberek *ceteris paribus* többet keresnek (F1–F3. táblázat). A paraméterekhez kiszámolt szignifikanciaértékek alapján megállapítható, hogy a vizsgált 18 regressziós egyenletből 16-ban az önbizalomskálához tartozó regressziós együttható 1 százalékos szinten különbözik a nullától, és két egyenletben a vizsgált hatás 10 százalékos szinten sem szignifikáns.¹⁸ Az eredmények alapján kijelenthető, hogy a vizsgált személyes jellemzőnek létezik kereseti hatása.

A hatás *nagysága* a standardizálatlan regressziós együtthatóból (β) olvasható ki. Az olyan modellekben, ahol a függő változó logaritmizált formában, míg a magyarázó változók *nem* logaritmizált formában szerepelnek, mindez úgy adható meg, hogy a magyarázó változó egységnyi változására a függő változó hány *százalékot* változik ($\Delta y = 100\beta\Delta x$). Az 1. ábrán a standardizálatlan regressziós együtthatók nagysága látható modelltípusonként. Mivel minden együtthatót bizonyos mennyiségű hibával együtt becsülünk, ezért az ábrán az együtthatókat 95 százalékos konfidenciaintervallummal ábrázoltuk. Látható, hogy az együtthatókhoz tartozó hibahatárok összeérnének, ezért a továbbiakban nem tulajdonítunk jelentőséget a különböző modellel becsült együtthatók közötti különbségeknek, hanem azokat tapasztalati úton kapott speciális *megbízhatósági intervallumnak* feltételezzük.

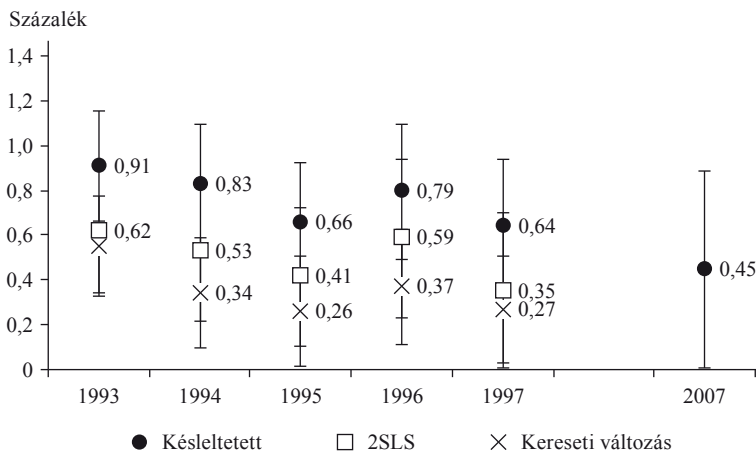
Az önbizalom bérhatásának értelmezéskor a standardizálatlan regressziós együtthatók használatának az a nehézsége, hogy az *egységnyi változás* tartalma viszonylag nehezen értelmezhető, mert körülményes megmondani, hogy az mennyire nagy változást takar. Jelentős változás ugyanakkor az egyszórasnyi változás, ezért azt néztük, hogy ha a vizsgált index egyszórasnyit növekszik, akkor ez hány százalékkal növelné a munkabért minden más hatást állandónak véve. A továbbiakban a hatás nagyságát ezért nem β -val, hanem $\bar{\beta}$ -val határozzuk meg, ahol $\bar{\beta}_x = \beta_x \times \sigma_x$, és σ_x az önbizalomskálához tartozó szórást. A 2. ábrán $\bar{\beta}$ -kat ábrázoltuk modelltípusonként, és az összesen 18 regressziós modellből csak azokat a paramétereket ábrázoltuk, amelyek egyszázalékos szignifikanciaszinten különböznek a nullától.

A vizsgált személyes jellemző egyszórasnyi változásnak a legnagyobb kereseti hatása a *késleltetett* modelltípus esetében volt kimutatható. Itt az önbizalom egyszórasnyi változása az összes többi tényező változatlanóságát feltételezve 3 százalékos és 1,5 százalékos közötti kereseti többletet jelent a vizsgált periódusban. A másik két (*2SLS*; *kereseti változás*) modelltípus esetében valamivel alacsonyabbak (1 százalékos és 2 százalékos közötti) az eredmények. Ezekben az esetekben ugyanis a korábbi munkaerő-piaci hatásokat szigorúbb feltételek mentén szűrtük ki.

¹⁸ A 2007-re a 2SLS és a kereseti változást leíró modellekkel 10 százalékos szignifikanciaszinten sem lehetett kimutatni az önbizalomskála kereseti hatását. Ennek oka feltehetően az, hogy ezek a modelltípusok a vizsgált skála keresetvett exogenitását úgy biztosítják, hogy azt a korábbi évek munkaerő-piaci jellemzőitől „megtisztítják”. Mivel minden modellben az 1993-ban mért indexérték szerepel, a 2007-re meghatározott 2SLS modellben ez a szűrés egyúttal az 1992-ben is a munkaerőpiacon lévőkre szűkíti az elemzés bázisát, mivel az 1993-ban mért személyes jellemző az 1992. évi munkaerő-piaci adatokon lett regresszálna. A kereseti változást leíró modell esetében pedig azokra szűkít az elemzés, akik 1997-ben is a munkaerőpiacon voltak, mert itt a kontrollváltozók közé bekerül az 1997. évi munkajövedelem is. Ezek a modellspecifikációból adódó szűkítések jelentős elemszámbeli csökkenést okoztak, és feltehetően az elemszám csökkenésének következtében nem mutatható ki a vizsgálandó hatás.

1. ábra

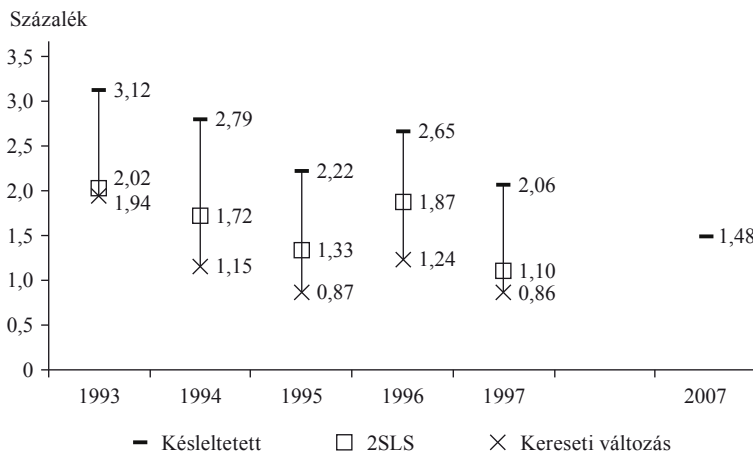
A különböző modellel számolt hatások nagysága* (százalék)



*Csak a legalább 1 százalékos szinten szignifikáns paramétereket tüntettük fel. (2007-ben a *2SLS* és a *keresetiváltozás-típusú* modellek esetében kapott együtthatók 10 százalékos szinten sem szignifikánsak.) A regressziós egyenletek eredményei (modelltípusonként) az *F1–F3. táblázatban* találhatóak.

2. ábra

Az önbizalomskála egyszórásnyi változásnak százalékos kereseti hatása* (százalék)

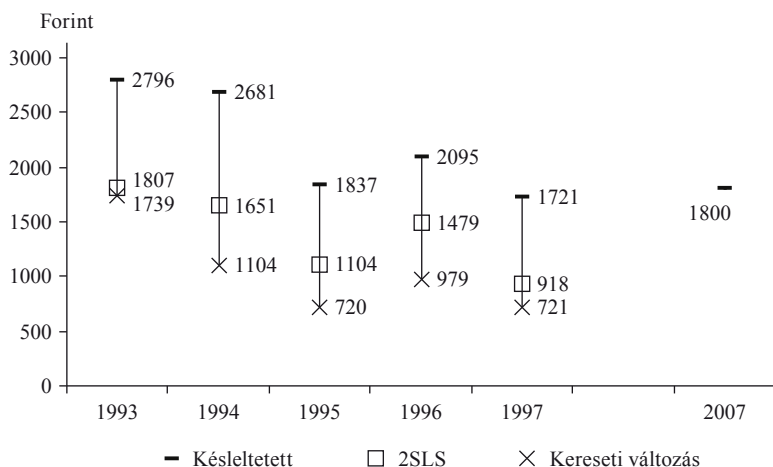


* A legalább 1 százalékos szinten szignifikáns standardizálatlan együtthatókból (β) számolt értékeket tüntettük fel. (2007-ben a *2SLS* és a *keresetiváltozás-típusú* modellek esetében számolt együtthatók 10 százalékos szinten sem szignifikánsak.) A regressziós egyenletek eredményei (modelltípusonként) az *F1–F3. táblázatban* találhatóak.

Nem csak százalékban érdemes kifejezni a hatást, mert annak pénzben kifejezett nagysága függ a munkabér pénzben kifejezett nagyságától. Mindez két további következtetéshez vezet. Egyrészt magasabb kereset esetében (amit például a magasabb iskolázottság, magasabb foglalkozási pozíció biztosíthat) a hatás pénzmenyiségben kifejezett nagysága nagyobb, mint az alacsony keresetűek esetében. Másrészt a hatás pénzmenyiségben kifejezett nagyságának időbeli alakulása nem független az inflációtól. A 3. ábrán a vizsgált hatás nagyságát a mindenkori átlagkereset¹⁹ esetében a 2008. évi árakon számítva adtuk meg.²⁰

3. ábra

Az önbizalomskála pénzmenyiségben kifejezett hatása a mindenkori átlagos kereset esetében 2008. évi árakon



Az ábrán a $\bar{\beta}$ együtthatóval szoroztuk be a mindenkori (a KSH adatai szerinti) átlagkeresetet. Az árak *nettó* értékek, és minden esetben a 2008. évi árakon szerepelnek. Csak a legalább 1 százalékos szinten szignifikáns standardizálatlan együtthatókból (β) számolt értékek vannak feltüntetve. (2007-ben a *2SLS* és a *keresetiváltozás-típusú* modellek esetében számolt együtthatók 10 százalékos szinten sem szignifikánsak). A regressziós egyenletek eredményei (modelltípusonként) az *F1–F3. táblázatban* találhatóak.

A 3. ábráról leolvasható, hogy a mindenkori átlagos, 2008. évi árakon számolt keresetből (minden más hatás változatlanosságát feltételezve és a *késleltetett* modell típusal számolva) 2000 és 3000 forint közötti nettó havi összeget jelent az önbizalomskála egyszórásonyi változása. Ennél az összegnél 800–1000 forinttal kevesebb a *keresetiváltozás-* és a *2SLS* modellek esetében kimutatható hatás. Maga az összeg ugyan alacsonynak tűnik, hozzá kell azonban tenni, hogy itt *nettó* munkabérről van szó, és a vizsgált személyes jellemzőnek csak a *közvetlen* hatását vettük számításba (a közvetett hatásokat tehát nem).²¹

¹⁹ Az átlagkereset forrása: http://portal.ksh.hu/pls/ksh/docs/hun/xstadat/xstadat_eves/tabl2_01_41i.html (letöltve: 2009. május 26.)

²⁰ A fogyasztói árindex forrása: http://portal.ksh.hu/pls/ksh/docs/hun/xstadat/xstadat_eves/tabl3_06_01i.html (letöltve: 2009. május 26.)

²¹ Külön vizsgáltuk (az ömlesztett legkisebb négyzetek módszerével) azt is, hogy az *önbizalomskála* hatásának nagyságában beszélhetünk-e csökkenő trendről. Az eredmények szerint azonban a különbségek csupán véletlen ingadozásoknak minősíthetők, nem pedig csökkenő trenddel rendelkező különbségeknek.

A hatás heterogenitása

Goldsmith és szerzőtársai [2000] a személyes jellemzők foglalkozási típusok szerint eltérő nagyságú hatását mutatta ki. Ilyenkor két, egyenként már a regressziós elemzésbe bevont hatás szorzatát (interakciós hatásokat) is vizsgálnunk kell. Ebben az esetben, mivel társadalmi csoportokon belül vizsgáljuk a hatást, binárisan kódolt kategóriák és az önbizalomskála szorzata jelentette az interakciós hatást.

Négy foglalkozási csoportot különítettünk el (a beosztáskódok alapján). Az alkalmazottakon belül megkülönböztettünk fizikai és szellemi munkát végzőket, valamint a vállalkozókat és vezető beosztásúkat. A foglalkozási csoportok bizonyos szempontból összefüggenek az iskolázottsággal: a kialakított foglalkozási kategóriák iskolai végzettsége szignifikánsan különbözik egymástól. A négy foglalkozási csoport foglalkozási státusz (az átlagos ISEI pontszám) alapján is sorba rendezhető. A fizikai munkát végzőktől alig különbözik az önálló vagy vállalkozó elsősorban iparosokból kereskedőkből álló csoportja (ISEI pontszám: 30–40), őket a szellemi foglalkozásúak (ISEI pontszám: 50), majd a vezető beosztásúak követik a sorrendben (ISEI pontszám: 60). A regressziós modellben (a már ismert kontrollváltozók mellett) a foglalkozási csoportoknak az önbizalomskálaival vett interakcióját szerepeltettük. Ez a modell gyakorlatilag a *késleltetett* modell egy bővített változata, amelyben az önbizalomindex foglalkozási csoportokkal vett interakciós hatásai is szerepelnek.

A 2. táblázatból látható, hogy a fizikai munkát végzők csoportjához képest a szellemi foglalkozásúak esetében különbözik szignifikánsan az önbizalom kereseti hatása. Az egyes foglalkozási csoportokban a hatás nagysága úgy számolható ki, hogy a viszonyítási kategóriához tartozó standardizálatlan regressziós együtthatóhoz (β) hozzáadjuk (negatív együttható esetében ez értelemszerűen kivonást jelent) azt a különbséget, amennyivel a vizsgált csoportban mért hatás eltér a viszonyítási kategóriától. Mindezek alapján megállapítható, hogy a hatás nagyságában nincsen jelentős különbség a fizikai munkát végzők és az önálló, valamint – és ez a meglepőbb eredmény – a fizikai munkát végzők és a vezető beosztásúak között. Ha a hatás nagyságát a szellemi foglalkozásúakra is kiszámoljuk, akkor általában 0 közeli együtthatót kapunk, vagyis ebben a csoportokban a vizsgált személyes jellemzőnek lényegében nincsen hatása.

2. táblázat

Interakciós hatások a foglalkozási csoportokkal bővített *késleltetett* modell típusban

Év	Viszonyítási kategória (fizikai munkát végzők)	Önálló/vállalkozók	Szellemi foglalkozásúak	Vezetők
1993	0,008***	0,000	-0,004	0,001
1994	0,008***	0,007	-0,006*	-0,004
1995	0,006***	0,005	-0,005	0,005
1996	0,009***	0,004	-0,007**	0,004
1997	0,006***	0,023***	-0,009**	0,007
2007	0,002	0,007	0,006	-0,006

Megjegyzés: a táblázatban az önbizalomskála-hoz tartozó standardizálatlan regressziós együtthatók (β) szerepelnek.

*** legalább 0,01; ** legalább 0,05; * legalább 0,1 szinten szignifikáns együttható.

Az eredményeket értelmezve kézenfekvő az a magyarázat, hogy az önbizalom kereseti hatása kifejezetten csak a magas és alacsony foglalkozási pozíciókban érvényesül. Minderre magyarázat lehet, hogy a magasabb pozíciók nagyobb önállóságot követelnek meg,

míg az alacsonyabb foglalkozási pozíciókban az önbizalom a megbízhatóság és pontos munkavégzés indikátorai lehetnek. Célszerűbb azonban kevésbé messzemenő következtetéseket levonni. Egyrészt azért, mert iskolázottság alapján nem sikerült ezt az állítást mélyebben is alátámasztani,²² másrészt pedig a létrehozott foglalkozási csoportok (különösen a vezető beosztásúak csoportja) meglehetősen alacsony elemszámúak.

Az önbizalom és a kereseti mobilitás

Már említettük a kereseti változások vizsgálatának alkalmazhatósági korlátait, illetve azt is, hogy az alkalmazott *keresetiváltozás-típusú* modell segítségével csak korlátozott mértékben lehet a kereseti mobilitásra következtetni. A továbbiakban tehát érdemes röviden bemutatni azt, hogy az *önbizalom* milyen hatással van a keresetek változására.²³ Mint aho-

3. táblázat
A keresetek változása 1993 és 1997 között

Változó	β standardizálatlan	B standardizált
	regressziós együttható	
Konstans	4,32	— ^{***}
Férfi	0,03	0,04
Életkor	-0,02	-0,49 ^{***}
Életkor (négyzet)	0,00	0,41 ^{**}
Nőtlen/hajadon	0,03	0,04
Elvált	-0,03	-0,02
Özvegy	0,00	0,00
Város	0,03	0,04
Megyeszékhely	0,08	0,08 ^{***}
Budapest	0,15	0,18 ^{***}
Szelekciós torzítás	-0,10	-0,06 ^{**}
Részmunkaidőben dolgozik	-0,10	-0,04 [*]
Szaktanácsképző	0,06	0,08 ^{**}
Középiskola	0,15	0,21 ^{***}
Felsőfokú végzettség	0,25	0,29 ^{***}
Önbizalomskála (becsült érték)	0,02	0,06 ^{**}

Függő változó: főmunkahelyről származó utolsó havi munkajövedelem logaritmusértékeinek különbsége 1993 és 1997 között. N (súlyozott) = 1294. Kihagyott kategóriák: nő, község, házasság, legfeljebb általános iskolai végzettség.

^{***} legalább 0,01; ^{**} legalább 0,05; ^{*} legalább 0,1 szinten szignifikáns együttható. A táblázatban közölt modellek 0,001 szinten szignifikánsak; a szignifikanciát csak a B oszlopában jelöljük, de β -kra is érvényesek.

²² Az interakciós hatásoknál ezenkívül még vizsgáltuk az életkor és az *önbizalom skála* közös hatását. Ebben az esetben sem sikerült szignifikáns különbségeket kimutatni az életkorcsoportok között.

²³ Mivel a kontrollváltozók 1997-ből származtak, a modell leginkább az 1997. év késleltetett modell típusára hasonlított. A két időpontban mért önbizalomskála azonban nem teljesen azonos, a zaj kiszűrése érdekében az 1993. évi indexértéket az 1997. évi értékkel magyaráztuk, majd az így becsült értéket bevontuk az egyenletbe: $(W_{1,97} - W_{1,93}) = \alpha + \beta_1 Z_{1,97} + \beta_2 C_{1,97} + \beta_3 H_{1,97} + \beta_4 P_{1,97 \text{ PRED}} + \varepsilon_{1,97}$ és $P_{1,93} = P_{1,97 \text{ PRED}} + \varepsilon_{1,97}$.

gyan a 3. táblázatból látható, az 1993 és 1997 közötti keresetek változására az önbizalom is pozitív hatást gyakorolt. Minden egyéb tényező változatlansága mellett a sorsukat irányítani képes, problémáikat hatékonyan megoldani tudó, jövőjükben bizakodó emberek keresete jobban emelkedett, mint akik nem jellemezhetők ezekkel a nem kognitív képességgel. Hosszabb időperiódusban (1993 és 2007 között) azonban – feltehetően az alacsony elemszám miatt – nem sikerült kimutatni az önbizalomskála szignifikáns hatását.

*

A tanulmány legfontosabb eredményeit összefoglalva megállapítható, hogy az önbizalomskála – többváltozós statisztikai elemzés módszerével is kimutatható – *pozitív hatást* gyakorol a munkabérré. A vizsgált index egyszórásnyi változása minden egyéb tényező változatlanságát feltételezve 3 százalékos és 1 százalékos közötti többletbért jelentett 1993 és 2007 között. Mindez egy átlagos fizetés esetében, 2008. évi árakon számolva nettó ezer-háromezer forintos intervallumban van. Az *önbizalom* kereseti hatása foglalkozási csoportok szerint nem homogén. Kézenfekvő az eredményeket úgy értelmezni, hogy az önbizalom hatása a magas és az alacsony foglalkozási státusz esetében jelentős, bár óvatosságra int, hogy iskolázottság szerint nem sikerült kimutatni különbségeket. Végül az eredmények azt is igazolták, hogy a vizsgált személyes jellemzőnek középtávon (1993 és 1997 között) a keresetek változására is pozitív hatása volt.

A kapott eredmény igazi jelentőségét az adja, hogy egy munkaerőpiacon megkövetelt, de nem materializálható tulajdonság hatását sikerült kimutatni. Feltételezhető, hogy egy konkrét béralkuban a személyes jellemzők „mérése” olyan sötétben való tapogatódzás, ahol az észérveken az intuíciók kerekednek felül. A kapott eredményeket ezért a személyes jellemzők „laboratóriumi” körülmények között kimutatott hatásaként kell értelmezni: vagyis a racionalizálhatósági feltételezés mellett kapott legjobban becsülésként.

Hivatkozások

- ANDRISANI, P. J.–NESTEL, G. [1976]: Internal-External Control as Contributor to and Outcome of Work Experience. *Journal of Applied Psychology*, Vol. 61. No. 2. 156–165. o.
- ANDRISANI, P. J. [1977]: Internal-External Attitudes, Personal Initiative, and the Labor Market Experience of Black and White Men. *Journal of Human Resources*, Vol. 12. No. 2. 308–338. o.
- BOWLES, S. [1985]: The Production Process in a Competitive Economy: Walrasian, Neo-Hobbesian, and Marxian Models. *The American Economic Review*, Vol. 75. No. 1. 16–36. o.
- BOWLES, S.–GINTIS, H.–OSBORNE, M. [2001]: The Determinants of Earnings: A Behavioral Approach. *Journal of Economic Literature*, Vol. 39. No. 4. 1137–1176. o.
- COX, J. A. [1989]: A Look Behind Corporate Doors. *Personnel Administrator*, 34. 56–59. o.
- DARITY, W.–GOLDSMITH, A. H. [1996]: Social Psychology, Unemployment and Macroeconomics. *The Journal of Economic Perspectives*, Vol. 10. No. 1. 121–140. o.
- DUNIFON, R.–DUNCAN, G. J. [1998]: Long-Run Effects of Motivation on Labor-Market Success. *Social Psychology Quarterly*, Vol. 61. No. 1. 33–48. o.
- GOLDSMITH, A. H.–VEUM, J. R.–DARITY, W. [1997]: The Impact of Psychological and Human Capital on Wages. *Economic Inquiry*, Vol. 35. No. 4. 815–829. o.
- GOLDSMITH, A. H.–VEUM, J. R.–DARITY, W. [2000]: Working Hard for the Money? Efficiency Wages and Worker Effort. *Journal of Economic Psychology*, Vol. 21. No. 4. 351–385. o.
- HECKMAN, J. J.–STIXRUD, J.–URZUA, S. [2006]: The Effects of Cognitive and Noncognitive Abilities on Labor Market Outcomes and Social Behavior. NBER Working Paper 12006. <http://ideas.repec.org/p/nbr/nberwo/12006.html>.
- MINCER, J. [1958]: Investment in Human Capital and Personal Income Distribution. *The Journal of Political Economy*, Vol. 66. No. 4. 281–302. o.

- MURNANE, R. J.–WILLET, J. B.–BRAATZ, J. M.–DUHALDEBORDE, Y. [2001]: Do Different Dimension of Male high School Students' Skills Predict Labour Market Success a Decade Later? Evidence from the NLSY. *Economic of Education Review*, 20. 311–320. o.
- OLIVER, J. M.–TURTON, J. R. [1982]: Is there a Shortage of Skilled Labour? *British Journal of Industrial Relation*, 20. 195–200. o.
- OSBORNE GROVES, M. [2005a]: How Important is your Personality? Labour Market Returns to Personality for Woman in the US and UK. *Journal of Economic Psychology*, 26. 827–840. o.
- OSBORNE GROVES, M. [2005b]: Personality and the Intergenerational Transmission of Economic Status. Megjelent: *Bowles, S.–Gintis, H.–Osborne Groves, M.* (szerk.): *Unequal Chances*. Princeton University Press and Russell Sage Foundation, New York, 208–231. o.
- PEARLIN L.–SCHOOLER C. [1978]: The structure of coping. *Journal of Health and Social Behavior*, 18. 2–21. o.
- ROSENBERG, M. [1965]: *Society an the Adolescent Self-Image*. Princeton University Press, Princeton.
- ROTTER, J. [1966]: Generalized expectancies for internal versus external control of reinforcements. *Psychological Monographs*, Vol. 80. No. 1. 1–28. o.
- WEBER, M. [1982]: *A protestáns etika és a kapitalizmus szelleme*. Gondolat Kiadó, Budapest.
- WOOLDRIDGE, J. M. [2003]: *Introductory Econometrics. A Modern Approach*. 2. kiadás, South-Western, College Publishing, Boston.
- ZEMSKY, R.–IANOZZI, M. [1995]: *A Reality Check: Findings from the EQW National Employer Survey*. Office of Educational Research and Improvement, Washington.

Függelék

F1. táblázat

A késleltetett modelltypussal számolt regressziós együtthatók

Függő változó: főmunkahelyről származó utolsó havi logaritmizált munkajövedelem.

Kihagyott kategóriák: nő, község, házaspár, legfeljebb általános iskolai végzettség.

Változó	β (standardizálatlan) és zárójelben B (standardizált) regressziós együttható					
	1993	1994	1995	1996	1997	2007
Konstans	3,67 (-)***	3,70 (-)***	3,87 (-)***	3,79 (-)***	3,92 (-)***	4,74 (-)***
Férfi	0,10 (0,23)***	0,10 (0,22)***	0,10 (0,22)***	0,10 (0,22)***	0,09 (0,21)***	0,06 (0,13)***
Életkor	0,01 (0,74)***	0,02 (0,90)***	0,01 (0,58)***	0,02 (0,79)***	0,02 (0,75)***	0,00 (0,09)
Életkor ²	0,00 (-0,63)***	0,00 (-0,84)***	0,00 (-0,49)***	0,00 (-0,70)***	0,00 (-0,64)***	0,00 (-0,10)
Nőtlen/hajadon	-0,03 (-0,05)**	-0,02 (-0,03)	-0,03 (-0,05)**	-0,01 (-0,02)	0,01 (0,03)	0,02 (0,03)
Elvált	-0,02 (-0,02)	0,00 (0,00)	-0,01 (-0,01)	-0,03 (-0,03)	0,00 (0,00)	0,02 (0,02)
Özvegy	-0,01 (-0,01)	0,03 (0,02)	0,01 (0,00)	-0,01 (-0,01)	0,00 (0,00)	0,01 (0,01)
Város	0,00 (0,00)	0,01 (0,02)	0,00 (-0,01)	0,01 (0,02)	0,01 (0,02)	0,00 (0,01)
Megyeszékhely	0,02 (0,03)	0,00 (0,00)	0,03 (0,04)*	0,02 (0,03)	0,01 (0,02)	0,02 (0,03)
Budapest	0,10 (0,18)***	0,10 (0,18)***	0,09 (0,17)***	0,08 (0,15)***	0,11 (0,22)***	0,08 (0,13)***
Szelekciós torzítás	-0,04 (-0,04)**	-0,06 (-0,05)**	-0,09 (-0,08)***	-0,04 (-0,04)*	-0,08 (-0,07)***	-0,14 (-0,08)*
Részmunkaidőben dolgozik	-0,18 (-0,11)***	-0,20 (-0,14)***	-0,29 (-0,21)***	-0,19 (-0,13)***	-0,11 (-0,07)***	-0,24 (-0,27)***
Szakkunaképző	0,05 (0,11)***	0,05 (0,11)***	0,05 (0,11)***	0,08 (0,17)***	0,04 (0,10)***	0,04 (0,07)
Középiskola	0,12 (0,24)***	0,11 (0,23)***	0,13 (0,27)***	0,13 (0,27)***	0,12 (0,27)***	0,13 (0,27)***
Felsőfokú végzettség	0,25 (0,41)***	0,26 (0,44)***	0,26 (0,45)***	0,24 (0,41)***	0,22 (0,41)***	0,29 (0,42)***
Önbizalomskála	0,01 (0,14)***	0,01 (0,13)***	0,01 (0,10)***	0,01 (0,12)***	0,01 (0,10)***	0,00 (0,06)**
Az önbizalomskála imputált						0,04 (0,03)
R^2	0,35	0,35	0,38	0,29	0,31	0,31
Súlyozott N	1865	1627	1548	1497	1379	737
Az önbizalomskála egyszórási változásának hatása a munkabérré (százalék)	3,12	2,79	2,22	2,65	2,06	1,48

*** Legalább 0,01; ** legalább 0,05; * legalább 0,1 szinten szignifikáns együttható. A táblázatban közölt modellek 0,001 szinten szignifikánsak.

F2. táblázat

A 2SLS modell típusal számolt regressziós együtthatók

Függő változó: főmunkahelyről származó utolsó havi logaritimizált munkajövedelem.

Kihagyott kategóriák: nő, község, házas, legfeljebb általános iskolai végzettség.

Változó	β (standardizálatlan) és zárójelben B (standardizált) regressziós együttható					
	1993	1994	1995	1996	1997	2007
Konstans	3,78 (-)***	3,72 (-)***	3,88 (-)***	3,92 (-)***	4,02 (-)***	4,63 (-)***
Férfi	0,10 (0,24)***	0,10 (0,22)***	0,10 (0,22)***	0,09 (0,21)***	0,09 (0,21)***	0,07 (0,16)***
Életkor	0,01 (0,57)***	0,02 (0,85)***	0,01 (0,59)***	0,01 (0,51)***	0,01 (0,50)***	0,01 (0,30)
Életkor ²	0,00 (-0,52)***	0,00 (-0,85)***	0,00 (-0,54)***	0,00 (-0,47)**	0,00 (-0,46)**	0,00 (-0,34)
Nőtlen/hajadon	-0,05 (-0,09)***	-0,03 (-0,05)*	-0,04 (-0,06)**	-0,02 (-0,04)	-0,01 (-0,01)	0,00 (0,00)
Elvált	-0,02 (-0,03)	-0,02 (-0,02)	-0,01 (-0,02)	0,00 (0,00)	-0,02 (-0,03)	0,03 (0,05)
Özvegy	-0,02 (-0,02)	0,02 (0,02)	0,01 (0,01)	-0,01 (-0,01)	0,00 (0,00)	0,02 (0,02)
Város	0,00 (0,00)	0,00 (0,01)	-0,01 (-0,02)	0,00 (0,00)	0,00 (-0,01)	0,01 (0,02)
Megyeszékhely	0,02 (0,04)*	0,01 (0,02)	0,02 (0,03)	0,01 (0,02)	0,01 (0,02)	0,01 (0,02)
Budapest	0,11 (0,20)***	0,11 (0,19)***	0,10 (0,20)***	0,08 (0,15)***	0,12 (0,23)***	0,14 (0,25)***
Szelektív torzítás	-0,04 (-0,04)*	-0,04 (-0,03)	-0,09 (-0,08)***	-0,05 (-0,04)	-0,05 (-0,05)*	-0,16 (-0,11)**
Részmunkaidőben dolgozik	-0,17 (-0,11)***	-0,20 (-0,11)***	-0,23 (-0,15)***	-0,14 (-0,09)***	-0,17 (-0,10)***	-0,24 (-0,30)***
Szakkunaképző	0,04 (0,10)***	0,05 (0,10)***	0,04 (0,09)***	0,09 (0,20)***	0,06 (0,13)***	0,03 (0,06)
Középiscola	0,11 (0,24)***	0,12 (0,25)***	0,13 (0,28)***	0,16 (0,33)***	0,14 (0,30)***	0,12 (0,27)***
Felsőfokú végzettség	0,26 (0,46)***	0,29 (0,49)***	0,27 (0,49)***	0,27 (0,49)***	0,25 (0,45)***	0,28 (0,45)***
Az önbizalomskála maradéktagja	0,01 (0,10)***	0,01 (0,08)***	0,00 (0,06)***	0,01 (0,08)***	0,00 (0,05)**	0,00 (0,02)
Az önbizalomskála (maradéktag) imputált						0,01 (0,01)
R^2	0,34	0,34	0,37	0,28	0,32	0,41
Súlyozott N	1487	1249	1167	1097	1011	562
Az önbizalomskála (maradéktag) egyezőrsányi változásának hatása a munkabérré (százalék)	2,02	1,72	1,33	1,87	1,10	0,51

*** Legalább 0,01; ** legalább 0,05; * legalább 0,1 szinten szignifikáns együttható. A táblázatban közölt modellek 0,001 szinten szignifikánsak.

F3. táblázat
A keresetváltozás-típusú modellel számolt regressziós együtthatók

Függő változó: főmunkahelyről származó utolsó havi logaritmizált munkajövedelem.
Kihagyott kategóriák: nő, község, házaspár, legfeljebb általános iskolai végzettség.

Változó	β (standardizálatlan) és zárójelben B (standardizált) regressziós együttható					
	1993	1994	1995	1996	1997	2007
Konstans	1,89 (-)***	1,76 (-)***	2,09 (-)***	1,53 (-)***	1,60 (-)***	2,79 (-)***
Férfi	0,04 (0,08)***	0,05 (0,11)***	0,06 (0,13)***	0,04 (0,09)***	0,03 (0,08)***	0,04 (0,09)*
Életkor	0,01 (0,26)**	0,01 (0,41)***	0,00 (0,23)	0,00 (0,18)	0,01 (0,37)***	0,02 (0,73)
Életkor ²	0,00 (-0,23)*	0,00 (-0,41)***	0,00 (-0,17)	0,00 (-0,15)	0,00 (-0,34)***	0,00 (-0,86)*
Nőtlen/hajadon	-0,02 (-0,03)	0,00 (-0,01)	-0,02 (-0,03)	-0,01 (-0,01)	0,04 (0,07)***	0,02 (0,03)
Elvált	-0,01 (-0,01)	0,00 (-0,01)	0,00 (0,00)	-0,03 (-0,03)	0,00 (0,01)	0,05 (0,07)
Özvegy	-0,03 (-0,02)	0,04 (0,03)*	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	-0,03 (-0,02)	0,05 (0,04)
Város	0,00 (0,00)	0,00 (0,01)	0,00 (-0,01)	0,02 (0,03)	0,01 (0,01)	0,02 (0,03)
Megyeszékhely	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	0,02 (0,04)*	0,01 (0,01)	-0,01 (-0,01)	0,04 (0,08)
Budapest	0,05 (0,09)***	0,05 (0,09)***	0,04 (0,08)***	0,04 (0,08)***	0,04 (0,09)***	0,10 (0,17)***
Szelekciós torzítás	0,01 (0,01)	0,00 (0,00)	-0,08 (-0,07)***	0,01 (0,01)	-0,04 (-0,04)**	-0,02 (-0,01)
Főmunkahelyről származó utolsó havi logaritmizált munkajövedelméből (az előző évben mért adat)	0,51 (0,5)***	0,53 (0,51)***	0,48 (0,49)***	0,61 (0,60)***	0,60 (0,63)***	0,37 (0,31)***
Részmunkaidőben dolgozik	-0,09 (-0,06)***	-0,08 (-0,05)***	-0,18 (-0,12)***	-0,09 (-0,06)***	-0,02 (-0,02)	-0,24 (-0,23)
Szakmunkásképző	0,03 (0,06)**	0,03 (0,07)***	0,03 (0,07)**	0,05 (0,10)***	0,00 (0,01)	0,03 (0,05)
Középiskola	0,05 (0,12)***	0,07 (0,15)***	0,08 (0,16)***	0,06 (0,12)***	0,05 (0,11)***	0,11 (0,22)
Felsőfokú végzettség	0,14 (0,24)***	0,14 (0,25)***	0,13 (0,24)***	0,09 (0,16)***	0,09 (0,18)***	0,23 (0,36)
Önbizalomskála	0,01 (0,09)***	0,00 (0,05)***	0,00 (0,04)**	0,00 (0,06)***	0,00 (0,04)**	0,00 (0,03)
Az önbizalomskála imputált						0,03 (0,03)
R^2	0,52	0,53	0,54	0,55	0,60	0,45
Súlyozott N	1612	1457	1365	1302	1222	344
Az önbizalomskála egyszórási változásának hatása a munkabérré (százalék)	1,94	1,15	0,87	1,24	0,86	0,78

*** Legalább 0,01; ** legalább 0,05; * legalább 0,1 szinten szignifikáns együttható. A táblázatban közölt modellek 0,001 szinten szignifikánsak.