

Keller Tamás:

**A személyes jellemzők kereseti
hatása és hozama**

TÁRKI Társadalomkutatási Zrt.
Budapest, Budaörsi út 45, H-1112
e-mail: keller@tarki.hu
2008. október 15.

Kivonat

Dolgozatomat a kereseti egyenlőtlenségek magyarázatában egy ritkán tesztelt, a humántőke beruházás hatása mellett is jelentős, magyarázó mechanizmus bemutatásának szánom. Munkám során magyarországi panel adatokon dolgozom. Egy olyan, a személyes jellemzők mérésére használatos skálát alakítottam ki, amely nagyon hasonlónak tekinthető, mint a Rotter-féle külső/belső kontrollt mérő skála. Feltételezem, hogy ezzel a *saját sors kézben tartását* mérő indexszel olyan személyes jellemzők mérése lehetséges, amelyek a hatékony munkavégzésre ösztönözik a dolgozót. Hipotézisem szerint a hatékony munkavégzés során keletkezett *többletmunka* munkaadói oldalról *többletprofitot* jelent, ami a munkavállalói oldalról *többletbéreként* jelentkezhet. Elemzésemben ezeknek a személyes jellemzőknek a hatását és hozamát mutatom be. Megállapítom, hogy a *saját sors kézben tartását* mérő index 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 ezen hatások kiszűrése mellett is jelentős. A *saját sors kézben tartását* mérő index életpályán belüli hozama ugyanakkor azoknak a vizsgálatát követelte meg, akik tartósan jelen tudtak lenni a munkaerő-piacon. Ezeknél a bizonyos értelemben objektív értelemben vett „siker embereknél” a vizsgált személyes tulajdonság *kereseti hozama* annál nagyobb volt, minél hosszabb időperiódusban vizsgáltam a munkabért.

JEL klasszifikáció: J24, J31

I. BEVEZETÉS

Álláshirdetések szövegeit olvasva lépten-nyomon tapasztalható, hogy a meghirdetett állás betöltéséhez elvárás a munkakör szempontjából „optimális személyiség”. 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 munkaerő-piacon furcsa módon nagy igény mutatkozik bizonyos személyes karakterisztikák iránt (Zemsky – Iannozzi: 1995; Cox: 1989; Oliver és Turner 1982).

Feltételezhető tehát, hogy léteznek olyan személyes tulajdonságok, amelyek munkabérré „válthatóak” a munkaerőpiacon. Eddigi kutatások sora mutat ki ilyen hatásokat. Magyar adatok elemzésével azonban eddigi tudásom szerint senki nem vizsgálta a kereseti egyenlőtlenségeknek ezt a komponensét. Munkám tehát egyrészt ennek a hiánynak a betöltését is szolgálja. *Vizsgálni fogom tehát, hogy bizonyos személyes jellemzőknek Magyarországon mekkora hatása van a munkabérekre.* Írásom azonban több, mint a témában eddig végzett kutatások pusztá megisméltése. A téma empirikus irodalmát átolvasva, úgy tűnik a személyes jellemzők hosszú távú hatásának vizsgálata során sem fogalmilag, sem az elemzés szintjén nincsen egymástól megkülönböztetve a *hatás* (ugyanazoknak a jellemzőknek időben sokáig követhető hatása) és *hozam* (egy jellemző életpályán belüli hosszú távú – esetleg göngyöltett – hatása). *Munkám során tehát a személyes jellemzők hosszú távú hatásának nemcsak magyarázatát, hanem pontosabb vizsgálatát is ígérem.*

II. ELMÉLETI MEGFONTOLÁSOK, KUTATÁSI ELŐZMÉNYEK

II. 1. Személyes jellemzők mint a kereseti egyenlőtlenségek lehetséges oka: a hatékonysági mechanizmus

Ha az okság háttérében *hatékonysági mechanizmust* sejtünk, akkor feltételezésünk arra vonatkozik, hogy a tágan értelmezett belső tulajdonságok a hatékony munkavégzés irányába ösztönözhetik a cselekvést, ezáltal befolyásolva az objektív körülmények alakulását, vagy megteremtve a hatékony munkavégzés ideológiai háttérét¹. A pszichológiai tőkének kereseti egyenlőtlenségeket magyarázó modellbe történő bevonásával olyan tulajdonságok modellezése történik, amelyek a hatékony munkavégzés irányába ösztönöznek. Feltételezhető, hogy a problémamegoldó képesség, illetve a jövő-, vagy célorientált viselkedés segítik a dolgozót abban, hogy a feladatra koncentráljon, mivel a világ eseményeit mint megoldható feladatok láncolatát fogja fel. Abban az esetben pedig, ha valaki nem rendelkezik ezzel az attitűddel, valószínűsíthető, hogy energiáinak egy része az önmaga által felállított, saját cselekvését hátráltató akadályok leküzdésére fordítódik.

A nem racionális, hanem értéktöltettel rendelkező oksági mechanizmusok keresésének a szociológiában Max Weberig visszamenő gyökerei vannak. Weber híres érve szerint a munkaadók csak akkor tudják nagyobb teljesítményre ösztönözni munkásaikat, ha azok a kemény munkavégzést hivatásnak tartják. Ehhez pedig „olyan érzületekre van szükség,

¹ A hatékonysági mechanizmus lényegében levezethető a Weber (1982) által bevezetett hivatás- vagy munkaetika fogalmából (lásd a fejezet későbbi részei).

amelyik legalább munka közben megfelelnek arról az örökös kérdéssel, 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. Az ilyen érzület azonban nem természetből adott valami. S nem is idézhető elő közvetlenül sem magas, sem alacsony bérekkel, hanem csak tartós nevelési folyamat eredménye lehet” (Weber: 1982: 65). Weber a protestáns gondolkodásmódban találta meg azt a felfogást, „amely a külsőleg tisztán nyereségre irányított tevékenységet a hivatás kategóriája alá sorolta be, oly módon, hogy e hivatás követelményeinek teljesítését az egyén kötelességének érezte” (Weber: 1982: 84).

Lényegében Weber koncepcióján alapul a Bowles és szerzőtársai (Bowles et al, 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.

Andrisani és Nestel (1976: 156) megjegyzi, hogy azok a jellemzők, amelyek a sikerhez vezető kemény munkavégzést, illetve a kudarokat egyaránt az egyén felelősségére terhelik, mélyen a protestáns munkaetikában gyökereznek. A Rotter skálával mért belső kontrollal rendelkezők ugyanis, a teljesítményt a siker eléréséhez hatékony eszköznek tartják, így tevékenyen alakítják környezetüket. A külső kontrollal rendelkezők ezzel szemben úgy gondolják, hogy sorsuk alakulásáért a körülmények vagy a környezet felelős. Ezzel önmagukat felmentik a személyes felelősségvállalás alól, és sorsuk alakulását sokkal inkább passzívan figyelik kívülről, mintsem aktívan formálnák.

Phelps (2006) szintén azt hangsúlyozza, hogy bizonyos értékek meggátolhatják, míg mások ösztönözhetnek a magasabb teljesítményre. Felfogása szerint az emberi értékek közvetlenül – és a társadalmi intézményrendszer működésén keresztül is – befolyásolják a munkaerő-piaci folyamatokat, ami pedig meghatározza a termelékenységet. Hasonló következtetésekre jut Lucas Papademos az Európai Központi Bank alelnöke, egy 2007-ben tartott beszédében (Papademos, 2007).²

II. 2. Az elméleti modell

A Bowles és szerzőtársai által definiált (Bowles et al, 2001a), a kereseti egyenlőtlenségek magyarázására vonatkozó modell a Mincer-féle (1958) humántőke beruházás modell kibővítése³. Maga a modell azon a koncepción alapul, hogy a képzettségen és munkatapasztalaton kívül a személyes jellemzők is hatást gyakorol 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 garantálja. Mivel szerződésben rögzített, kalkulálható, és ezért kevésbé jelent rizikófaktort a munkaadó és a munkavállaló közötti viszonyban. A képességeket az adottságok (IQ) és – legjobb esetben – az azokat kibontakoztató iskolázottság határozza meg. Az iskolázottság szintje, illetve minősége igazolható a hivatalos végzettséggel, az egyéni adottságok pedig

² A hatékonyság azonban csak egyetlen – viszonylag jól mérhető – eleme a személyes jellemzőknek. Luthans et al. (2007) a hatékonyságon kívül az optimizmust, a célratörő cselekvésre való hajlamot és a kitartást tartják a pszichológiai tőke elemeinek.

³ Maguk a szerzők a modellt viselkedési modellnek nevezik.

kezelhetőek állandónak. Nem kalkulálhatóak azonban a dolgozói erőfeszítések, amelyek a munkafeladat minél egzaktabb elvégzését garantálnák, és valami olyasmi, nagyon nehezen mérhető tényezőre utalnak, mint az egyéni igyekezet, szorgalom vagy buzgóság. A munkaadó e értékét csak becsüli, és azzal a feltételezéssel él, hogy ez nagyobb, mint 0 (ellenkező esetben a rosszul teljesítő dolgozót elküldi, és helyére mást vesz fel).

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 hatékony munkavégzés irányába növelik az egyéni teljesítményt. Ezeknek két formája különböztetik meg (Bowles et al, 2001a): beszélnek egy olyanról, amely az egyéni teljesítményt növeli, illetve egy olyanról, amely mások teljesítményét hátráltatja.

Az ösztönző-fokozó tulajdonságok hatásának pontosabb meghatározása a szerzők egy másik tanulmányában történik (Bowles et al, 2001b). Ebben az egyéni munkateljesítményt két tényező függvényének tekintik, melyek közül az egyik a ledolgozott órák száma (h), a másik pedig a dolgozó erőfeszítései (e). Szintén felteszik, hogy h a munkaadói oldalról kalkulálható, e azonban csak becsülhető. A munkaadó meghatározza h -t és hozzá rendeli a munkabért (w), ugyanakkor feltételezi, hogy a magasabb bér magasabb munkateljesítményt is jelent. Mivel a munkavállaló racionális, h és w függvényében dönti el azt, hogy milyen erőfeszítéssel fog dolgozni (e). A munkavállalói oldalról e leírható w és z függvényeként, ahol z a munka elvesztéséből eredő költségeket jelenti, és nagymértékben függ a munkanélküli ellátás összegétől, és attól, hogy az adott társadalom miként ítéli meg azt, akinek nincsen munkája. A szerzők ösztönző-fokozó tulajdonságoknak nevezik azokat a jellemzőket, amelyek a munkavállaló teljesítményét (e) fokozzák, miközben w és z értéke nem változik. Abban az esetben, ha a munkaadó azonosítani tudja a dolgozók motivációit, elképzelhető, hogy a jobban motiváltakat magasabb fizetéssel is jutalmazza.

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 által kidolgozott modell szerint a személyes jellemzők garanciát jelentenek a megbízható munkavégzésre, és olcsóbbá teszik a munkaerő ellenőrzését (Bowles et al: 2001a). Dunifon és Duncan (1998: 34) azonban megjegyzik, hogy a munkaadónak nem csak azért éri meg megfizetni a motivált dolgozókat, mert az fokozhatja a produktivitást, hanem azért is, mert a motivációk vezethetnek olyan képzettségek megszerzéséhez, amelyek aztán segítenek a hatékonyabb munkavégzésben (például újabb humántőke beruházás).

II. 3. Korábbi empirikus vizsgálatok eredményei

II. 3. 1. A késleltetett modellalkotás

Ha a keresetet magyarázó Mincer-féle modellt személyes jellemzők bevonásával akarjuk 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, még hozzá úgy, hogy az oknak (*explanans*) tartott személyes tulajdonságok időben egy korábbi adatfelvételtől származik, mint az okozat. Az oksági következtetéseket ebben az

esetben az elemzésbe mesterségesen bevont idő dimenziója biztosítja. Az endogenitási problémának ezt a típusú kezelését *késleltetett modellalkotás*nak neveztem.

Andrisani és Nestel (1976) az NLS⁴ 1907 és 1921 között született mintáját használva a teljes munkaidőben és nem mezőgazdasági szektorban dolgozó férfiak adatait elemzik. A vizsgált időperiódus 1969-től 1971-ig tartott. Elemzésükben a Rotter-féle külső/belső kontroll skála⁵ 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 skálán belső kontrollal rendelkeztek, 1970-ben magasabb keresettel rendelkeztek, mint a külső kontrollal bírók, minden egyéb tényező változatlanóságát feltételezve (Andrisani és Nestel, 1976: 160).

Andrisani (1977) két, csak férfiakat tartalmazó mintát használ az NLS-ből. A pszichológiai tőkét elemzésében a Rotter-féle skálával méri és ennek munkaerő-piaci hatását vizsgálja. Két korcsoportban, korcsoportonként hat különböző típusú modell eredményeit mutatja be, amelyek közül három tartozik a *késleltetett modellalkotás* típusába. Modelljeit külön specifikálja feketékre és fehérekre is, érvelését tehát összesen 24 darab regressziós modell eredményeire alapozza. A fiatal férfiak mintája (1942 és 1952 között született korosztály) esetében először az 1970-ben mért órabér és az éves kereset szintjét majd a foglalkozási státust magyarázta az 1968-ban mért Rotter-féle külső/belső kontroll skálával. Minden modellben azonos kontrollváltozó készlet szerepelt: iskolázottság, továbbképzésen való részvétel, jelenlegi munkahelyen eltöltött idő, munkatapasztalat, családi állapot, településtípus és régió, egészségi állapot. Eredményei azt mutatják, hogy azok, akik belső kontrollal rendelkeztek 1968-ban, többet kerestek (órabérben) 1970-ben, és magasabb foglalkozási státusban voltak. Az éves kereset szintjére azonban már csak a fehéreknél volt kimutatható szignifikáns hatás, ami nagyságát tekintve alacsonyabb volt, mint az index órabérré gyakorolt befolyása. A modellek az 1907 és 1921 között született férfiak csoportjára is elkészültek, 1969-es és 1971-es adatok felhasználásával. A modellek specifikációja egyébként minden más kritérium szerint azonos a fiatal korosztályéval. Az eredmények szerint a férfiak életpályájának későbbi szakaszán is „kifizető” a belső kontroll. A munkaerő-piaci jellemzők 1971-es szintjét magyarázó modellek ugyanis a Rotter-skála szignifikáns hatását mutatják, a feketék foglalkozási státusát magyarázó modellek kivételével (Andrisani 1977: 322).

Murnane és szerzőtársai (2001) szintén az NLS adatain végezték el elemzésüket. Az elemzésbe összesen 1448 férfi adatai került be, akik 1961 után születtek, és 27 vagy 28 éves korukra keresettel rendelkeztek. 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 skálával⁶ mérve) szerepeltek. Minden magyarázó változó standardizálva volt, a Rosenberg-skála pedig még a standardizálás előtt

⁴ A National Longitudinal Surveys (NLS) egy olyan survey sorozat, amely különböző korosztályokat kísért végig a U. S. Department of Labor megbízásából.

⁵ 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 irányítottoknak, 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).

⁶ Rosenberg (1965) az önértékelés (self-esteem) mérésére alkalmas, 10 íteimből álló skálát hozott létre (Self-Esteem Scale, SES). A koncepció lényege, hogy az egyén hogyan reflektál önmagára, 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.

függetlenné lett téve az életkortól. A szerzők összesen öt modell eredményeit mutatják be. Minden modellben szerepelt a faji hovatartozás, év dummy, és a kereseti adat hiányát jelölő dummy (alapmodell). Ehhez a modellhez képest előbb a három magyarázó változó először külön-külön, majd egyszerre szerepelt a regressziós egyenletben. Az alapmodellhez képest a feladatmegoldás gyorsasága és az iskolai teljesítmény egymástól függetlenül 14%-kal, míg a személyes jellemzők 4%-kal növelik a magyarázott varianciát. Mivel az önértékeléshez tartozó regressziós együttható 2,5-ször nagyobb abban a modellben, amikor ez a magyarázó változó egyedül szerepel, mint amikor a másik kettő magyarázó mechanizmussal együtt, a szerzők megállapítják, hogy a pszichológiai jellemzők hatása erősen függ az iskolai sikerességtől (Murnane et al, 1997: 316).

A késleltetett modelltípusnak létezik egy másik típusa. Ennek a modellépítési típusnak a *késleltetett periódus* elnevezést adtam. A késleltetett modelltípushoz képest különbség, hogy az adatok itt nem az idő egy pontjáról származnak, hanem egy *időperiódusra* vonatkoznak, ezzel kezelve a kereseti adatokban megmutatkozó ingadozását. Az oksági kapcsolatot itt is az elemzésbe bevont idő dimenziója adja. A *késleltetett periódus* modellépítés esetében az endogenitási problémának nem egy új kezelési módjáról van szó, hanem pusztán egy más modellépítési eljárásról. Elvileg a másik két modelltípus esetében is megoldható egy hosszabb időszak vizsgálata. A szakirodalomban azonban általában a késleltetett modelltípus esetében létezik ez a modellépítési gyakorlat.

Dunifon és Duncan (1998) a PSID⁷ adatait elemezik. Mintájukba az 1942 és 1952 között született férfiak adatai kerültek be. Modelljükben az 1988 és 1992 közötti átlagkeresetet (1994-es reál értéken számolva) magyarázták (órabérben számolva és logaritmizálva) a Rotter skálához hasonló külső/belső kontrollt mérő skálával, amely az 1968-1972 közötti értékek átlaga volt. Ezen kívül a személyes jellemzők mérésére használtak még egy 1972-es adatfelvételből származó kihívások/kapcsolatok elnevezésű skálát (a magas értékek a kihívások preferálását jelentik a kapcsolatokkal szemben). A modellben a humántőke beruházás hatását a kognitív képességek (1972-ben mért mondat kiegészítést 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 jó magyarázó mechanizmusnak számítanak, mint az iskolázottság. Csupán a háttérváltozók a függő változó 13%-át magyarázzák, ehhez képest a modellekbe bevont személyes jellemzőket mérő indexek 20%-ra (az iskolázottság nélkül), míg az iskolázottság (a személyes jellemzők nélkül) 21%-ra emeli a magyarázott varianciát (Dunifon és Duncan, 1998: 40).

Osborne Groves (2005b) a gyerekkorban mért külső/belső kontroll Rotter-skálával mért hatását vizsgálta az NLS egyik férfiaktól álló almintáján. A kontrollváltozók között a humántőke hatásokat mérő iskolázottság, IQ és munkatapasztalat mellett a szülői háttér is a vizsgálat tárgyát képezte: az apa munkajövedelmével mérve. A külső/belső kontrollt mérő változó egy szórásnyi változása 13%-kal növelte a munkabér nagyságát, minden egyéb hatás változatlansága mellett (Osborne Groves 2005b: 219), míg pusztán csak a személyes jellemzők bevonása a kibővített humántőke modellhez képest 3,5%-kal növeli a magyarázott varianciát.

⁷ A Panel Study of Income Dynamics (PSID) nevű kutatás 1968-ban kezdődött el, eredetileg 4800 Amerikai Egyesült Államból származó háztartás vizsgálatával. Eddig több mint harminc hulláma volt a kutatásnak, amely tárgyát tekintve a gazdasági és demográfiai változásokra koncentrált. A mintába az új háztartást alapító gyerekek adatai is bekerülnek, így a panelkopás ellenére is bővülő mintáról van szó. A kutatást a michigani egyetemhez tartozó Institute for Social Research irányítja.

II. 3. 2. Kétlépcsős legkisebb négyzetek módszer

A késleltetett modellalkotáshoz képest az endogenitási problémának egy másik kezelési módja a kétlépcsős legkisebb négyzetek módszer (*two stage least square; továbbiakban: 2SLS*) becslési eljárás alkalmazása, amely lényegében két egymás után elvégzett OLS regresszió. Ez a módszer az endogenitási problémát úgy „fordítja le a változók nyelvére”, hogy az egyik magyarázó változó (x) korrelál a hibataggal (u), vagyis: [$Cov(x,u) \neq 0$]. Ez azért jelent problémát, mert sérül az a feltételezés, hogy x és u függetlenek, ezért a regressziós együtthatók (β) becslése torzított a II. 1. egyenletben:

$$y = a + \beta x + u. \quad (\text{II.1.})$$

Első lépésben tehát az endogénnek tartott változók (x) regresszálása történik az instrumentális⁸ változókon (z):

$$x = a + \beta z + v, \quad (\text{II.2.})$$

majd második lépésben az endogén változók (x) helyett a II. 2. egyenletben prediktált értékek (\bar{x}) használatával van felírva a II. 1. egyenlet:

$$y = a + \beta \bar{x} + u. \quad (\text{II.3.})$$

Goldsmith és szerzőtársai (1997) az NLSY adatainak 1980-as és 1987-es mintájával dolgoztak. Mindkét mintába csak azok kerültek be, akik már befejezték az iskoláikat, így 1980-ban 2225 főből, míg 1987-ben 8132 főből álló mintához jutottak a szerzők (Goldsmith et al., 1997: 820). A szerzők a személyes jellemzők mérésére a Rosenberg (1965) által kifejlesztett önértékelés skálát használják. Feltételezésük szerint a munkabérek és a pszichológiai jellemzők kölcsönösen meghatározzák egymást. Ezért a két lépcsős legkisebb négyzetek módszerével dolgozva először megbecsülik a munkabér értékét az exogénnek tartott változókkal, majd az ilyen módon prediktált értéket helyettesítik vissza második lépésben a Rosenberg-féle önértékelési skálát magyarázó egyenletbe. Hasonló módszertannal dolgoznak, amikor a munkabéreket magyarázzák pszichológiai jellemzőkkel. Mivel munkabérrel csak azok rendelkeznek, akik jelen vannak a munkaerőpiacon, ezért a szerzők a mintába kerülés szelekciós torzításával is számolnak a Heckman (1979) által javasolt módon.

Eredményeik azt mutatják, hogy az önértékelésben bekövetkezett 10%-os változás 4,8%-os reál béremelkedést jelentett 1980-ban, és 13,3%-os 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 produktivitás miatt emelkedik az önértékelés hatása. Meglepő ugyanakkor, hogy az iskolázottság keresetre gyakorolt hatása a Rosenberg-féle önértékelési skála hatásának körülbelül negyede (Goldsmith et al., 1997: 824).

Goldsmith és szerzőtársainak (2000) egy másik tanulmánya a Mincer (1958) által felállított bérregressziós modellt a hatékonyság (Pearlin-féle önkontroll⁹ skálával mérve) bevonásával bővíti tovább. Elemzésüket az NLS állományon végzik. Feltételezésük szerint a bér nagysága az emberi tőke beruházások, az erőfeszítések és demográfiai tényezők függvényeként írható fel (Goldsmith et al., 2000: 368-9). Az egyenletben az erőfeszítések azonban nem tekinthetők exogénnek, mivel azokat az oksági láncolat egy korábbi fázisában

⁸ Instrumentális változónak (z) nevezik azt a változót, amely nem korrelál az eredeti regressziós egyenlet hibatagjával (u), [$Cov(z,u) = 0$] ugyanakkor korrelál azzal a változóval (x), amely sejtésünk szerint u -val korrelált, tehát: [$Cov(z,x) \neq 0$] (V.ö. Wooldridge, 2003: 463). A témáról részletesebben lásd Murray (2006) tanulmányát.

⁹ Pearlin és Schooler (1978) hét kérdésből álló önkontroll (world-mastery, vagy mastery scale) kérdéssort dolgoztak ki. Ez a kérdéssor a Rotter skálához nagyon hasonló jellegű, arra kérdezi rá, hogy az egyének mennyire tartják kezükben sorsuk alakulását.

meghatározta a munkabér. Azért, hogy a bérregressziós egyenlet megbecsülhető lehessen, az erőfeszítéseket külön magyarázni kell. A szerzők hatékonysági hipotézise szerint az erőfeszítések külső és belső ellenőrző mechanizmusok függvényeként értelmezhetőek, tehát függenek attól, hogy a hatékony munkavégzést hogyan „árazza be” az adott vállalat, olyan tényezőktől, amelyek a munka elvesztésének költségét mérik, a szülői neveléstől, és attól, hogy miként ellenőrzik a munkavégzést az adott munkahelyen (Goldsmith et al., 2000: 364-7). Végül a hatékony munkavégzés megfizetése a tényleges és a prediktált béradat különbsége. Az erőfeszítésekre felírt végső egyenletben tehát a bérregresszió reziduálisa szerepel. Mivel nemcsak a bér az erőfeszítésre, hanem erőfeszítés a bérré nézve is endogén, ezért a bér egyenletben az erőfeszítés becslött értéke szerepel (Goldsmith et al, 2000: 369).

Megállapítják, hogy a hatékonyságért járó munkabér fokozza a hatékonyságot, mint személyes tulajdonságot (Goldsmith et al 2000: 370). Ugyanakkor kimutatják, hogy ez a hatás foglalkozásonként különbözik, és a legnagyobb mértékben a gyáripárban (manufacturing) fokozza a hatékonyságot. A másik oldalról kimutatják, hogy a hatékony munkavégzés, pozitívan befolyásolja a béreket, illetve a menedzseri pozíciót betöltő egyének esetében van a leginkább anyagilag honorálva a hatékonyság.

Osborne Groves (2005a) a NLS 1946-1954 között született nőket tartalmazó mintáját használva végzett kutatásokat. Elemzésében a függő változó 1991 és 1993 között mért átlagos kereset (órabérben mérve, és természetes alapú logaritmussal számolva). A magyarázó változók között pedig az életkori hatásoktól megtisztított Rotter-féle külső és belső kontrollt mérő skála 1970-ből származik, amikor a megkérdezettek még iskolába jártak, és a munkatapasztalat nem befolyásolta attitűdjeiket. Ez a megoldás a vizsgálható almintá erős redukálódásához vezetett (380 fő), ezért a szerző az 1988-as Rotter skálát használva is elvégezte az elemzést (915 fő). Itt az endogenitási probléma megoldása érdekében az 1987-es kereset hatásától függetlenített skálával dolgozik (Osborne Groves, 2005a: 832), és a hiányzó béradatokból adódó szelekciós torzítást a Hechman által ajánlott módon kezeli (Osborne Groves, 2005a: 833). A vizsgálat fókuszában az áll, hogy a kibővített humántőke modellhez képest – ahol a magyarázó változók között az iskolázottság (1991-es adat), az IQ (1968-as adat), a munkatapasztalat (1991-es adat) és a gyerekek száma szerepel (1991-es adat) – a személyes jellemzőket is tartalmazó modell mennyivel illeszkedik jobban az adatokra, illetve azok hatása a többi magyarázó tényező mellett is kimutatható-e.

Az eredmények azt mutatják, hogy a Rotter-féle külső/belső kontroll szignifikáns hatást gyakorol a munkabérré. A hatás nagyságáról megállapítható, hogy egy szórásnyi változás a függőváltozóban – almintától függően – 5-7% közötti változást jelent a bérekben, méghozzá úgy, hogy a belső kontrollal rendelkezés növeli munkabért. A személyes jellemzők a magyarázott varianciát a kibővített humántőke modellhez képest 1-1,5%-kal növelik.

II. 3. 3. A kereset változásának magyarázása

A kereseti változások vizsgálata (first difference model) abból a szempontból jelent megoldást az endogenitási problémára, hogy így az időben állandó heterogenitás kezelhető (Vö.: Wooldridge, 2003: 419-429). Ha azt feltételezzük, hogy a II. 1. egyenletben a hibatag (u) két részből áll: időben változatlan (μ) és időben változó (v), tehát:

$$u = \mu + v, \quad (\text{II. 4.})$$

és úgy gondoljuk, hogy μ az egyének heterogenitásával van összefüggésben, tehát $[Cov(\mu, x) \neq 0]$, de $[Cov(v, x) = 0]$, akkor a változások elemzése megoldást jelent az endogenitási problémájára. A II. 1. egyenletet tehát a következő formában lehet felírni:

$$y = a + \beta x + \mu + v. \quad (\text{II.5.})$$

A változások vizsgálata pedig azt jelentené, ha mind a függő, mind a független változók különbsége szerepelne a regressziós egyenletben azért, hogy az időben változatlan heterogenitást eliminálni lehessen:

$$\Delta y = a + \beta \Delta x + \Delta v. \quad (\text{II.6.})$$

A téma empirikus szakirodalmában a *kereseti változás* modelltypust nem az endogenitási probléma megoldása céljából alkalmazták, hanem sokkal inkább a kereseti mobilitás magyarázására. Ebből következően a téma szakirodalmában alkalmazott *kereseti változás* modelltypusban csak a munkabér van differenciaként felírva. A kereseti mobilitás elemzése azonban nem része a szűk értelemben vett kutatási feladatnak, ezért ezzel a módszerrel elemzett eredményeket külön nem mutatom be. Saját empirikus elemzésemben ugyan alkalmazom a kereseti változás modelltypust, ezt azonban másként fogom definiálni, mint a szakirodalom.

III. HIPOTÉZISEK

A téma empirikus irodalmának összefoglalása után lehetőségem van a saját – immár *magyar* adatokon végzendő – kutatásomra vonatkozó hipotéziseim megfogalmazására. Ennek során részben a korábbi kutatási gyakorlat kérdésvetéseit ismétlem meg. Ezen túl azonban olyan feltevéseket is megfogalmazok, amelyek vagy egyáltalán nem, vagy nem elég alaposan képezték a korábbi vizsgálatok tárgyát.

III. 1. A személyes jellemzők kereseti hatására vonatkozó hipotézis

A korábbi empirikus kutatások evidenciái alapján feltételezem, hogy *bizonyos személyes jellemzők pozitívan befolyásolják a munkabért*. Minden olyan tényező, amely a hatékony munkavégzésre ösztönzi a munkavállalót, a munkaadó számára többlet hasznot jelent (Bowles et al., 2001a). A dolgozó munkabérének nagysága (w) eleve megkövetel egy bizonyos fokú hatékonyságot (e). A hatékonyságot a munkaadó a munkabér meghatározásával indikálja. A hatékony munkavégzés azonban elsősorban a munkavállalón múlik. Ezért minden olyan tulajdonság, amely emelni tudja a hatékonyságot extraprofitot jelent a munkaadónak¹⁰, aki ebből feltehetőleg többletbért hajlandó fizetni a dolgozónak. A munkavállalónak tehát érdekében áll, hogy megtartsa a számára kedvező személyes tulajdonságokkal rendelkező dolgozót. Feltételezhető, hogy minden egyéb körülmény kontroll alatt tartása mellett is bizonyos személyes jellemzők pozitívan befolyásolják a munkabért,¹¹ vagyis a munkaadó a dolgozó által termelt extraprofit egy részét hajlandó többletbéreként kifizetni. A hipotézis ellenőrzése minden olyan tényezőnek a kontrollálását igényli, amely meghatározza w -t. Emellett kezelni kell azt a problémát is, hogy magát a pszichológiai tőkét is meghatározhatja w .

¹⁰ Egyrészt azért, mert növekszik a dolgozó produktivitása, másrészt azért, mert csökken a dolgozó munkájának ellenőrzésére fordított költség.

¹¹ A Rotter-féle skála ugyan negatív kapcsolatot mutatott a keresettel, de ennek a skálának a negatív értékei mutatják a belső kontrollal rendelkező típusú.

III. 2. A személyes jellemzők kereseti hozamára vonatkozó hipotézis

Ha X jelenség *tartósan hatást* gyakorol Y jelenségre: ez azt jelenti, hogy ha az idő egy meghatározott pontjában mért jellemzővel magyarázzuk egy későbbi időpont bér-adatát, majd növeljük az időbeli távolságot a személyes jellemzők és a mért munkabér között, akkor a vizsgált jellemzőnek a $t+n$. év béradatára is szignifikáns hatása van. Feltételezésem szerint, minél későbbi év kereset-adatát magyarázzuk, annál alacsonyabb lesz a személyes jellemzők bérhatása (időben csökkenő trend). Várakozásomat megalapozza, hogy más hatásmechanizmusok – például az iskolázottság munkabérre gyakorolt hatásáé is – csökken, minél messzebb távolodunk a végzettség megszerzésének idejétől (Róbert: 2001). Az empirikus kutatási eredmények áttanulmányozása során Andrisani 1976-os és 1977-es elemzésének összehasonlítása, valamint Murnane és szerzőtársai (2001: 318) által bemutatott eredmények megerősítik ezt a feltételezésemet. Ugyanakkor Székelyi és Tardos (1994) az egyéni várakozások munkabérre gyakorolt hatásában nem tudtak egyértelmű csökkenő trendet kimutatni, bár kijelentésüket pusztán az eredmények grafikus szemléltetésével igazolták.

Míg a *hatás* nagyságának meghatározása során mindenkit figyelembe vettem, aki egy adott időpontban jelen van a munkaerő-piacon (és elképzelhető, hogy a következő évben vagy hónapban már éppen a személyes jellemzői miatt esik ki onnan), a *hozam* kalkulálása hosszabb munkaerő-piaci jelenlétet követelt meg. Feltételezhetőleg a munkaerő-piacon huzamosabb ideig jelen lévők más *típusú* emberek, mint akik az idő egy pillanatában (talán valamilyen foglalkoztatáspolitikai döntés hatására) bekerültek oda. Ezért vélhetően a személyes jellemzők hozama és hatása különbözni fog. Korábbi kutatások eredményei alapján (Dunifon és Duncan:1998; Goldsmith et al., 1997) feltételezem, hogy minél hosszabb időszakban vizsgáljuk a munkabért, a személyes jellemzők annál nagyobb hozamáról beszélhetünk. Mivel a hozam esetében a munkaerő-piacról kiesőket, vagy kiszorulókat nem vizsgáltam, az ő feltehetőleg alacsonyabb pszichológiai tőkéjük nem „rontja” (és annál kevésbé rontja, minél hosszabb a vizsgált időperiódus) a hatás becsült értékét, így ebben az esetben magasabb együtthatókra számítok. Lényeges, hogy a személyes jellemzők hozama is egyfajta tartós hatás, csak itt az életpályán belül, nem pedig keresztmetszeti időpontokra vonatkozik a *tartós* jelző.

IV. ADATOK ÉS MÓDSZEREK

IV. 1. Az adatok és a minta

Elemzésemhez a Magyarországon a Magyar Háztartás Panel (MHP) és a hozzá kapcsolódó Háztartások Életút Vizsgálata (HÉV) adatait használok¹². Az adatállomány egyik

¹² A Magyar Háztartás Panel kutatás 1991-ben indult, a kutatást a Tárki végezte. A kutatás célja a munkaerőpiac, a jövedelem-egyenlőtlenségek és a szegénység változásainak követése volt a magyarországi átmenet éveiben. Az induló minta 2600 elemből (háztartásból) állt. A kezdeti minta (négy lépcsős rétegzett) reprezentálja a magyarországi háztartásokat. A terepmunka minden évben április és május hónapban történt. Az MHP-nek összesen hat hulláma volt, az utolsót 1997-ben került megszervezésre. A kérdések között 1993-ból, 1996-ból, és 1997-ből rendelkezésre áll az anómia és elidegenedés mérésére kifejlesztett kérdéssor. A Háztartások Életút Vizsgálata során a Tárki 2007-ben azokat a háztartásokat kereste fel, akik 1992-ben a Háztartás Panel minta részét képezték. A kutatás célja, átfogó ismereteket szerezni a magyar lakosság jövedelmi, vagyoni és munkaerő-piaci helyzetének, valamint attitűdjeinek változásairól. Az MHP és HÉV összevont adatbázisával (MHP-HÉV) 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.

jellegzetessége, hogy az 1992-től 2007-ig tartó tizenöt éves periódusból 9 évben (1998-2006 között) nem volt megkérdés, ebben az időszakban tehát a személyes jellemzők bérhatását egyáltalán nem tudtam vizsgálni. A minta másik jellegzetesség, hogy az MHP-ben az egyéni kérdőív kitöltésének alsó korhatára 16 év volt, ezért értelemszerűen az ennél idősebb korú népesség adataival tudtam csak dolgozni.

Az 1993-ban gazdaságilag aktív korú népességnek csak egy része volt ténylegesen aktív, azaz volt jelen a munkaerő-piacon. Egy másik részük tanult, munkanélküli vagy nyugdíjas volt, esetleg háztartásbeliként lett klasszifikálva. Elemzési kérdésem kifejezetten a munkajövedelem (fizetés, munkabér) magyarázatára vonatkozik, ezért a tényleges keresőtevékenységet folytatóktól külön kellett válogatni azokat, akik nem végeznek ilyen tevékenységet. Mindezt többféle módon is meg lehet tenni. Egyik módja kétségtelenül egy életkor alapú szelekció, így azonban „elvész” a meghatározott életkor felett lévő, de keresőtevékenységet végzők csoportja és ezen életkori küszöb alatt, de keresőtevékenységet nem folytatók csoportja. Munkám során tehát nem ezt a megoldást választottam, hanem keresőtevékenységet végzőnek tekintettem azokat, akik alkalmazottak vagy vállalkozók voltak, illetve GYES/GYED, sorkatonaság vagy nyugdíj mellett álltak alkalmazásban. Az elemzésem *bázisát* így az 1993-ban 16 év feletti, keresőtevékenységet végző népesség jelentette.

Elemzési bázisom meghatározása során egyik részről merev korlátokat kellett alkalmazni. Másik oldalról azonban az adatbázis jellegzetességei megengedtek egy bizonyos fokú rugalmasságot. Mivel azokról is rendelkeztem adatokkal, akik 1993-ban nem végeztek keresőtevékenységet (mert tanultak vagy munkanélküliek voltak), de később beléptek a munkaerő-piacra, vagy adott esetben kiléptek onnan. Elemzésem bázisa tehát évről évre változik, mert mindig figyelembe veszem az aktuális munkaerő-piaci mozgásokat.

IV. 2. Operacionalizálás és mérés

IV. 2. 1. Személyes jellemzők operacionalizálása és mérése

Az MHP adatai alapján létrehoztam egy saját magam által kifejlesztett skálát, és megvizsgáltam, hogy ez mennyire hasonlít a szakirodalomban leggyakrabban használt Rotter-féle külső/belső kontrollt mérő indexhez. A *saját sors kézbe tartását* kifejező indexet hat darab kérdés felhasználásával állítottam elő. A kérdések állításokat tartalmaztak, melyekre vonatkozóan a megkérdettek négyféle módon reagálhattak: egyáltalán nem igaz, inkább nem igaz, részben igaz, teljesen igaz. Első lépésben a válaszokhoz a következő pontszámokat rendeltem: egyáltalán nem igaz: 0; inkább nem igaz: 1; részben igaz: 2; teljesen igaz: 3. Az index lényegében a hat darab (átkódolt) kérdésre adott válasz pontszámainak összegeként állt elő. Pontosabban: mivel a hat kérdés három ellentétes állítást tartalmazott, ahol az ellentétpárok legalább $-0,3$ -as korrelációs együtthatóval kapcsolódtak egymáshoz, előbb kivontam egymásból az ellentétpárokat, és az így kapott különbségeknek vettem az összegét (az indexképzéshez felhasznált kérdések szövege és a pontos kialakítási eljárás a IV. 1. táblázatban található)¹³.

¹³ A skála megbízhatóságának mérőszámául a Cronbach-féle alfabát használtam, ami a felhasznált kérdések darabszámának és átlagos korrelációjának a függvénye (maximális értéke 1, minimális 0). Mindhárom évben $0,75$ feletti együtthatót kaptam, 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.

IV. 1. TÁBLÁZAT: A SAJÁT SORS KÉZBENTARTÁSÁT KIFEJEZŐ INDEX
KIALAKÍTÁSÁHOZ FELHASZNÁLT KÉRDÉSEK ÉS AZOK MINTABELI ELOSZLÁSA
1993-BAN, 1996-BAN ÉS 1997-BEN

	Egyáltalán nem igaz	Inkább nem igaz	Részben igaz	Teljesen igaz	N
a1.) Problémáimat nem tudom megoldani					
1993	24,47%	23,82%	42,13%	9,58%	4103
1996	27,48%	24,33%	41,04%	7,15%	3933
1997	27,78%	27,57%	37,19%	7,46%	3840
a2.) Amit elhatározok, azt véghez is viszem					
1993	3,51%	9,85%	52,61%	34,03%	4099
1996	3,03%	7,71%	54,21%	35,05%	3931
1997	3,08%	9,76%	56,67%	30,50%	3829
a3.) Sorsom alakulását alig tudom befolyásolni					
1993	18,20%	24,49%	40,75%	16,57%	4076
1996	21,50%	27,37%	39,16%	11,97%	3900
1997	20,71%	30,31%	38,16%	10,82%	3816
a4.) Jövőm alakulása elsősorban tőlem függ					
1993	12,51%	20,81%	40,70%	25,98%	4075
1996	10,95%	15,87%	44,63%	28,55%	3910
1997	8,05%	17,95%	48,37%	25,62%	3802
a5.) Gondjaim többségén alig tudok változtatni					
1993	22,28%	26,46%	35,64%	15,62%	4078
1996	27,79%	26,69%	33,03%	12,49%	3913
1997	24,43%	30,87%	33,38%	11,31%	3823
a6.) Bízom a jövőmben					
1993	12,25%	14,88%	36,33%	36,54%	4077
1996	10,43%	12,88%	39,87%	36,83%	3900
1997	9,29%	14,09%	45,72%	30,90%	3813

A saját sors kézben tartását kifejező index kiszámítása: $(a2-a1)+(a4-a3)+(a6-a5)$ formulával történt, ahol az *egyáltalán nem igaz* választ 0-val, az *inkább nem igaz* választ 1-gyel, a *részben igaz* választ 2-vel, a *teljesen igaz* kategóriát pedig 3-mal kódoltam.

Az általam létrehozott *saját sors kézben tartását* mérő index a Rotter skála magyar adatokon elérhető legjobb közelítése. Az eredeti Rotter-skála az elemzés céljainak megfelelő magyar adatállományon nem szerepelt, ugyanakkor lehetőségem volt arra, hogy az általam kialakított indexet összevegyem a Rotter-féle skálával.¹⁴ A két index között közepes (0,38) korreláció van, ami azonban attitűd kérdésekről lévén szó nem mondható rossz eredménynek.

A *saját sors kézben tartását* mérő index előállításához felhasználható kérdések háromszor kerültek megkérdezésre a panelfelvétel során (1993, 1996, 1997). Annak érdekében, hogy a személyes jellemzők hosszú távú hatását vizsgálhassam, az 1993-as év adataival dolgoztam. A hiányzó adatokat pedig az adatfelvétel későbbi hullámából (1996., 1997.) pótoltam¹⁵.

¹⁴ 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 a saját sors irányítását mérő indexet állítottam el.

¹⁵ Az időbeli konzisztencia fenntartása miatt az inputálást csak a 2007-es modellnél alkalmaztam.

IV. 2. 2. A függő változók definiálása

Modelljeimben az emberek közti vertikális különbségeket a munkabérrel operacionalizálom. A modellekben W -vel jelölt változó az utolsó havi főmunkahelyről származó munkajövedelemre vagy munkabérre utal. A normális eloszlás biztosítása érdekében ennek a változónak a tízes alapú logaritmusát használom. A hiányzó béradatot a foglalkozáskód szerint vett átlagkeresettel pótoltam.

A W -vel jelölt változótól megkülönböztetem a \hat{W} jelűt, ami egy hosszabb időperiódus alatt felhalmozott összes (munkahelyről származó) munkabér *összegét*¹⁶ jelenti. Ennek kiszámításához a havi adatok helyett éves kereseti adatokat használtam fel.¹⁷ Egy másik változás, hogy nem csak a munkabért, hanem a *főmunkahelyről származó összes munkajövedelmet* figyelembe vettem. A modellekben később \hat{W} -vel jelölt változó tehát a munkajövedelmen kívül tartalmazza a túlóra, az étkezési hozzájárulás, a gépkocsi hozzájárulás, az utazási hozzájárulás, az albérlet hozzájárulás és az egyéb hozzájárulások összegét is.¹⁸ Az éves főmunkahelyről származó összes jövedelem adott időperiódus alatt felhalmozott *összegének* kiszámításánál inflációs korrekciót végeztem, a 2008. évi fogyasztói árindexet (CPI) 100%-nak véve.¹⁹ Értelemszerűen egy adott időperióduson belül csak abban az esetben tudtam kiszámolni ezt a változót, ha minden évben rendelkezésemre állt az adott típusú érvényes kereseti adat. Ugyanakkor az adott év hiányzó béradatát ebben az esetben is a beosztáskód alapján pótoltam. Az ilyen módon kapott (\hat{W} -vel jelölt) változók is logaritmizált adatokat tartalmaztak.

IV. 2. 3. Egyéb magyarázó változók és kontroll változók specifikálása

Modelljeimben a kutatási kérdés szempontjából leglényegesebb magyarázó változója ezért a *saját sors kézben tartását mérő index*, amelyet a továbbiakban P -vel jelölök. Feltételeztem, hogy a kereseti egyenlőtlenségek magyarázása szempontjából nem a személyes jellemzők a legjelentősebbek (ebben az esetben sokkal inkább egy új és ritkán tesztelt magyarázómechanizmusról van szó). A munkabér szempontjából a leglényegesebb magyarázó tényezőnek a humántőke beruházást tartom. A *saját sors kézben tartását mérő index* kereseti hatását tehát csak a „humántőke modellhez” képest lehet vizsgálni. Feltételezem továbbá, hogy a mintában lehetnek társadalmi-demográfiai különbségek, amelyekre kontrollálni kell. Az elemzés magyarázóváltozói közé tehát három típusú változó került be: társadalmi-demográfiai változók (Z), humántőke beruházás (H) és a *saját sors kézben tartását* kifejező indexszel operacionalizált 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* nevű változóban a férfiak 1-gyel, a nők pedig 0-val kódolva szerepelnek. Az *életkor* nevű változó a kérdezés éve és a születés éve közötti különbség. A családi állapotról vonatkozó kérdés négy kategóriás változóban lett

¹⁶ Korábbi kutatások nem összeggel, hanem átlaggal dolgoztak (Dunifon – Duncan: 1998; Osborne Groves 2005a; Osborne Groves 2005b)

¹⁷ Az éves kereset az adott időszakban (a „panel év” az előző év áprilisától az adott év márciusáig tartott) az első és az utolsó hónap havi átlagjövedelme, szorozva az adott jövedelem gyakoriságával

<http://www.tarki.hu:8080/hev/mhp/dokumentacio/jovedelemvaltozok-az-mhp-vizsgalatban>

¹⁸ http://www.tarki.hu:8080/hev/grphx/FOMEV_H.JPG/view

¹⁹ Az adatok forrása: KSH, *stADAT-táblák*.

http://portal.ksh.hu/pls/ksh/docs/hun/xstadat/xstadat_eves/tab3_06_01i.html

feltéve az MHP-ben: nőtlen/hajadon, házas, elvált, özvegy. A változó kategóriái alapján négy dummy változót készítettem: (*nőtlen/hajadon, házas, elvált, özvegy* elnevezéssel), a viszonyítási (kihagyott) kategóriát a *házas* kategória jelentette. Végül a településtípus esetében szintén négy darab 0 vagy 1 értékű változót hoztam létre (*Budapest, megyeszékhely, város, község* elnevezéssel), ebben az esetben a kihagyott kategóriát a *község* jelentette.

A humántőke beruházást mérő vektorban (H) az iskolai végzettség, az általános munkatapasztalat, a munkaidő változók szerepeltek. Az *iskolázottság* nevű változóban a különböző iskolai végzettségeket jelentő szintekhez rendeltem hozzá a megfelelő képzési időt. Az *általános munkatapasztalat* az adott év és az első munkába állás évének különbsége. Adathiány miatt feltételeztem a megszakítások nélküli munkaerő-piaci jelenlétet. Mincer (1962) megkülönbözteti az általános- és a speciális munkatapasztalatot. Ez utóbbi a jelenlegi munkahelyen eltöltött évek száma. Az MHP adatállományban van lehetőség ennek a változónak az előállítására is; modellekben való szerepeltetése azonban nagyon sok hiányzó esethez vezetne, ezért nem vontam be az elemzésbe. Bár szorosan nem tartozik a humántőke beruházáshoz, a H vektorban szerepeltettem egy *részmunkaidő* elnevezésű változót, amely 1-es értéket vesz fel, ha a megkérdezett részmunkaidőben dolgozik, egyébként pedig 0 az értéke. Ennek a változónak a bevonásával kontroll alatt akartam tartani azt, hogy a kevesebb munkaóraban való dolgozás értelemszerűen kisebb keresettel is jár. Azok az elemzések, ahol arra lehetőség van, éppen ezért az órabérben számolt munkabérrel dolgoznak.

A regressziós becslések pontosságát fokozandó két változót szerepeltettem a C jelű vektorban. Az *inputált munkabér* nevű változó azt mutatja, hogy ha a függő változóban adathiány volt, akkor az pótolva lett-e a beosztáskód alapján (1-gyel kódolva az inputált eset, 0-val a többi eset). Ez a változó az egyetlen, ami a később bemutatásra kerülő modelltípusokban eltérő: mivel a függő változó modelltípusonként változhat, az *inputált munkabér* nevű változó is módosul. A *szelekciós torzítás* nevű változó a mintába kerülés valószínűségéből fakadó torzítást kezeli. Ezen a két változón kívül *a saját sors kézbentartását mérő index inputált* nevű változó csak 2007-es évre vonatkozó becslésekbe került be. Ez megmutatja, hogy az index (P) inputálva van-e.

IV. 3. A statisztikai módszer

Munkám során a legkisebb négyzetek módszerén alapuló regressziós becslés (OLS-regresszió) segítségével fogom megbecsülni a személyes jellemzők kereseti hatását. A statisztikai módszer azonban önmagában nem „érzékeny” az adatok közötti ok-okozati kapcsolatra, hanem ezt valamilyen külső tudásra támaszkodva a kutatónak kell biztosítania. Mindehhez az okság mechanizmusainak megnevezésén túl módszertani biztosítékok is szükségesek, amelynek biztosítására a továbbiakban három modellípust mutatok be. Mindegyik modelltípus ugyanazt a problémát kezeli, a kezelés módja azonban modelltípusonként különböző. A kezelendő probléma az, hogy a *saját sors kézbentartását mérő index* a munkabérre nézve exogén legyen, vagyis ne befolyásolja a munkaerő-piaci tapasztalat.

IV. 3. 1. A késleltetett modelltípus definiálása

A személyes jellemzők kereseti egyenlőtlenségekre gyakorolt hatását vizsgáló ökonometriai modellek közül a *késleltetett* modelltípus használata a legkézenfekvőbb. Itt az okság biztosítása érdekében a személyes jellemzők a függő változóhoz képest egy korábbi évből származnak. A modellekben a következő egyenlőséget tételeztem fel:

$$\log_{10} W_{i,t} = \alpha + \beta_1 \times Z_{i,t} + \beta_2 \times C_{i,t} + \beta_3 \times H_{i,t} + \beta_4 \times P_{i,93} + \varepsilon_{i,t}, \quad (\text{IV.1.})$$

ahol $\log_{10} W$ az utolsó havi, főmunkahelyről származó nettó jövedelem (nettó fizetése vagy munkabér) tízes alapú logaritmus, Z a társadalmi-demográfiai változók vektora, C a korrekciós változók vektora, H a humántőke beruházással kapcsolatos változók vektora, P a *saját sors kézbentartását* mutató index, ε pedig a hibatermék. Az i kitevő az egyénekre utal, a t kitevő pedig az évre. Az egyenletből látható, hogy a függő változó és a magyarázó változók azonos évből származnak, kivéve a *saját sors kézbentartását* mérő index, ami minden modellben 1993-ból származik. A t értéke pedig 1993 és 1997 közötti (5 modell), és végül a hatodik modell esetében 2007-ből származnak az adatok (1998 és 2006 között nem volt adatfelvétel). Az egyenletből annak is egyértelműnek kell lennie, hogy az első modellnél minden változó 1993-ból származik, ebben az esetben tehát nem lehet valódi okságról beszélni. Ennek a modellnek a szerepeltetése azt a célt szolgálja, hogy az oksági feltételezésekkel kezelt és nem kezelt eredmények összevethetőek legyenek.

A késleltetett modelltypust két módon is meghatároztam. Egyrészt úgy, hogy a függő változó egy adott időpont béradata volt (IV. 1. egyenlet), másrészt úgy hogy egy hosszabb időszak összjövedelme (a főmunkahelyről származó összes jövedelmek adott időperiódusra számított összege). Ez utóbbit *késleltetett periódus* modellalkotásnak neveztem. A modellt specifikációja nagyon hasonló az IV.1. egyenletben jelzethez, különbség a függő változó definíciójában van:

$$\log_{10} \hat{W}_{i,s} = \alpha + \beta_1 \times Z_{i,t'} + \beta_2 \times C_{i,t'} + \beta_3 \times H_{i,t'} + \beta_4 \times P_{i,93} + \varepsilon_{i,t'}, \quad (\text{IV.2.})$$

ahol $\log_{10} \hat{W}$ az összes főmunkahelyről származó éves nettó munkajövedelem tízes alapú logaritmusainak összege. A többi jelölés változatlan, az s kitevő azonban a teljes időperiódusra, míg a t' kitevő a vizsgált periódus végére utal. Ezeknél a modelleknél tehát a *saját sors kézbentartását* mérő indexen kívül minden más kontrollváltozó a vizsgált periódus végéről származik. Az időperiódusok hossza (s) 1993 és 2007 között évről évre folyamatosan növekszik (előbb csak az 1993-as béradat, majd az 1993-as és 1994-es kereseti adat összege, stb. került vizsgálatra). Összesen tehát ebben az esetben is hat darab modell eredményeit tudtam elemezni (az MHP-HÉV adatbázis jellegéből adódóan) 1998 és 2006 között ugyanis szünetelt az adatfelvétel.

IV. 3. 2. Kétlépcsős legkisebb négyzetek modelltypus definiálása

A 2SLS (two stage least square; kétlépcsős legkisebb négyzetek) módszer két lépésben biztosítja azt, hogy a személyes jellemzőket ne befolyásolja a munkatapasztalat. Első lépésben egy olyan instrumentum előállítás történik, amely erősen korrelál az eredeti (*saját sors kézbentartását* mérő) indexszel, mégis független munkaerő-piaci jellemzőktől. Második lépcsőben már az instrumentum kerül felhasználásra, és így mérhető a *saját sors kézbentartását kifejező* index „tisztá” – munkaerő-piaci hatásoktól megtisztított – hatása. Az instrumentum előállításához a következő modellt használtam:

$$P_{i,t} = \alpha + \beta_1 \times Z_{i,t-1} + \beta_2 \times \hat{H}_{i,t-1} + \beta_3 \times \log_{10} W_{i,t-1} + \bar{P}_{i,t-1}, \quad (\text{IV. 3.})$$

ahol a jelölések a megszokottak, a \hat{H} vektorban azonban az általános munkatapasztalatot kívül a speciális munkatapasztalat is benne van: vagyis az adott munkahelyen eltöltött idő, a \bar{P} pedig az egyenlet reziduálisa. Ezt a változót nevezem instrumentumnak. P és \bar{P} közötti

korrelációs együttható 1993-ban: 0,93. Az i kitevő az egyénekre utal, a t kitevő pedig az évre, és értéke 1993, 1996 és 1997-lehet, mert ebben a három évben kérdezték a *saját sors kézben tartását* mérő index előállításához szükséges kérdéseket. A bevont magyarázóváltozókkal az index szórásának körülbelül 10%-át lehetett megmagyarázni. Megállapítható, hogy az iskolázottság, a kereset és a településtípus pozitív, míg az életkor és a munkatapasztalat negatív hatást gyakorol a pszichológiai tőkére.

A második lépcsőben az instrumentumot helyettesítettem vissza a IV. 1. számú egyenletbe, így kaptam a IV. 4. egyenletet, ahol a jelölések megfelelnek az előző egyenletekben használtaknak:

$$\log_{10} W_{i,t} = \alpha + \beta_1 \times Z_{i,t} + \beta_2 \times C_{i,t} + \beta_3 \times H_{i,t} + \beta_4 \times \bar{P}_{i,93} + \varepsilon_{i,t}. \quad (\text{VI. 4.})$$

A 2007-re vonatkozó modellben az instrumentum van inputálva az 1996-os vagy 1997-es adatok felhasználásával.

IV. 3. 3. Kereseti változás modell típus definiálása

Az okság biztosítása érdekében alkalmazott utolsó modell típusom ezért különbözik a szakirodalomban található, hasonló elnevezésű modell típus specifikációjától. A *kereseti változás* elnevezést viselő modell típusal ugyan vizsgálható a kereseti mobilitás, elsősorban azonban a *saját sors kézben tartását* mérő index munkabérré való exogenitását akartam biztosítani azzal, hogy a kontrollváltozók között szerepelt $t-1$. év béradata. Ezzel a változóval egészült ki a IV. 1. egyenlet, és így kaptam az IV. 5. egyenletet:

$$\log_{10} W_{i,t} = \alpha + \beta_1 \times Z_{i,t} + \beta_2 \times C_{i,t} + \beta_3 \times H_{i,t} + \beta_4 \times \ln W_{i,t-1} + \beta_5 \times P_{i,93} + \varepsilon_{it}. \quad (\text{IV. 5.})$$

A változók jelölésére a már megszokott formalizálást használtam. Ebben az esetben nem volt értelme a béradatokat inflálni a t . és $t-1$. év adatai esetében, mivel az infláció értéke minden egyes megfigyelési egység esetében állandó volt. A kereseti változás modell típus célja azzal, hogy a kontrollváltozók között a $t-1$. év béradata is szerepel a munkaerő-piaci hatások komplex kontrollálása, hiszen egy adott év munkaerő-piaci sikeressége legjobban mindig az előtte lévő év sikerességével magyarázható, amelyben benne van a mérhető humántőke beruházás és a nem mérhető szerencse vagy egyéb az tényezők hatása is. A 2007-es évre felírt egyenletben azonban adathiány miatt (mivel 1997. után nem folytatódott az MHP) csak az 1997-es év kereseti adatai szerepelhettek. A 2007-es évben ezért csak korlátozott mértékben sikerült teljesíteni a modell típus célját.

V. KUTATÁSI EREDMÉNYEK

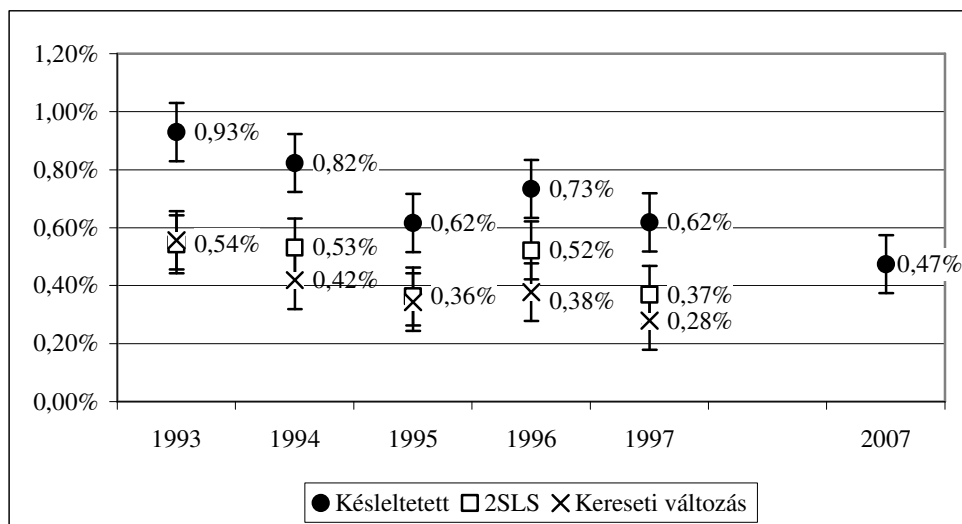
V. 1. A személyes jellemzők kereseti hatása

A személyes jellemzők kereseti hatására vonatkozó hipotézisben (III. 1.) pozitív bérhatását tételeztem fel. Elsősorban a *saját sors kézben tartását* mérő skála önmagában vett hatása érdekelt, ami a többi alternatív magyarázó mechanizmus hatásának kontrollálását követeli meg. Várakozásaimnak megfelelően a *saját sors kézben tartását* mutató index

kontrollváltozók mellett is szignifikáns hatást gyakorol a munkabérre. A hatás irányát tekintve pozitív, ami azt jelenti, hogy a sorsukat irányítani képes, jövőjükben bizakodó emberek *ceteris paribus* többet keresnek (V. ö.: a F1-től F4. táblázatokban közölt eredményekkel). A paraméterekhez kiszámolt szignifikancia-értékek alapján megállapítható, hogy a vizsgált tizenhét darab regressziós modellből 16-ban a *saját sors kézbe tartását* mérő indexhez tartozó regressziós együttható 1%-os szinten különbözik a nullától, és kettő olyan modell van, amelyben a vizsgált hatás 10%-os szinten sem szignifikáns. Az eredmények alapján kijelenthető, hogy a vizsgált személyes jellemzőknek *létezik* kereseti hatása.

A hatás *nagysága* a standardizálatlan regressziós együtthatóból (β) olvasható ki. Az olyan modellekben, ahol függő változó logaritmizált formában, míg a magyarázó változók *nem* logaritmizált formában kerültek be mindez úgy adható meg, hogy a magyarázó változó egységnyi változására a függő változó hány *százalékos* változik ($\% \Delta y = (100 \times \beta) \times \Delta x$).²⁰ A V. 1. ábrán a standardizálatlan regressziós együtthatók nagyságát ábrázoltam modelltípusonként. Mivel minden együtthatót bizonyos mennyiségű hibával együtt becsülünk, ezért az ábrán feltüntettem ennek nagyságát (az együttható szórása). A kimutatott eltérések azonban csekélyek. Ha megbízhatósági intervallumot két szórásnyiban határoznánk meg (95%-os konfidencia intervallum), az együtthatókhoz tartozó hibahatárok összeérnének, ezzel gyakorlatilag elmosódnának az eltérések a különböző módszerekkel becsült együtthatók között. A továbbiakban ezért nem tulajdonítok jelentőséget a különböző modell típusokkal becsült együtthatók közötti különbségeknek, hanem ezek értékének ingadozását tapasztalati úton kapott speciális *megbízhatósági intervallumnak* tartom.

V. 1. ÁBRA: A KÜLÖNBÖZŐ MODELLTÍPUSOKKAL SZÁMOLT HATÁSOK NAGYSÁGA



Az ábrán a standardizálatlan együtthatókat (β) és a hozzájuk tartozó egy szórásnyi megbízhatósági intervallumokat ábrázoltam. Az ábrán csak a legalább 1%-os szinten szignifikáns paraméterek vannak feltüntetve (2007-ben a 2SLS és a kereseti változás modellek esetében kapott együtthatók 10%-os szinten sem szignifikánsak). A regressziós egyenletek eredményei teljes terjedelemben (modelltípusonként) a VI. 8. fejezetben találhatóak.

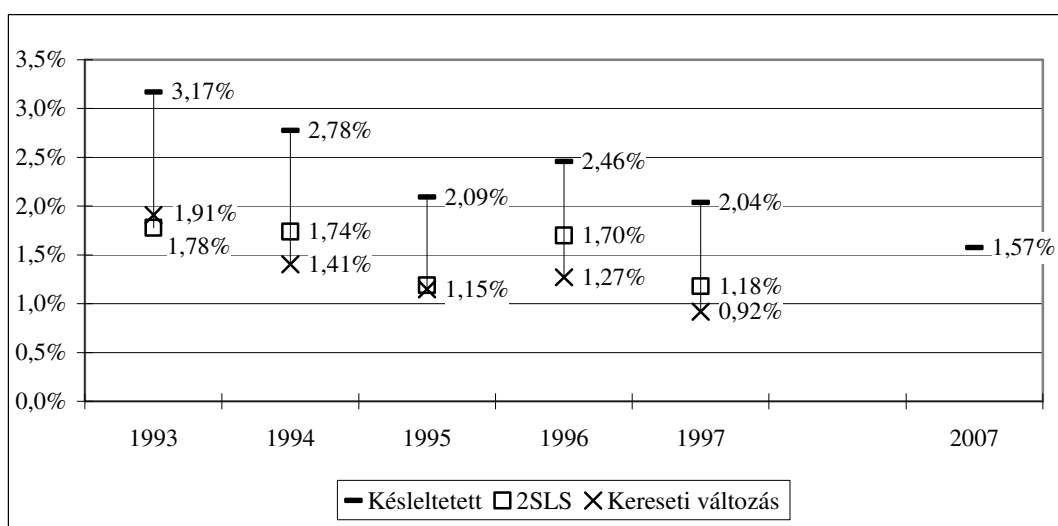
A *saját sors kézbe tartását* mérő index bérhatásának értelmezéskor a standardizálatlan regressziós használatának az a nehézsége, hogy az *egységnyi változás* tartalma viszonylag nehezen értelmezhető, mert körülményes megmondani, hogy az mennyire nagy változást takar. Jelentős változásnak tartottam ugyanakkor az egy szórásnyi változást, ezért azt vizsgáltam, hogy ha vizsgált index egy szórásnyit növekszik, akkor ez hány százalékkal

²⁰Az ilyen modelleket *log-level* modelleknek nevezik (Wooldridge, 2003: 45).

növelné a munkabért minden egyéb hatást konstansnak véve. A hatás nagyságát tehát nem β -val, hanem $\bar{\beta}$ -val mértem, ahol $\bar{\beta}_x = \beta_x \times \sigma_x$, és σ_x a saját sors kézbentartását kifejező indexhez tartozó szórás. Az V. 2. ábrán $\bar{\beta}$ -kat ábrázoltam modelltípusonként, és az összesen tizenhét regressziós modellből csak azokat a paramétereket ábrázoltam, amelyek 1%-os szinten különböznek a nullától.²¹

A személyes jellemzők egy szórásnyi változásnak keresetire gyakorolt legnagyobb hatása a *késleltetett* modell típus esetében volt kimutatható. Itt a vizsgált index egy szórásnyi változása minden egyéb tényező változatlanágát feltételezve 3% és 1,5% közötti kereseti többletet jelent a vizsgált periódusban. A másik két modell típus (*2SLS*; *kereseti változás*) esetében valamivel alacsonyabb a vizsgált személyes jellemzőket mérő index kereseti hatása (1% és 2% közötti). Ezekben az esetekben ugyanis a korábbi munkaerő-piaci hatásokat szigorúbb feltételek mentén szűrtem ki.

V. 2. ÁBRA: A SAJÁT SORS KÉZBENTARTÁSÁT MÉRŐ INDEX EGY SZÓRÁSNYI VÁLTOZÁSNAK SZÁZALÉKOS KERESETI HATÁSA

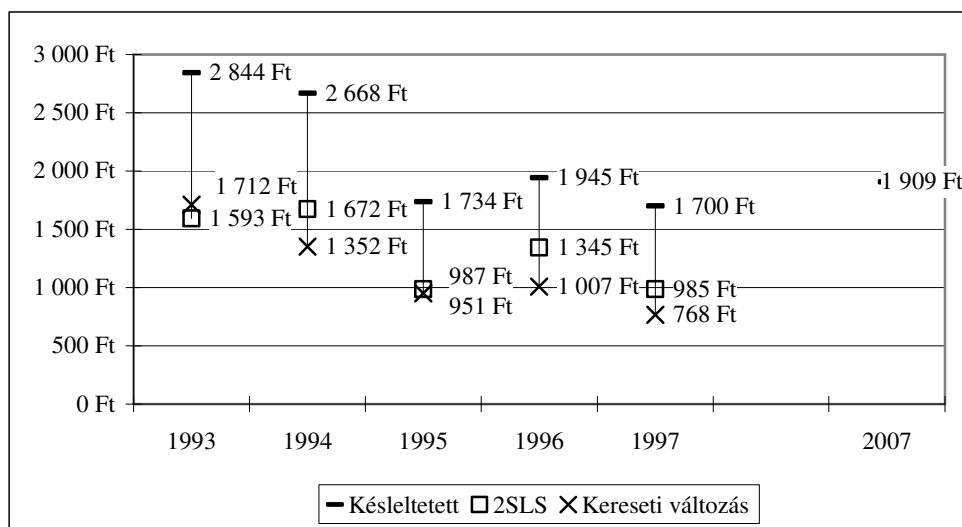


Az ábrán a hatás nagysága $\bar{\beta}$ együtthatóban van kifejezve, ahol $\bar{\beta}_x = \beta_x \times \sigma_x$, és β_x a saját sors kézbentartását kifejező indexhez tartozó standardizálatlan regressziós együttható; σ_x pedig ugyanennek az indexnek a szórása. A $\bar{\beta}_x$ értelmezése: a saját sors kézbentartását mérő index egy szórásnyi változása *ceteris paribus* hány százalék változást jelent a munkabérben. Az ábrán csak a legalább 1%-os szinten szignifikáns standardizálatlan együtthatókból (β) számolt értékek vannak feltüntetve (2007-ben a 2SLS és a kereseti változás modellek esetében számolt együtthatók 10%-os szinten sem szignifikánsak). A regressziós egyenletek eredményei teljes terjedelemben (modelltípusonként) a VI. 8. fejezetben találhatóak.

²¹ Modelljeim közül 2007-re a 2SLS és a kereseti változás modellel 10%-os szignifikancia szinten sem lehetett kimutatni a saját sors kézbentartását mérő index kereseti hatását. Ennek oka feltehetőleg az, hogy ezek a modell típusok a vizsgált skála keresetire vett exogenitást úgy biztosítják, hogy azt a korábbi évek munkaerő-piaci jellemzőitől „megtisztítják”. Mivel minden modellben az 1993-ban mért indexérték szerepel, a 2007-es évre meghatározott 2SLS modellben ez a szűrés egyúttal az 1992-ben is a munkaerőpiacon lévőkre szűkíti az elemzés bázisát, mivel 1993-ban mért személyes jellemző ugyanis az 1992-es munkaerő-piaci adatokra lett regresszálva. A kereseti változás modell típus esetében pedig azokra szűkül az elemzés, akik 1997-ben is a munkaerő-piacon voltak, mert itt a kontrollváltozók közé bekerül az 1997-es munkajövedelem is. Ezek a modellspecifikációból adódó szűkítések jelentős elemszám-csökkenést okoztak, és feltehetőleg az elemszám-csökkenésnek következtében nem mutatható ki a vizsgálandó hatás.

Az előző bekezdésekben a hatás nagyságát %-ban adtam meg. Ebben az esetben pedig a hatás pénzben kifejezett nagysága függ a munkabér pénzben kifejezett nagyságától. Mindez két további következtetéshez vezet. Egyrészt magasabb kereset esetében (amit például magasabb iskolázottság, magasabb foglalkozási pozíció biztosíthat) a hatás pénzmenységben kifejezett nagysága nagyobb, mint az alacsony keresetűek esetében. Másrészt a hatás pénzmenységben kifejezett nagyságának időbeli alakulása nem független az inflációtól. A V. 3. ábrán a vizsgált hatás nagyságát a mindenkori átlagkereset²² esetében a 2008-as árakon számítva adtam meg²³.

V. 3. ÁBRA: A SAJÁT SORS KÉZBENTARTÁSÁT KIFEJEZŐ INDEX PÉNZMENNYISÉGBEN KIFEJEZETT HATÁSA A MINDENKORI ÁTLAGOS KERESET ESETÉBEN 2008-AS ÁRAKON



Az ábrán a $\bar{\beta}$ együtthatóval szoroztam be a mindenkori (a KSH adatai szerinti) átlagkeresetet. Az árak *nettó* értékek, és minden esetben a 2008-as árakon értendők. Az ábrán csak a legalább 1%-os szinten szignifikáns standardizálatlan együtthatókból (β) számolt értékek vannak feltüntetve (2007-ben a 2SLS és a kereseti változás modellek esetében számolt együtthatók 10%-os szinten sem szignifikánsak).

A V. 3. ábráról leolvasható, hogy a mindenkori átlagos keresetből (2008-as árakon számolva; minden egyéb hatás változatlanóságát feltételezve és a *késleltetett* modell típussal számolva) 2000 Ft és 3000 Ft közötti nettó havi összeget jelent a *saját sors kézbentartását* mérő index egy szórásnyi változása. Ennél az összegnél 800-1000 Ft-tal kevesebb a *kereseti változás* és a 2SLS modell típusok esetében kimutatható hatás.²⁴ Maga az összeg ugyan alacsonynak tűnik, hozzá kell azonban tenni, hogy itt *nettó* munkabérről beszélek, és a vizsgált személyes jellemzőnek csak a *direkt* hatását vettem számításba (az indirekt hatásokat tehát nem számoltam).

²² Az átlagkereset forrása: http://portal.ksh.hu/pls/ksh/docs/hun/xstadat/xstadat_eves/tab12_01_41i.html (letöltve: 2009. május 26.)

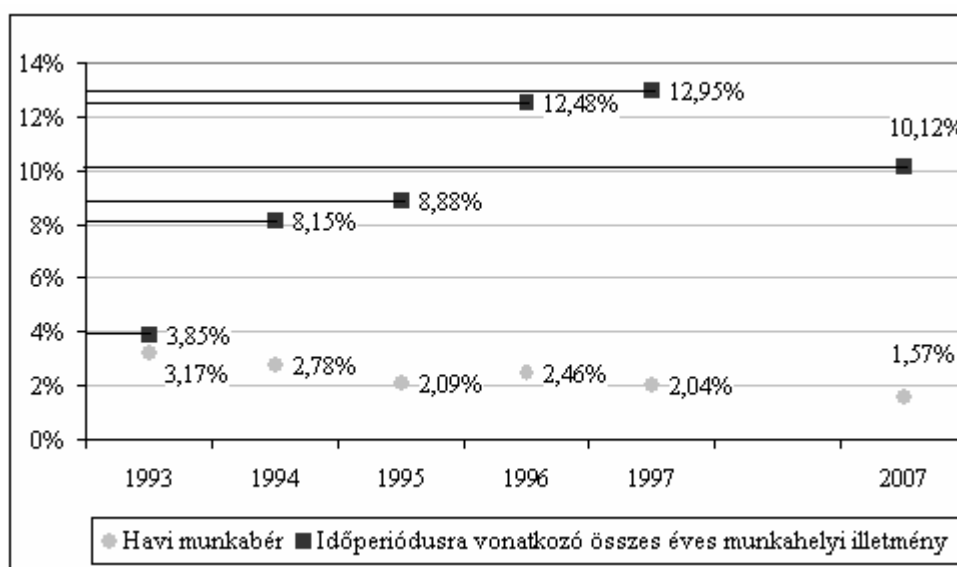
²³ Inflációs korrekciót végeztem (2008=100%). A CPI forrása: http://portal.ksh.hu/pls/ksh/docs/hun/xstadat/xstadat_eves/tab13_06_01i.html (letöltve: 2009. május 26.)

²⁴ A hatás pénzmenységévé válása esetében a regressziós együtthatók értelmezéséhez képest *fordított* logikát követek. Ott X magyarázóváltozó egységnyi változására bekövetkező Y függő változóban keletkező változásról van szó. Ennek pénzmenységben történő kifejezését csak az átlagos kereset esetében adtam meg. Lényegében tehát a KSH statisztikáiból meghatároztam Y-t, majd a becsült együtthatók segítségével következtettem vissza X-re, vagyis azt mondtam, hogy ha ismerem Y-t, akkor abból minden egyéb hatást kiszűrve mennyit tesz ki X egy szórásnyi változása.

V. 2. A személyes jellemzők kereseti hozama

A személyes jellemzők kereseti hozamának vizsgálata egy időperiódus alatt felhalmozott összes kereset magyarázatát kívánja meg. A V. 4. ábrán (már ismerős módon) a személyes jellemzők egy szórásnyi változásra – *ceteris paribus* – bekövetkező kereseti változást ábrázoltam százalékos formában ($\bar{\beta}$ együttható). Összehasonlításuképpen feltüntettem a *saját sors kézbe tartását* mérő skála utolsó havi munkabérré gyakorolt hatását is.

V. 4. ÁBRA: A SAJÁT SORS KÉZBE TARTÁSÁT MÉRŐ INDEX EGY SZÓRÁSNYI VÁLTOZÁSNAK SZÁZALÉKOS BÉRHATÁSA A KÉSLELTETETT PERIÓDUS ÉS A KÉSLELTETETT MODELLÉPÍTÉSI MÓDSZEREKKEL



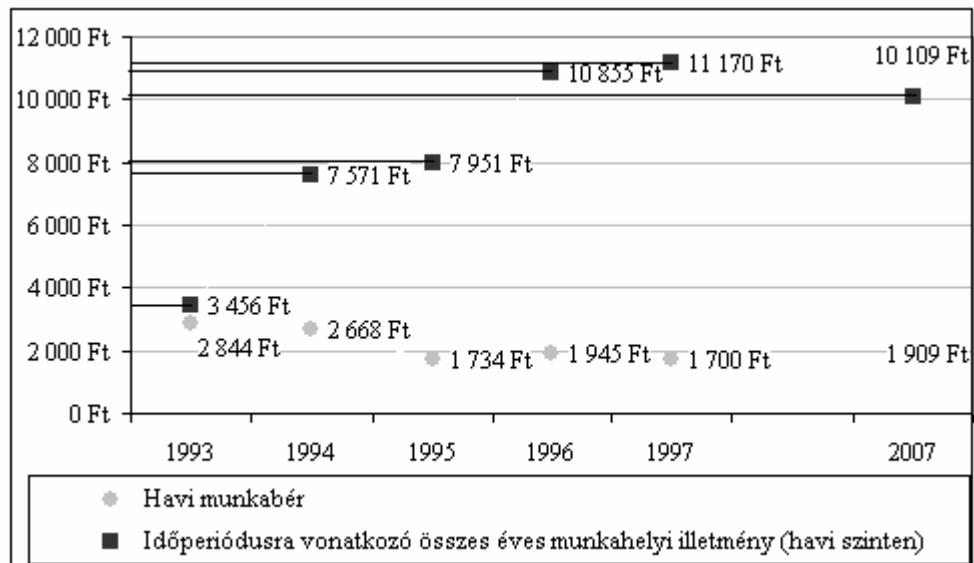
Az ábrán a hozam nagysága $\bar{\beta}$ együtthatóban van kifejezve, ahol $\bar{\beta}_x = \beta_x \times \sigma_x$, és β_x a *saját sors kézbe tartását* kifejező indexhez tartozó standardizálatlan regressziós együttható; σ_x pedig ugyanennek az indexnek a szórása. A $\bar{\beta}_x$ értelmezése: a *saját sors kézbe tartását* mérő index egy szórásnyi változása *ceteris paribus* hány százalék változást jelent a munkabérben. Az ábrán csak a legalább 1%-os szinten szignifikáns standardizálatlan együtthatókból (β) számolt értékek vannak feltüntetve, kivéve a *saját sors kézbe tartását* mérő index hozamát 1993-2007 között tesztelő modellt, ott 5%-os szignifikancia-szintet használtam. A modellek leíró statisztikái a VI. 7. fejezetben találhatóak.

Az ábra alapján megállapítható, hogy a nagyságát tekintve nincsen különbség abban, hogy utolsó havi munkabérré, vagy az éves összes főmunkahelyről származó keresetre vizsgáljuk a *saját sors kézbe tartását mérő index* hatását illetve hozamát. Az 1993-ban ebből származó eltérés ugyanis minimális. A konfidencia intervallumok feltüntetése nélkül is megállapítható, hogy a vizsgált indexnek jelentősen nagyobb hozama mutatható ki, ha azt nem egy időpontra, hanem egy időperiódusra vonatkoztatva vizsgáljuk. Az eredmények tehát úgy tűnik beigazolják azt a feltevést, hogy a munkaerő-piacon tartósan jelenlévő, eleve bizonyos értelemben „sikeresebb embertípusnál”, a vizsgált személyes jellemzők „kifizetődőbbek”, mint a teljes minta esetében.

A V. 5. ábrán azt ábrázoltam, hogy ez éves összkeresetre megadott százalékos hozam pénzmenységben (2008-as árakon számolva) mit jelent havi szintre lebontva. Az ábrán feltüntetett számok szintén nettó keresetek. A 2007-es évhez tartozó nettó 10000 Ft-os ilyen

módon azt jelenti, hogy ha valaki 1993-2007-ig végig jelen volt a munkaerőpiacon, és végig körülbelül átlagos fizetése volt, és (minden más változást kontroll alatt tartva) valami miatt jobban (egy szórásnnyit) kezébe tudta venni sorsa irányítását és optimistább volt, mint a többi ember, akkor ebben az időszakban kapott fizetéséből körülbelül havi 10000 Ft a kizárólag személyes jellemzőinek *hozama* volt. A gyakorlatban ez természetesen azt jelentette, hogy az időszak elején a hozam kevesebb, a végén pedig több volt. Az ábrán összehasonlítás képpen feltüntettem a vizsgált skála havi munkabérre gyakorolt hatását.

V. 5. ÁBRA: A SAJÁT SORS KÉZBENTARTÁSÁT MÉRŐ INDEX HOZAMA A VIZSGÁLT IDŐPERIÓDUSOKBAN



Az ábrán a $\bar{\beta}$ együtthatóval szoroztam be a mindenkori (a KSH adatai szerinti) éves összkeresetet, és ennek összegét osztottam havi szintre. Az árak *nettó* értékek, és minden esetben a 2008-as árakon értendők. Az ábrán csak a legalább 1%-os szinten szignifikáns standardizálatlan együtthatókból (β) számolt értékek vannak feltüntetve kivéve a *saját sors kézben tartását* mérő index hozamát 1993-2007 között tesztelő modellt, ott 5%-os szignifikancia-szintet használtam

VI. ÖSSZEFOGLALÁS

Vizsgálatom legfontosabb eredményeit összefoglalva megállapítható, hogy a *saját sors kézben tartását mérő index* – többváltozós statisztikai elemzés módszerével is kimutatható – *pozitív hatást* gyakorol a munkabérre. A vizsgált index egy szórásnnyi változása minden egyéb tényező változatlanóságát feltételezve 3% és 1% közötti többlet bért jelent a vizsgált periódusban. Ez a változás egy átlagos fizetés esetében, 2008-as árakon számolva nettó egyhárom ezer forintos intervallumban van. A vizsgált jellemző életpályán belüli *hozama* azonban ennél magasabb, mivel ebben az esetben csak a munkaerő-piacon tartósnan jelen lévő „siker-emberekről” van szó. Úgy tűnik egyfajta objektív értelemben vett sikeresség kereseti hozama nagyobb az életükhöz pozitív attitűdökkel hozzáállók körében. A vizsgált közel másfél évtized alatt a *saját sors kézben tartását* mérő index értékében bekövetkezett egy szórásnnyi változás göngyölytve átlagos kereset esetében, ceteris paribus elven, körülbelül nettó 2 millió Ft-ot (havi szintre lebontva nettó 10000 Ft-ot) jelentett abban az esetben, ha valaki az előbb említett feltételeken túl végig a munkaerőpiacon volt.

A kapott eredménynek igazi jelentőségét az adja, hogy egy munkaerő-piacon elvárt, de nem materializálható tulajdonság hatását sikerült kimutatni. Feltételezhető, hogy egy konkrét

béralkuban a vizsgált személyes jellemzők „mérése” egy olyan sötétben való tapogatódzás, ahol az észérveken az intuíciók kerekednek felül. A kapott eredményeket ezért úgy kell értelmezni, mint a személyes jellemzők „laboratóriumi” körülmények között kimutatott hatása: vagyis a racionalizálhatósági feltételezés mellett kapott legjobb becslésnek.

IRODALOM

- ANDRISANI, Paul J. – NESTEL, Gilbert (1976): Internal-External Control as Contributor to and Outcome of Work Experience. In.: *Journal of Applied Psychology*, 61. évfolyam, 2. szám, 156-165.
- ANDRISANI, Paul J. (1977): Internal-External Attitudes, Personal Initiative, and the Labor Market Experience of Black and White Men. In.: *Journal of Human Resources*, 12. évfolyam, 2. szám, 308-338.
- BOWLES, Samuel (1985): The Production Process in a Competitive Economy: Walrasian, Neo-Hobbesian, and Marxian Models. In.: *The American Economic Review*, 75. évfolyam, 1. szám, 16-36.
- BOWLES, Samuel – GINTIS, Herbert – OSBORNE, Melissa (2001a): The Determinants of Earnings: A Behavioral Approach. In.: *Journal of Economic Literature*, 39. évfolyam, 4. szám, 1137-1176.
- BOWLES, Samuel – GINTIS, Herbert – OSBORNE, Melissa (2001b): Incentive-Enhancing Preferences: Personality, Behavior, and Earning. In.: *The American Economic Review*, 91. évfolyam, 2. szám, 155-158.
- COX, Joe A. (1989): A Look Behind Corporate Doors. In.: *Personnel Administrator*, 34. évfolyam, 56-59.
- DARITY, William – GOLDSMITH, Arthur H. (1996): Social Psychology, Unemployment and Macroeconomics. In.: *The Journal of Economic Perspectives*, 10. évfolyam, 1. szám, 121-140.
- DUNIFON, Rachel – DUNCAN, Greg J. (1998): Long-Run Effects of Motivation on Labor-Market Success. In.: *Social Psychology Quarterly*, 61. évfolyam, 1. szám, 33-48.
- ELSTER, John (1995): *A társadalom fogaskerekei*, Osiris-Századvég, Budapest.
- GOLDSMITH, Arthur H. – VEUM, Jonathan R. – DARITY, William (1997): The Impact of Psychological and Human Capital on Wages. In.: *Economic Inquiry*. 35. évfolyam, 4. szám, 815-829.
- GOLDSMITH, Arthur H. – VEUM, Jonathan R. – DARITY, William (2000): Working Hard for the Money? Efficiency Wages and Worker Effort. In.: *Journal of Economic Psychology*, 21. évfolyam, 4. szám, 351-385.
- HECKMAN, James J. (1979): Sample Selection Bias as a Specification Error In.: *Econometrica*, 47. évfolyam, 1. szám, 153-161.
- LUTHANS, Fred – YOUSSEF, Carolyn M. – AVOLIO, Bruce J. (2007): *Psychological Capital: Developing the Human Capital Edge*. Oxford University Press. Oxford.
- MINCER, Jacob (1958): Investment in Human Capital and Personal Income Distribution. In.: *The Journal of Political Economy*, 66. évfolyam, 4. szám, 281-302.
- MINCER, Jacob (1962): On-the-Job Training: Costs, Returns, and Some Implications. In.: *The Journal of Political Economy*, 70. évfolyam, 2. szám, 50-79.
- MURNANE, Richard J. – WILLETT, John B. – BRAATZ, Jay M. – DUHALDEBORDE, Yves (2001): Do Different Dimension of Male high School Students’ Skills Predict Labour Market Success a Decade Later? Evidence from the NLSY. In.: *Economic of Education Review*, 20. évfolyam, 311-320.
- OLIVER, J. M., TURTON, J. R. (1982), Is there a Shortage of Skilled Labour? In.: *British Journal of Industrial Relation*, 20. évfolyam, 195-200.

- OSBORNE GROVES, Melissa (2005a): How Important is your Personality? Labour Market Returns to Personality for Woman in the US and UK. In.: *Journal of Economic Psychology*, 26. évfolyam, 827-840.
- OSBORNE GROVES, Melissa (2005b): Personality and the Intergenerational Transmission of Economic Status. In: BOWLES, Samuel – GINTIS, Herbert – OSBORNE GROVES, Melissa (szerk): *Unequal Chances*, Princeton University Press and Russell Sage Foundation, New York, 208-231.
- PAPADEMOS, Lucas (2007): *Economic performance, institutions, and human values*. Speech at the Second International Symposium on Universal Values: “Science, Technology and Human Values” The Academy of Athens, Athens, 2 May 2007. <http://www.ecb.europa.eu/press/key/date/2007/html/sp070502.en.html> (letöltve: 2008. október 7.)
- PHELPS, Edmund S. (2006): Economic Culture and Economic Performance: What Light Is Shed on the Continent’s Problem? *CCS Working Paper* No.17, Center on Capitalism and Society, Columbia University, New York, July.
- RÓBERT Péter (2001): *Társadalmi mobilitás – a tények és vélemények tükrében*. Andorka Rudolf Társadalomtudományi Társaság – Századvég Kiadó, Budapest.
- ROSENBERG, Morris (1965): *Society an the Adolescent Self-Image*. Princeton University Press, Princeton.
- ROTTER, Julian. (1966): Generalized expectancies for internal versus external control of reinforcements. In.: *Psychological Monographs*, 80. évfolyam, 1. szám, 1-28.
- SZÉKELYI Mária – TARDOS Róbert (1994): Várakozások, attitűdök, gazdasági siker. In.: *Szociológiai Szemle*, 4. évfolyam, 1. szám, 31-56.
- WEBER, Max (1982): *A protestáns etika és a kapitalizmus szelleme*. Gondolat Kiadó, Budapest.
- WOOLDRIDGE, Jeffrey M. (2003): *Introductory Econometrics - a Modern Approach* (2. kiadás), South-Western.
- ZEMSKY, Robert – IANOZZI, Maria (1995): *A Reality Check: Findings from the EQW National Employer Survey*. Office of Educational Research and Improvement, Washington.

FÜGGELÉK

F. 1. TÁBLÁZAT: KÉSLELTETETT MODELLTÍPUSSAL SZÁMOLT REGRESSZIÓS EGYÜTTHATÓK

	Függő változó: Főmunkahelyről származó utolsó havi logaritmizált munkabér (1993)			Függő változó: Főmunkahelyről származó utolsó havi logaritmizált munkabér (1994)			Függő változó: Főmunkahelyről származó utolsó havi logaritmizált munkabér (1995)		
Konstans	3,73 () ***	3,58 () ***	3,542 () ***	3,715 () ***	3,53 () ***	3,51 () ***	3,902 () ***	3,676 () ***	3,658 () ***
Férfi	0,099 (0,239) ***	0,093 (0,223) ***	0,091 (0,218) ***	0,091 (0,214) ***	0,082 (0,193) ***	0,08 (0,189) ***	0,093 (0,223) ***	0,084 (0,2) ***	0,082 (0,196) ***
Életkor	0,017 (0,921) ***	0,005 (0,245)	0,006 (0,322)	0,023 (1,167) ***	0,012 (0,593) ***	0,012 (0,628) ***	0,016 (0,813) ***	0,008 (0,411) *	0,009 (0,448) **
Életkor négyzet	0 (-0,851) ***	0 (-0,056)	0 (-0,115)	0 (-1,103) ***	0 (-0,465) **	0 (-0,478) **	0 (-0,736) ***	0 (-0,267)	0 (-0,284)
Nőtlen/hajadon	-0,027 (-0,047) *	-0,03 (-0,053) **	-0,024 (-0,042) *	-0,015 (-0,026)	-0,022 (-0,04) *	-0,018 (-0,032)	-0,016 (-0,03)	-0,026 (-0,049) **	-0,023 (-0,043) *
Elvált	-0,025 (-0,031)	-0,009 (-0,011)	-0,007 (-0,008)	-0,018 (-0,022)	-0,002 (-0,003)	-0,001 (-0,001)	-0,005 (-0,007)	0,002 (0,003)	0,003 (0,003)
Özvegy	-0,047 (-0,043) *	-0,011 (-0,01)	-0,013 (-0,012)	-0,023 (-0,02)	0,024 (0,021)	0,027 (0,023)	-0,022 (-0,019)	0,009 (0,008)	0,007 (0,006)
Város	0,036 (0,079) ***	0,014 (0,031)	0,012 (0,026)	0,04 (0,087) ***	0,01 (0,022)	0,01 (0,02)	0,029 (0,064) **	0,001 (0,003)	0,002 (0,004)
Megyeszékhely	0,057 (0,099) ***	0,028 (0,049) **	0,025 (0,043) **	0,046 (0,078) ***	0,012 (0,021)	0,009 (0,015)	0,068 (0,116) ***	0,036 (0,061) ***	0,033 (0,057) ***
Budapest	0,158 (0,297) ***	0,103 (0,194) ***	0,097 (0,183) ***	0,147 (0,284) ***	0,092 (0,177) ***	0,087 (0,169) ***	0,14 (0,279) ***	0,086 (0,171) ***	0,083 (0,164) ***
A munkabér inputált	0,052 (0,072) ***	0,063 (0,087) ***	0,073 (0,101) ***	0,02 (0,03)	0,035 (0,051) **	0,038 (0,056) ***	0,024 (0,037)	0,03 (0,046) **	0,031 (0,048) **
Szelekciós torzítás	-0,128 (-0,135) ***	-0,062 (-0,065) ***	-0,037 (-0,04) *	-0,156 (-0,127) ***	-0,061 (-0,049) **	-0,055 (-0,045) **	-0,162 (-0,135) ***	-0,083 (-0,069) ***	-0,082 (-0,068) ***
Általános munkatapasztalat		0,005 (0,254)	0,005 (0,253)		0,002 (0,123)	0,002 (0,131)		0 (0,017)	0 (0,022)
Általános munkatapasztalat (négyzet)		0 (-0,365) **	0 (-0,365) **		0 (-0,192)	0 (-0,21) *		0 (-0,079)	0 (-0,091)
Rézmunkaidőben dolgozik		-0,131 (-0,108) ***	-0,129 (-0,107) ***		-0,141 (-0,118) ***	-0,134 (-0,112) ***		-0,222 (-0,195) ***	-0,219 (-0,192) ***
Iskolázottság		0,03 (0,37) ***	0,028 (0,347) ***		0,034 (0,4) ***	0,032 (0,38) ***		0,034 (0,4) ***	0,032 (0,382) ***
A saját sors kézbentartását mérő index			0,009 (0,153) ***			0,008 (0,13) ***			0,006 (0,1) ***
A saját sors kézbentartását mérő index inputált									
R2	0,189	0,327	0,348	0,165	0,325	0,341	0,160	0,351	0,361
R2 változás	0,189***	0,138***	0,021***	0,165***	0,161***	0,016***	0,160***	0,191***	0,009***
Súlyozott N	1745			1826			1757		
A saját sors kézbentartását mérő index egy szórásnyi változásának hatása a munkabérre (%-ban)	3,171%			2,775%			2,092%		

Az előző táblázat folytatása

	Függő változó: Főmunkahelyről származó utolsó havi logaritmizált munkabér (1996)			Függő változó: Főmunkahelyről származó utolsó havi logaritmizált munkabér (1997)			Függő változó: Főmunkahelyről származó utolsó havi logaritmizált munkabér (2007)		
Konstans	3,876 () ***	3,74 () ***	3,719 () ***	4,043 () ***	3,816 () ***	3,809 () ***	4,588 () ***	4,028 () ***	3,972 () ***
Férfi	0,09 (0,211) ***	0,088 (0,206) ***	0,086 (0,2) ***	0,066 (0,168) ***	0,067 (0,168) ***	0,064 (0,162) ***	0,064 (0,146) ***	0,049 (0,113) ***	0,046 (0,106) ***
Életkor	0,019 (0,953) ***	0,006 (0,297)	0,007 (0,345)	0,015 (0,78) ***	0,008 (0,431)	0,009 (0,454) *	0,01 (0,449)	0,021 (0,959) **	0,023 (1,058) ***
Életkor négyzet	0 (-0,875) ***	0 (-0,174)	0 (-0,204)	0 (-0,682) ***	0 (-0,347)	0 (-0,352)	0 (-0,303)	0 (-0,762) **	0 (-0,842) **
Nőtlen/hajadon	-0,016 (-0,028)	-0,015 (-0,027)	-0,011 (-0,019)	-0,001 (-0,002)	0 (0,001)	0,004 (0,008)	0,007 (0,013)	-0,009 (-0,016)	-0,009 (-0,016)
Elvált	-0,029 (-0,036)	-0,023 (-0,027)	-0,022 (-0,027)	-0,024 (-0,031)	-0,009 (-0,012)	-0,008 (-0,01)	0,005 (0,007)	0,02 (0,028)	0,025 (0,035)
Özvegy	-0,024 (-0,019)	0,003 (0,003)	0,001 (0,001)	-0,028 (-0,025)	-0,005 (-0,004)	-0,007 (-0,006)	-0,019 (-0,018)	0,013 (0,013)	0,014 (0,014)
Város	0,041 (0,087) ***	0,012 (0,026)	0,012 (0,025)	0,043 (0,101) ***	0,015 (0,035)	0,013 (0,031)	0,033 (0,071) *	0,013 (0,028)	0,013 (0,028)
Megyeszékhely	0,055 (0,091) ***	0,025 (0,041) *	0,025 (0,041) *	0,046 (0,082) ***	0,016 (0,028)	0,017 (0,03)	0,045 (0,085) **	0,01 (0,019)	0,008 (0,015)
Budapest	0,13 (0,25) ***	0,08 (0,154) ***	0,075 (0,146) ***	0,155 (0,326) ***	0,098 (0,208) ***	0,094 (0,199) ***	0,12 (0,22) ***	0,056 (0,103) ***	0,056 (0,102) ***
A munkabér inputált	0,032 (0,047) **	0,053 (0,077) ***	0,046 (0,068) ***	0,032 (0,055) **	0,036 (0,062) ***	0,034 (0,059) ***	0,038 (0,05)	0,008 (0,01)	0,008 (0,011)
Szelektációs torzítás	-0,108 (-0,095) ***	-0,05 (-0,044) **	-0,041 (-0,036) *	-0,143 (-0,139) ***	-0,083 (-0,081) ***	-0,078 (-0,076) ***	-0,317 (-0,204) ***	-0,042 (-0,027)	-0,037 (-0,024)
Általános munkatapasztalat		0,005 (0,244) *	0,005 (0,241) *		0,002 (0,134)	0,002 (0,122)		-0,005 (-0,23)	-0,004 (-0,222)
Általános munkatapasztalat (négyzet)		0 (-0,285) **	0 (-0,287) **		0 (-0,122)	0 (-0,119)		0 (0,07)	0 (0,054)
Részmunkaidőben dolgozik		-0,148 (-0,127) ***	-0,141 (-0,121) ***		-0,116 (-0,085) ***	-0,112 (-0,082) ***		-0,195 (-0,239) ***	-0,192 (-0,235) ***
Iskolázottság		0,031 (0,357) ***	0,029 (0,337) ***		0,031 (0,378) ***	0,029 (0,357) ***		0,035 (0,432) ***	0,034 (0,419) ***
A saját sors kézbentartását mérő index			0,007 (0,114) ***			0,006 (0,103) ***			0,005 (0,072) ***
A saját sors kézbentartását mérő index inputált									0,02 (0,03)
R2	0,136	0,270	0,282	0,158	0,290	0,299	0,103	0,332	0,337
R2 változás	0,136***	0,134***	0,012***	0,158***	0,131***	0,010***	0,103***	0,229***	0,006**
Súlyozott N	1679			1592			927		
A saját sors kézbentartását mérő index egy szórásnyi változásának hatása a munkabérre (%-ban)	2,458%			2,035%			1,574%		

A táblázatban standardizálatlan regressziós együtthatók β és (standardizált regressziós együtthatók; B) szerepelnek. Jelölés: *** legalább 0,01; ** legalább 0,05; * legalább 0,1 szinten szignifikáns együttható. Kihagyott kategóriák: nő, község, házas. A táblázatban közölt modellek 0,001 szinten szignifikánsak. A táblázatban szereplő adatokra vonatkozó leíró statisztikák az F. 8. táblázatban találhatóak.

F. 2. TÁBLÁZAT: A 2SLS MODELLTÍPUSSAL SZÁMOLT REGRESSZIÓS EGYÜTTHATÓK

	Függő változó: Főmunkahelyről származó utolsó havi logaritmizált munkabér (1993)			Függő változó: Főmunkahelyről származó utolsó havi logaritmizált munkabér (1994)			Függő változó: Főmunkahelyről származó utolsó havi logaritmizált munkabér (1995)		
	3,78 () ***	3,68 () ***	3,657 () ***	3,677 () ***	3,404 () ***	3,399 () ***	3,908 () ***	3,628 () ***	3,622 () ***
Konstans									
Férfi	0,099 (0,244) ***	0,093 (0,229) ***	0,093 (0,23) ***	0,096 (0,223) ***	0,086 (0,199) ***	0,086 (0,199) ***	0,098 (0,236) ***	0,087 (0,21) ***	0,087 (0,21) ***
Életkor	0,015 (0,775) ***	-0,003 (-0,13)	-0,001 (-0,067)	0,025 (1,157) ***	0,02 (0,927) ***	0,02 (0,936) ***	0,015 (0,713) ***	0,012 (0,555) *	0,012 (0,567) *
Életkor négyzet	0 (-0,708) ***	0 (0,234)	0 (0,175)	0 (-1,125) ***	0 (-0,82) ***	0 (-0,828) ***	0 (-0,646) ***	0 (-0,422)	0 (-0,434)
Nőtlen/hajadon	-0,028 (-0,048) *	-0,034 (-0,058) **	-0,032 (-0,056) **	-0,011 (-0,017)	-0,022 (-0,036)	-0,021 (-0,034)	-0,009 (-0,015)	-0,023 (-0,038)	-0,023 (-0,038)
Elvált	-0,025 (-0,032)	-0,005 (-0,007)	-0,005 (-0,006)	-0,019 (-0,024)	-0,005 (-0,007)	-0,005 (-0,006)	-0,003 (-0,004)	0,004 (0,006)	0,004 (0,005)
Özvegy	-0,053 (-0,047) **	-0,006 (-0,006)	-0,006 (-0,005)	-0,035 (-0,031)	0,008 (0,007)	0,011 (0,01)	-0,03 (-0,027)	0,004 (0,003)	0,004 (0,003)
Város	0,031 (0,07) ***	0,008 (0,019)	0,01 (0,022)	0,041 (0,088) ***	0,009 (0,02)	0,011 (0,024)	0,028 (0,062) **	-0,005 (-0,012)	-0,004 (-0,009)
Megyeszékhely	0,054 (0,097) ***	0,022 (0,039) *	0,023 (0,04) *	0,057 (0,094) ***	0,02 (0,033)	0,021 (0,034)	0,071 (0,121) ***	0,03 (0,051) **	0,03 (0,052) **
Budapest	0,151 (0,29) ***	0,092 (0,176) ***	0,093 (0,178) ***	0,154 (0,291) ***	0,094 (0,178) ***	0,096 (0,181) ***	0,148 (0,293) ***	0,087 (0,172) ***	0,088 (0,173) ***
A munkabér inputált	0,047 (0,065) ***	0,057 (0,078) ***	0,062 (0,085) ***	0,03 (0,038)	0,037 (0,046) **	0,037 (0,048) **	0,019 (0,028)	0,027 (0,039) *	0,028 (0,04) *
Szelektációs torzítás	-0,134 (-0,144) ***	-0,063 (-0,068) ***	-0,05 (-0,054) **	-0,152 (-0,124) ***	-0,052 (-0,042) *	-0,05 (-0,041) *	-0,15 (-0,127) ***	-0,082 (-0,069) ***	-0,082 (-0,07) ***
Általános munkatapasztalat		0,008 (0,405) **	0,007 (0,371) **		-0,002 (-0,083)	-0,002 (-0,091)		-0,003 (-0,117)	-0,003 (-0,125)
Általános munkatapasztalat (négyzet)		0 (-0,433) ***	0 (-0,404) **		0 (0,012)	0 (0,016)		0 (0,057)	0 (0,064)
Rézmunkaidőben dolgozik		-0,121 (-0,09) ***	-0,118 (-0,088) ***		-0,144 (-0,106) ***	-0,139 (-0,103) ***		-0,221 (-0,174) ***	-0,222 (-0,175) ***
Iskolázottság		0,033 (0,41) ***	0,033 (0,412) ***		0,034 (0,406) ***	0,034 (0,407) ***		0,034 (0,408) ***	0,034 (0,409) ***
A saját sors kézbentartását mérő index (instrumentum)			0,005 (0,088) ***			0,005 (0,081) ***			0,004 (0,057) ***
A saját sors kézbentartását mérő index inputált									
R2	0,178	0,330	0,338	0,159	0,324	0,330	0,163	0,352	0,355
R2 változás	0,178***	0,152***	0,007***	0,159***	0,165***	0,006***	0,163***	0,188***	0,003***
Súlyozott N	1554			1532			1449		
A saját sors kézbentartását mérő index e (instrumentum) egy szórásnyi változásának hatása a munkabérre (%-ban)	1,776%			1,739%			1,190%		

Az előző táblázat folytatása

	Függő változó: Főmunkahelyről származó utolsó havi logaritmizált munkabér (1996)			Függő változó: Főmunkahelyről származó utolsó havi logaritmizált munkabér (1997)			Függő változó: Főmunkahelyről származó utolsó havi logaritmizált munkabér (2007)		
Konstans	3,892 () ***	3,817 () ***	3,823 () ***	4,079 () ***	3,746 () ***	3,746 () ***	4,523 () ***	4,025 () ***	3,998 () ***
Férfi	0,095 (0,217) ***	0,091 (0,207) ***	0,09 (0,205) ***	0,076 (0,19) ***	0,075 (0,188) ***	0,075 (0,186) ***	0,071 (0,169) ***	0,055 (0,13) ***	0,055 (0,129) ***
Életkor	0,018 (0,763) ***	0 (-0,006)	0 (-0,019)	0,013 (0,572) ***	0,015 (0,669) *	0,016 (0,69) *	0,011 (0,451)	0,016 (0,655)	0,016 (0,663)
Életkor négyzet	0 (-0,705) ***	0 (0,09)	0 (0,099)	0 (-0,507) ***	0 (-0,518)	0 (-0,542)	0 (-0,283)	0 (-0,594)	0 (-0,612)
Nőtlen/hajadon	-0,005 (-0,007)	-0,004 (-0,006)	-0,003 (-0,005)	0,001 (0,001)	-0,001 (-0,001)	0 (0,001)	-0,012 (-0,018)	-0,023 (-0,034)	-0,023 (-0,034)
Elvált	-0,032 (-0,04)	-0,023 (-0,029)	-0,023 (-0,028)	-0,024 (-0,032)	-0,013 (-0,017)	-0,012 (-0,016)	0,032 (0,046)	0,035 (0,051)	0,037 (0,053) *
Özvegy	-0,036 (-0,031)	-0,009 (-0,008)	-0,01 (-0,008)	-0,034 (-0,032)	-0,008 (-0,008)	-0,008 (-0,008)	-0,023 (-0,024)	-0,013 (-0,013)	-0,011 (-0,012)
Város	0,042 (0,087) ***	0,01 (0,022)	0,011 (0,024)	0,045 (0,104) ***	0,012 (0,029)	0,012 (0,029)	0,037 (0,083) *	0,023 (0,05)	0,023 (0,051)
Megyeszékhely	0,062 (0,1) ***	0,028 (0,045) *	0,03 (0,049) *	0,051 (0,088) ***	0,017 (0,029)	0,019 (0,033)	0,033 (0,062)	0,022 (0,041)	0,021 (0,041)
Budapest	0,141 (0,263) ***	0,083 (0,155) ***	0,084 (0,156) ***	0,166 (0,343) ***	0,106 (0,218) ***	0,106 (0,219) ***	0,155 (0,283) ***	0,096 (0,176) ***	0,096 (0,176) ***
A munkabér inputált	0,028 (0,039)	0,047 (0,063) ***	0,041 (0,056) **	0,032 (0,052) **	0,029 (0,048) **	0,03 (0,048) **	0,011 (0,014)	0,011 (0,014)	0,01 (0,013)
Szelektációs torzítás	-0,105 (-0,094) ***	-0,053 (-0,048) **	-0,048 (-0,043) *	-0,146 (-0,141) ***	-0,083 (-0,08) ***	-0,082 (-0,079) ***	-0,483 (-0,301) ***	-0,013 (-0,008)	-0,008 (-0,005)
Általános munkatapasztalat		0,008 (0,356) *	0,008 (0,349) *		-0,004 (-0,193)	-0,005 (-0,224)		0,003 (0,119)	0,004 (0,174)
Általános munkatapasztalat (négyzet)		0 (-0,38) *	0 (-0,373) *		0 (0,106)	0 (0,138)		0 (-0,208)	0 (-0,248)
Részmunkaidőben dolgozik		-0,162 (-0,121) ***	-0,159 (-0,119) ***		-0,152 (-0,103) ***	-0,152 (-0,103) ***		-0,195 (-0,256) ***	-0,193 (-0,252) ***
Iskolázottság		0,032 (0,369) ***	0,032 (0,371) ***		0,029 (0,366) ***	0,029 (0,365) ***		0,037 (0,45) ***	0,037 (0,452) ***
A saját sors kézbentartását mérő index (instrumentum)			0,005 (0,078) ***			0,004 (0,059) **			0,002 (0,025)
A saját sors kézbentartását mérő index inputált									0,013 (0,021)
R2	0,126	0,262	0,267	0,164	0,305	0,309	0,173	0,397	0,398
R2 változás	0,126***	0,135***	0,006***	0,164***	0,141***	0,003***	0,173***	0,224***	0,001
Súlyozott N	1353			1282			660		
A saját sors kézbentartását mérő index (instrumentum) egy szórásnyi változásának hatása a munkabérré (%-ban)	1,700%			1,180%			0,518%		

A táblázatban standardizálatlan regressziós együtthatók β és (standardizált regressziós együtthatók; B) szerepelnek. Jelölés: *** legalább 0,01; ** legalább 0,05; * legalább 0,1 szinten szignifikáns együttható. Kihagyott kategóriák: nő, község, házas. A táblázatban közölt modellek 0,001 szinten szignifikánsak. A táblázatban szereplő adatokra vonatkozó leíró statisztikák az F. 9. táblázatban találhatóak.

F. 3. TÁBLÁZAT: A KERESETI VÁLTOZÁS MODELLTÍPUSSAL SZÁMOLT REGRESSZIÓS EGYÜTTTHATÓK

	Függő változó: Főmunkahelyről származó utolsó havi logaritmizált munkabér (1993)			Függő változó: Főmunkahelyről származó utolsó havi logaritmizált munkabér (1994)			Függő változó: Főmunkahelyről származó utolsó havi logaritmizált munkabér (1995)		
Konstans	1,677 () ***	1,958 () ***	1,99 () ***	1,429 () ***	1,685 () ***	1,723 () ***	1,843 () ***	2,131 () ***	2,16 () ***
Férfi	0,035 (0,086) ***	0,043 (0,106) ***	0,044 (0,107) ***	0,036 (0,085) ***	0,04 (0,094) ***	0,041 (0,094) ***	0,048 (0,114) ***	0,05 (0,12) ***	0,05 (0,12) ***
Életkor	0,006 (0,323) **	-0,001 (-0,042)	0 (0,022)	0,012 (0,602) ***	0,011 (0,532) ***	0,011 (0,554) ***	0,004 (0,22) *	0,005 (0,237)	0,005 (0,257)
Életkor négyzet	0 (-0,291) **	0 (0,139)	0 (0,09)	0 (-0,615) ***	0 (-0,541) ***	0 (-0,548) ***	0 (-0,188)	0 (-0,152)	0 (-0,161)
Nőtlen/hajadon	-0,003 (-0,005)	-0,01 (-0,017)	-0,008 (-0,013)	0,005 (0,009)	-0,004 (-0,007)	-0,003 (-0,005)	-0,009 (-0,015)	-0,018 (-0,032)	-0,016 (-0,029)
Elvált	-0,008 (-0,011)	-0,001 (-0,001)	0,001 (0,001)	-0,011 (-0,013)	-0,003 (-0,003)	-0,002 (-0,002)	0 (0)	0,001 (0,001)	0,001 (0,001)
Özvegy	-0,042 (-0,039) **	-0,022 (-0,02)	-0,022 (-0,02)	0,003 (0,002)	0,028 (0,025)	0,029 (0,025)	0,002 (0,002)	0,014 (0,013)	0,014 (0,012)
Város	0,015 (0,033)	0,006 (0,013)	0,005 (0,011)	0,02 (0,042) **	0,004 (0,009)	0,004 (0,008)	0,011 (0,025)	-0,001 (-0,002)	0 (0)
Megyeszékhely	0,012 (0,021)	0,003 (0,005)	0,001 (0,002)	0,017 (0,029)	0,001 (0,002)	0 (0)	0,041 (0,072) ***	0,028 (0,049) **	0,027 (0,046) **
Budapest	0,067 (0,13) ***	0,051 (0,098) ***	0,048 (0,094) ***	0,066 (0,127) ***	0,047 (0,09) ***	0,046 (0,089) ***	0,064 (0,128) ***	0,05 (0,101) ***	0,049 (0,099) ***
A munkabér inputált	0,047 (0,066) ***	0,053 (0,074) ***	0,059 (0,082) ***	0,033 (0,045) **	0,034 (0,046) **	0,035 (0,048) ***	0,009 (0,013)	0,012 (0,018)	0,013 (0,02)
Szelekciós torzítás	-0,049 (-0,052) ***	-0,023 (-0,024)	-0,009 (-0,009)	-0,044 (-0,036) *	-0,006 (-0,005)	-0,005 (-0,004)	-0,116 (-0,099) ***	-0,087 (-0,074) ***	-0,088 (-0,075) ***
Főmunkahelyről származó utolsó havi logaritmizált munkamunkabér (az előző évben mért adat)	0,568 (0,574) ***	0,473 (0,478) ***	0,456 (0,461) ***	0,613 (0,586) ***	0,504 (0,482) ***	0,49 (0,468) ***	0,551 (0,57) ***	0,435 (0,449) ***	0,424 (0,438) ***
Általános munkatapasztalat		0,004 (0,203)	0,004 (0,197)		-0,001 (-0,025)	0 (-0,022)		-0,002 (-0,08)	-0,001 (-0,075)
Általános munkatapasztalat (négyzet)		0 (-0,264) *	0 (-0,263) *		0 (0,038)	0 (0,028)		0 (0,046)	0 (0,036)
Rézmunkaidőben dolgozik		-0,059 (-0,048) **	-0,059 (-0,049) ***		-0,11 (-0,084) ***	-0,108 (-0,082) ***		-0,162 (-0,135) ***	-0,161 (-0,134) ***
Iskolázottság		0,017 (0,215) ***	0,017 (0,207) ***		0,02 (0,243) ***	0,02 (0,237) ***		0,018 (0,218) ***	0,018 (0,213) ***
A saját sors kézbentartását mérő index			0,006 (0,094) ***			0,004 (0,066) ***			0,003 (0,055) ***
A saját sors kézbentartását mérő index inputált									
R2	0,446	0,483	0,491	0,445	0,495	0,499	0,448	0,499	0,502
R2 változás	0,446***	0,037***	0,008***	0,445***	0,050***	0,004***	0,448***	0,052***	0,003***
Súlyozott N	1607			1685			1611		
A saját sors kézbentartását mérő index egy szórásnyi változásának hatása a munkabérre (%-ban)	1,908%			1,406%			1,148%		

Az előző táblázat folytatása

	Függő változó: Főmunkahelyről származó utolsó havi logaritmizált munkabér (1996)			Függő változó: Főmunkahelyről származó utolsó havi logaritmizált munkabér (1997)			Függő változó: Főmunkahelyről származó utolsó havi logaritmizált munkabér (2007)		
Konstans	1,449 () ***	1,733 () ***	1,759 () ***	1,659 () ***	1,722 () ***	1,743 () ***	2,196 () ***	2,495 () ***	2,509 () ***
Férfi	0,035 (0,081) ***	0,039 (0,09) ***	0,038 (0,089) ***	0,019 (0,047) **	0,023 (0,058) ***	0,022 (0,056) ***	0,038 (0,086) **	0,046 (0,104) ***	0,042 (0,094) **
Életkor	0,008 (0,386) ***	0 (0,008)	0,001 (0,031)	0,005 (0,267) **	0,008 (0,428) **	0,009 (0,432) **	0,017 (0,679)	0,031 (1,251) **	0,03 (1,233) **
Életkor négyzet	0 (-0,361) ***	0 (0,032)	0 (0,023)	0 (-0,236) **	0 (-0,443) **	0 (-0,436) **	0 (-0,631)	0 (-1,248) **	0 (-1,227) **
Nőtlen/hajadon	-0,001 (-0,002)	-0,001 (-0,002)	0,001 (0,002)	0,027 (0,05) **	0,025 (0,047) **	0,027 (0,05) **	0,005 (0,008)	0,014 (0,022)	0,016 (0,025)
Elvált	-0,036 (-0,044) **	-0,033 (-0,041) **	-0,032 (-0,039) **	-0,011 (-0,015)	-0,007 (-0,009)	-0,006 (-0,008)	0,046 (0,065)	0,057 (0,082) **	0,058 (0,082) **
Özvegy	-0,012 (-0,01)	-0,007 (-0,006)	-0,009 (-0,007)	-0,017 (-0,016)	-0,008 (-0,007)	-0,008 (-0,008)	-0,008 (-0,007)	0,025 (0,024)	0,029 (0,028)
Város	0,018 (0,038) *	0,009 (0,02)	0,009 (0,02)	0,028 (0,067) ***	0,017 (0,04) *	0,017 (0,039) *	0,041 (0,087) *	0,022 (0,047)	0,022 (0,046)
Megyeszékhely	0,018 (0,029)	0,01 (0,016)	0,01 (0,017)	0,015 (0,027)	0,004 (0,008)	0,005 (0,01)	0,036 (0,065)	0,03 (0,055)	0,026 (0,048)
Budapest	0,043 (0,084) ***	0,035 (0,067) ***	0,033 (0,065) ***	0,07 (0,149) ***	0,052 (0,111) ***	0,051 (0,109) ***	0,104 (0,18) ***	0,077 (0,133) ***	0,075 (0,131) ***
A munkabér inputált	0,014 (0,02)	0,023 (0,032) *	0,02 (0,028)	0,043 (0,073) ***	0,042 (0,07) ***	0,04 (0,068) ***	0,001 (0,002)	0,003 (0,003)	0,004 (0,004)
Szelekciós torzítás	-0,029 (-0,026)	-0,016 (-0,014)	-0,012 (-0,011)	-0,064 (-0,063) ***	-0,048 (-0,048) ***	-0,047 (-0,046) **	-0,338 (-0,184) ***	0,144 (0,079)	0,154 (0,084)
Főmunkahelyről származó utolsó havi logaritmizált munkamunkabér (az előző évben mért adat)	0,628 (0,616) ***	0,556 (0,545) ***	0,546 (0,535) ***	0,606 (0,648) ***	0,545 (0,583) ***	0,539 (0,577) ***	0,516 (0,428) ***	0,289 (0,24) ***	0,286 (0,237) ***
Általános munkatapasztalat		0,004 (0,214) *	0,004 (0,213) *		-0,002 (-0,079)	-0,002 (-0,08)		0 (0,005)	0,001 (0,036)
Általános munkatapasztalat (négyzet)		0 (-0,218) *	0 (-0,222) *		0 (0,135)	0 (0,131)		0 (-0,096)	0 (-0,129)
Részmunkaidőben dolgozik		-0,094 (-0,076) ***	-0,093 (-0,075) ***		-0,044 (-0,033) *	-0,043 (-0,032) *		-0,215 (-0,239) ***	-0,214 (-0,238) ***
Iskolázottság		0,012 (0,141) ***	0,012 (0,134) ***		0,014 (0,174) ***	0,013 (0,167) ***		0,036 (0,421) ***	0,035 (0,41) ***
A saját sors kézbe tartását mérő index			0,004 (0,059) ***			0,003 (0,046) **			0,004 (0,056)
A saját sors kézbe tartását mérő index inputált									0,023 (0,025)
R2	0,459	0,479	0,482	0,519	0,542	0,544	0,316	0,482	0,486
R2 változás	0,459***	0,020***	0,003***	0,519***	0,023***	0,002**	0,316***	0,166***	0,004
Súlyozott N	1537			1463			451		
A saját sors kézbe tartását mérő index egy szórásnyi változásának hatása a munkabérre (%-ban)	1,273%			0,919%			1,252%		

A táblázatban standardizálatlan regressziós együtthatók β és (standardizált regressziós együtthatók; B) szerepelnek. Jelölés: *** legalább 0,01; ** legalább 0,05; * legalább 0,1 szinten szignifikáns együttható. Kihagyott kategóriák: nő, község, házas. A táblázatban közölt modellek 0,001 szinten szignifikánsak. A táblázatban szereplő adatokra vonatkozó leíró statisztikák az F. 10. táblázatban találhatóak.

F. 4. TÁBLÁZAT: A SAJÁT SORS KÉZBENTARTÁSÁT MÉRŐ INDEX KERESETI HOZAMA – KÉSLELTETETT PERIÓDUS MODELL

	Függő változó: Főmunkahelyről származó éves összes logaritmizált kereset (1993)			Függő változó: Főmunkahelyről származó éves összes logaritmizált kereset (1993-1994)			Függő változó: Főmunkahelyről származó éves összes logaritmizált kereset (1993-1995)		
Konstans	4,734 () ***	4,503 () ***	4,46 () ***	9,794 () ***	9,466 () ***	9,386 () ***	14,901 () ***	14,235 () ***	14,162 () ***
Férfi	0,136 (0,199) ***	0,123 (0,179) ***	0,12 (0,175) ***	0,23 (0,213) ***	0,206 (0,191) ***	0,201 (0,186) ***	0,37 (0,249) ***	0,329 (0,222) ***	0,322 (0,217) ***
Életkor	0,053 (1,727) ***	0,043 (1,409) ***	0,045 (1,462) ***	0,09 (1,746) ***	0,058 (1,138) ***	0,061 (1,197) ***	0,121 (1,644) ***	0,086 (1,167) ***	0,088 (1,202) ***
Életkor négyzet	-0,001 (-1,676) ***	0 (-1,255) ***	0 (-1,295) ***	-0,001 (-1,628) ***	-0,001 (-0,958) ***	-0,001 (-0,99) ***	-0,001 (-1,541) ***	-0,001 (-1,016) ***	-0,001 (-1,029) ***
Nőtlen/hajadon	0,023 (0,024)	0,018 (0,019)	0,026 (0,027)	-0,004 (-0,003)	-0,031 (-0,021)	-0,017 (-0,012)	-0,019 (-0,009)	-0,061 (-0,029)	-0,05 (-0,024)
Elvált	-0,045 (-0,033)	-0,028 (-0,021)	-0,025 (-0,018)	-0,019 (-0,009)	0,014 (0,007)	0,021 (0,01)	-0,005 (-0,002)	0,02 (0,007)	0,017 (0,006)
Özvegy	0,023 (0,012)	0,066 (0,036) *	0,064 (0,035) *	0,027 (0,009)	0,139 (0,048) **	0,143 (0,05) **	0,063 (0,016)	0,168 (0,042) **	0,161 (0,04) **
Város	0,024 (0,032)	-0,002 (-0,002)	-0,004 (-0,005)	0,09 (0,076) ***	0,016 (0,013)	0,011 (0,01)	0,097 (0,06) **	-0,017 (-0,01)	-0,015 (-0,009)
Megyeszékhely	0,066 (0,07) ***	0,034 (0,036)	0,03 (0,032)	0,1 (0,065) ***	0,015 (0,01)	0,007 (0,004)	0,136 (0,065) **	-0,002 (-0,001)	-0,01 (-0,005)
Budapest	0,173 (0,197) ***	0,112 (0,128) ***	0,105 (0,12) ***	0,309 (0,236) ***	0,182 (0,138) ***	0,169 (0,129) ***	0,444 (0,25) ***	0,236 (0,133) ***	0,225 (0,126) ***
A munkakereset inputált	0,116 (0,086) ***	0,122 (0,09) ***	0,135 (0,1) ***	-0,037 (-0,029)	-0,037 (-0,029)	-0,028 (-0,022)	-0,069 (-0,056) **	-0,079 (-0,064) ***	-0,074 (-0,06) ***
Szelektációs torzítás	-0,424 (-0,281) ***	-0,354 (-0,234) ***	-0,326 (-0,215) ***	-0,67 (-0,231) ***	-0,47 (-0,162) ***	-0,456 (-0,157) ***	-0,591 (-0,144) ***	-0,351 (-0,085) ***	-0,357 (-0,087) ***
Általános munkatapasztalat		0,002 (0,055)	0,002 (0,055)		0,007 (0,133)	0,007 (0,131)		0,006 (0,081)	0,006 (0,082)
Általános munkatapasztalat (négyzet)		0 (-0,14)	0 (-0,141)		0 (-0,2) *	0 (-0,208) *		0 (-0,132)	0 (-0,141)
Részmunkaidőben dolgozik		-0,272 (-0,136) ***	-0,268 (-0,134) ***		-0,493 (-0,149) ***	-0,471 (-0,142) ***		-0,77 (-0,171) ***	-0,755 (-0,168) ***
Iskolázottság		0,035 (0,257) ***	0,033 (0,24) ***		0,079 (0,37) ***	0,073 (0,345) ***		0,119 (0,403) ***	0,113 (0,383) ***
A saját sors kézbentartását mérő index			0,011 (0,112) ***			0,024 (0,152) ***			0,027 (0,12) ***
A saját sors kézbentartását mérő index inputált									
R2	0,227	0,307	0,319	0,219	0,367	0,389	0,217	0,398	0,412
R2 változás	0,227***	0,081***	0,011***	0,219***	0,148***	0,022***	0,217***	0,181***	0,014***
Súlyozott N	1764			1704			1516		
A saját sors kézbentartását mérő index egy szórásnyi változásának hatása a munkabérré (%-ban)	3,853%			8,149%			8,877%		

Az előző táblázat folytatása

	Függő változó: Főmunkahelyről származó éves összes logaritmizált kereset (1993-1996)			Függő változó: Főmunkahelyről származó éves összes logaritmizált kereset (1993-1997)			Függő változó: Főmunkahelyről származó éves összes logaritmizált kereset (1993-2007)		
Konstans	19,842 () ***	19,434 () ***	19,37 () ***	25,203 () ***	24,695 () ***	24,678 () ***	28,581 () ***	29,439 () ***	29,611 () ***
Férfi	0,477 (0,257) ***	0,444 (0,239) ***	0,427 (0,23) ***	0,579 (0,275) ***	0,547 (0,26) ***	0,524 (0,249) ***	0,865 (0,367) ***	0,815 (0,346) ***	0,776 (0,329) ***
Életkor	0,158 (1,636) ***	0,078 (0,808) ***	0,08 (0,83) ***	0,175 (1,555) ***	0,096 (0,856) ***	0,098 (0,872) ***	0,209 (1,419) ***	0,005 (0,034)	-0,002 (-0,012)
Életkor négyzet	-0,002 (-1,544) ***	-0,001 (-0,59) **	-0,001 (-0,589) **	-0,002 (-1,466) ***	-0,001 (-0,63) **	-0,001 (-0,625) **	-0,002 (-1,06) **	0,001 (0,338)	0,001 (0,396)
Nőtlen/hajadon	0,057 (0,021)	0,026 (0,009)	0,042 (0,016)	0,058 (0,019)	0,014 (0,004)	0,037 (0,012)	0,224 (0,059)	0,231 (0,061)	0,24 (0,063)
Elvált	0,051 (0,015)	0,064 (0,018)	0,071 (0,02)	0,014 (0,003)	0,052 (0,013)	0,05 (0,012)	0,08 (0,021)	0,116 (0,031)	0,129 (0,034)
Özvegy	0,041 (0,008)	0,132 (0,027)	0,119 (0,024)	0,01 (0,002)	0,104 (0,019)	0,099 (0,018)	-0,116 (-0,024)	-0,027 (-0,006)	0,003 (0,001)
Város	0,142 (0,07) **	0 (0)	-0,004 (-0,002)	0,124 (0,055) *	-0,036 (-0,016)	-0,046 (-0,02)	0,079 (0,031)	-0,032 (-0,013)	-0,042 (-0,016)
Megyeszékhely	0,15 (0,057) **	-0,005 (-0,002)	-0,006 (-0,002)	0,141 (0,046)	-0,025 (-0,008)	-0,018 (-0,006)	0,229 (0,079)	0,216 (0,075)	0,186 (0,064)
Budapest	0,58 (0,261) ***	0,313 (0,141) ***	0,293 (0,132) ***	0,744 (0,301) ***	0,442 (0,179) ***	0,423 (0,171) ***	0,896 (0,298) ***	0,654 (0,218) ***	0,643 (0,214) ***
A munkakereset inputált	-0,088 (-0,069) ***	-0,09 (-0,07) ***	-0,093 (-0,073) ***	-0,104 (-0,085) ***	-0,117 (-0,095) ***	-0,12 (-0,097) ***	-0,3 (-0,112) **	-0,39 (-0,146) ***	-0,395 (-0,148) ***
Szelekciós torzítás	-0,582 (-0,115) ***	-0,338 (-0,067) ***	-0,313 (-0,062) ***	-0,944 (-0,16) ***	-0,566 (-0,096) ***	-0,533 (-0,091) ***	-0,986 (-0,137) **	0,451 (0,063)	0,476 (0,066)
Általános munkatapasztalat		0,032 (0,344) **	0,031 (0,338) **		0,032 (0,294) **	0,029 (0,269) *		0,169 (1,145) **	0,169 (1,147) **
Általános munkatapasztalat (négyzet)		-0,001 (-0,477) ***	-0,001 (-0,479) ***		-0,001 (-0,452) ***	-0,001 (-0,437) ***		-0,003 (-1,311) **	-0,003 (-1,327) ***
Részmunkaidőben dolgozik		-0,749 (-0,134) ***	-0,722 (-0,13) ***		-0,896 (-0,124) ***	-0,886 (-0,123) ***		-0,379 (-0,089) *	-0,391 (-0,092) **
Iskolázottság		0,147 (0,4) ***	0,139 (0,377) ***		0,155 (0,376) ***	0,145 (0,351) ***		0,155 (0,357) ***	0,148 (0,34) ***
A saját sors kézbentartását mérő index			0,038 (0,135) ***			0,039 (0,123) ***			0,033 (0,086) **
A saját sors kézbentartását mérő index inputált									0,076 (0,013)
R2	0,210	0,384	0,402	0,254	0,411	0,425	0,392	0,518	0,526
R2 változás	0,210***	0,175***	0,017***	0,254***	0,157***	0,014***	0,392***	0,127***	0,007*
Súlyozott N	1346			1213			324		
A saját sors kézbentartását mérő index egy szórásnyi változásának hatása a munkabérré (%-ban)	12,483%			12,948%			10,118%		

A táblázatban standardizálatlan regressziós együtthatók β és (standardizált regressziós együtthatók; B) szerepelnek. Jelölés: *** legalább 0,01; ** legalább 0,05; * legalább 0,1 szinten szignifikáns együttható. Kihagyott kategóriák: nő, község, házasság. A táblázatban közölt modellek 0,001 szinten szignifikánsak. A táblázatban szereplő adatokra vonatkozó leíró statisztikák az F. 12. táblázatban találhatóak.