

KELLER TAMÁS PÉTER

NEMCSAK A TUDÁS SZÁMÍT

**– a pszichológiai tőke szerepe a kereseti egyenlőtlenségek
magyarázásában**

Budapesti Corvinus Egyetem
Szociológia és Szociálpolitika Tanszék

Témavezető
Dr Tóth István György

© Keller Tamás Péter, 2009

Budapesti Corvinus Egyetem
Szociológia Ph.D. Program

NEMCSAK A TUDÁS SZÁMÍT
– a pszichológiai tőke szerepe a kereseti egyenlőtlenségek
magyarázásában

Ph.D. értekezés

Keller Tamás Péter

Budapest, 2009

TARTALOMJEGYZÉK

TARTALOMJEGYZÉK	5
TÁBLÁZATOK JEGYZÉKE.....	8
ÁBRÁK JEGYZÉKE.....	9
KÖSZÖNETNYILVÁNÍTÁSOK	11
I. BEVEZETÉS.....	12
I. 1. KERESETI EGYENLŐTLENSÉGEK MAGYARÁZATAA.....	12
I. 2. A PSZICHOLÓGIAI TŐKE IRÁNTI IGÉNY A MUNKAERŐ-PIACON.....	14
I. 3. A KUTATÁSI PROBLÉMA	15
I. 4. A KUTATÁS HELYE A TÉMA IRODALMÁBAN	16
I. 4. 1. A státus magyarázata.....	16
I. 4. 2. A jelen kutatás elhelyezése a téma irodalmában	21
I. 5. AZ ALKALMAZOTT MÓDSZERTAN ÉS A FŐBB EREDMÉNYEK BEMUTATÁSA	22
I. 6. A DOLGOZAT FELÉPÍTÉSE	24
II. ELMÉLETI MEGFONTOLÁSOK, KUTATÁSI ELŐZMÉNYEK.....	25
II. 1. BEVEZETÉS	25
II. 2. A PSZICHOLÓGIAI TŐKE.....	25
II. 2. 1. A pszichológiai tőke létezésére vonatkozó elméleti megfontolások.....	26
II. 2. 2. A pszichológiai tőke operacionalizálása és mérése a korábbi kutatási gyakorlatban.....	28
II. 3. AZ OKSÁG PROBLÉMÁJA.....	33
II. 4. AZ OKSÁG MECHANIZMUSAI	35
II. 4. 1. Hatékonysági mechanizmus.....	36
II. 4. 2. Optimizmus	38
II. 4. 3. A munkahelyi kapcsolatok mechanizmusa.....	40
II. 5. AZ ELMÉLETI MODELL.....	41
II. 6. KORÁBBI EMPIRIKUS VIZSGÁLATOK EREDMÉNYEI	44
II. 6. 1. A humántőke beruházás modellje	45
II. 6. 2. Az önmotiváció kereseti hatása	46
II. 6. 2. 1. A késleltetett modellalkotás.....	46
II. 6. 2. 2. Kétlépcsős legkisebb négyzetek módszer.....	50
II. 6. 2. 3. A kereset változásának magyarázása.....	53
II. 6. 3. Egyéb személyes jellemzők kereseti hatása	55
II. 7. ÖSSZEGZÉS	57
II. 8. MELLÉKLET	59
III. HIPOTÉZISEK	63
III. 1. A PSZICHOLÓGIAI TŐKÉT MEGHATÁROZÓ TÉNYEZŐK: A NULL-HIPOTÉZIS	63
III. 2. A PSZICHOLÓGIAI TŐKE PÉNZTŐKÉVÉ KONVERTÁLHATÓSÁGÁRA VONATKOZÓ HIPOTÉZIS ..	63
III. 3. A PSZICHOLÓGIAI TŐKE HUMÁNTŐKÉVÉ KONVERTÁLHATÓSÁGÁRA VONATKOZÓ HIPOTÉZIS	66
III. 4. AZ INDIREKT HATÁS HIPOTÉZISE	67
III. 5. A HIPOTÉZISEK ÖSSZEFOGLALÁSA ÉS TOVÁBBI MUNKA FOLYAMATA	68

IV. ADATOK ÉS MÓDSZEREK	70
IV. 1. BEVEZETÉS	70
IV. 2. A KUTATÁSI DESIGN	70
IV. 2. 1. Az adatok	70
IV. 2. 2. Az alapsokaság, a minta és az elemzés bázisa	71
IV. 2. 3. A hiányzó esetek és kezeléseik	75
IV. 2. 4. Szelekciós torzítás.....	76
IV. 2. 5. Súlyozás	78
IV. 3. OPERACIONALIZÁLÁS ÉS MÉRÉS	79
IV. 3. 1. A pszichológiai tőke operacionalizálása és mérése	79
IV. 3. 2. A függő változók definiálása	84
IV. 3. 3. Egyéb magyarázó változók és kontroll változók specifikálása.....	85
IV. 4. A STATISZTIKAI MÓDSZER	87
IV. 4. 1. A modelltípusok meghatározása.....	87
IV. 4. 1. 1. A késleltetett modelltípus definiálása	88
IV. 4. 1. 2. Kétlépcsős legkisebb négyzetek modelltípus definiálása	89
IV. 4. 1. 3. Kereseti változás modelltípus definiálása.....	90
IV. 4. 2. Modellépítés és a modelltípusok közti különbségek	91
IV. 5. ÖSSZEGZÉS	92
V. A PSZICHOLÓGIAI TŐKE MUNKAERŐ-PIACI JELLEMZŐK SZERINT VETT METSZETEI	94
V. 1. BEVEZETÉS	94
V. 2. A MUNKAERŐ-PIACI JELLEMZŐK ÉS PSZICHOLÓGIAI TŐKE – KÉTVÁLTOZÓS ELEMZÉS...	94
V. 3. A MUNKAERŐ-PIACI JELLEMZŐK HATÁSA A PSZICHOLÓGIAI TŐKÉRE – TÖBBVÁLTOZÓS ELEMZÉS	100
V. 4. ÖSSZEGZÉS	102
VI. A PSZICHOLÓGIAI TŐKE KERESETI HATÁSA – EMPIRIKUS ELEMZÉS MAGYARORSZÁGI ADATOKON	104
VI. 1. BEVEZETÉS	104
VI. 2. A PSZICHOLÓGIAI TŐKE PÉNZTŐKÉVÉ KONVERTÁLHATÓSÁGA	104
VI. 2. 1. A hatás létezése és nagysága.....	104
VI. 2. 1. 1. A hatás létezése	104
VI. 2. 1. 2. A hatás nagysága.....	105
VI. 2. 1. 3. A hatás nagysága különböző szigorúsági fokokon	106
IV. 2. 1. 4. A hatás nagysága pályakezdőknél.....	111
VI. 2. 1. 5. A hatás nagysága kontrollváltozókhoz képest	114
VI. 2. 2. A pszichológiai tőke hosszú távú hatása és hozama.....	115
VI. 2. 2. 1. A hatás trendje	115
VI. 2. 2. 2. A pszichológiai tőke életpályán belüli hozama.....	118
VI. 3. A PSZICHOLÓGIAI TŐKE HUMÁNTŐKÉVÉ KONVERTÁLHATÓSÁGA	122
VI. 4. INDIREKT ÉS INTERAKCIÓS HATÁSOK.....	126
VI. 5. AZ ELEMZÉS EGYÉB EREDMÉNYEI.....	130
VI. 6. AZ EREDMÉNYEK JELENTŐSÉGÉNEK ÉRTELMEZÉSE	131
VI. 7. ÖSSZEGZÉS	132
VI. 8. A FEJEZETBEN KÖZÖLT REGRESSZIÓS MODELLEK	135

VII. ÖSSZEFOGLALÁS	147
VII. 1. AZ ELVÉGZETT MUNKA ÖSSZEFOGLALÁSA ÉS A KUTATÁSI KÉRDÉSEK MEGVÁLASZOLÁSA	147
VII. 2. A KUTATÁS ÉRDEMEI ÉS KORLÁTAI	149
VII. 3. JAVASLATOK A TÉMA TOVÁBBI KUTATÁSÁT ILLETŐEN	150
IRODALOM	152
FÜGGELÉK	162
F. 1. KÜLFÖLDI ÉS HAZAI ADATÁLLOMÁNYOK	162
F. 2. A SAJÁT SORS KÉZBENTARTÁSÁNAK MÉRÉSÉRE KIFEJLESZTETT SKÁLÁK	164
F. 3. A PSZICHOLÓGIAI TŐKE SZEREPE AZ INTERGENERÁCIÓS KERESETI MOBILITÁSBAN	170
F. 4. A REGRESSZIÓS BECSLÉSEKHEZ TARTOZÓ LEÍRÓ STATISZTIKÁK	176
F. 5. A <i>HÁZTARTÁSOK ÉLETÚT VIZSGÁLATA</i> (HÉV) CÍMŰ KUTATÁS ISMERTETÉSE	184

Táblázatok jegyzéke

II. 1. TÁBLÁZAT: A SZEMÉLYES JELLEMZŐKET TARTALMAZÓ MODELLEK, ÉS FŐBB JELLEMZŐIK	59
III. 1. TÁBLÁZAT: A HIPOTÉZISEK ÖSSZEFOGLALÁSA	69
IV. 1. TÁBLÁZAT: AZ ELEMZÉS BÁZISÁT KÉPZŐK ARÁNYA AZ 1993-BAN 16 ÉV FELETTIEK MINTÁJÁBÓL	74
IV. 2. TÁBLÁZAT: A KERESŐTEVÉKENYSÉGET FOLYTATÓK CSOPORTJÁNAK VÁLTOZÁSA A PANELÉVEK KÖZÖTT ..	74
IV. 3. TÁBLÁZAT: A HIÁNYZÓ ESETEK ARÁNYA AZ ELEMZÉS BÁZISÁNAK ARÁNYÁBAN.....	75
IV. 4. TÁBLÁZAT A HIÁNYZÓ ESETEK ARÁNYA AZ ELEMZÉS BÁZISÁNAK ARÁNYÁBAN INPUTÁLÁS UTÁN.....	76
IV. 5. TÁBLÁZAT: A SAJÁT SORS KÉZBENTARTÁSÁT KIFEJEZŐ INDEX KIALAKÍTÁSÁHOZ FELHASZNÁLT KÉRDÉSEK ÉS AZOK MINTABELI ELOSZLÁSA 1993-BAN, 1996-BAN ÉS 1997-BEN	81
IV. 6. TÁBLÁZAT: KORRELÁCIÓS EGYÜTTHATÓK A SAJÁT SORS KÉZBENTARTÁSÁT KIFEJEZŐ INDEX 1993-BAN, 1996-BAN ÉS 1997-BEN MÉRT ÉRTÉKE KÖZÖTT	83
IV. 7. TÁBLÁZAT: A SAJÁT SORS KÉZBENTARTÁSÁT MÉRŐ INDEX ÖSSZEHASONLÍTÁSA MÁS ATTITÜDKÉRDÉSEKEN ALAPULÓ MUTATÓKKAL	84
V. 1. TÁBLÁZAT: A PSZICHOLÓGIAI TŐKE MAGYARÁZÁSA TÁRSADALMI-DEMOGRÁFIAI ÉS MUNKAERŐ-PIACI JELLEMZŐKKEL	102
VI. 1. TÁBLÁZAT: A PSZICHOLÓGIAI TŐKE ADOTT IDŐPERIÓDUSRA VONATKOZÓ ÉVES ÖSSZES KERESETRE GYAKOROLT HOZAMÁBAN KIMUTATHATÓ VÁLTOZÁSOK	120
VI. 2. HUMÁNTŐKE BERUHÁZÁSSAL KAPCSOLATOS JELLEMZŐK A SAJÁT SORS KÉZBENTARTÁSÁT MÉRŐ INDEX ELOSZLÁSA ALAPJÁN KIALAKÍTOTT HÁROM KATEGÓRIÁBAN	124
VI. 3. TÁBLÁZAT: A PSZICHOLÓGIAI TŐKE HATÁSA NÉHÁNY HUMÁNTŐKE BERUHÁZÁSSAL KAPCSOLATOS JELLEMZŐ ESETÉBEN	125
VI. 4. TÁBLÁZAT: INTERAKCIÓS HATÁSOK A FOGLALKOZÁSI CSOPORTOKKAL BŐVÍTETT KÉSLELTETETT MODELLTÍPUSBAN	130
VI. 5. TÁBLÁZAT: KÉSLELTETETT MODELLTÍPUSSAL SZÁMOLT REGRESSZIÓS EGYÜTTHATÓK	135
VI. 6. TÁBLÁZAT: A 2SLS MODELLTÍPUSSAL SZÁMOLT REGRESSZIÓS EGYÜTTHATÓK.....	137
VI. 7. TÁBLÁZAT: A KERESETI VÁLTOZÁS MODELLTÍPUSSAL SZÁMOLT REGRESSZIÓS EGYÜTTHATÓK	139
VI. 8. TÁBLÁZAT: KÉSLELTETETT MODELLTÍPUSSAL SZÁMOLT REGRESSZIÓS EGYÜTTHATÓK PÁLYAKEZDŐK ESETÉBEN	141
VI. 9. TÁBLÁZAT: A PSZICHOLÓGIAI TŐKE HOZAMA – KÉSLELTETETT PERIÓDUS MODELL.....	142
VI. 10. TÁBLÁZAT: A PSZICHOLÓGIAI TŐKE HUMÁNTŐKÉVÉ KONVERTÁLHATÓSÁGA – LOGISZTIKUS REGRESSZIÓ	144
VI. 11. TÁBLÁZAT: A PSZICHOLÓGIAI TŐKE FOGLALKOZÁSI CSOPORTOKKAL VETT INTERAKCIÓIT IS TARTALMAZÓ KÉSLELTETETT REGRESSZIÓS MODELLEK	145
F. 1. TÁBLÁZAT: LOT-R (LIFE ORIENTATION TEST REVISED)	164
F. 2. TÁBLÁZAT: A RÖVIDÍTETT ROTTER-FÉLE SKÁLA.....	166
F. 3. TÁBLÁZAT: PEARLIN-FÉLE ÖNKONTROLL.....	167
F. 4. TÁBLÁZAT ANDORKA RUDOLF ÁLTAL ÖSSZEGYÜJTÖTT KÉRDÉSEK	168
F. 5. TÁBLÁZAT: A MAGYAR HÁZTARTÁS PANEL VIZSGÁLAT KERETÉBEN 1993-BAN, 1996-BAN ÉS 1997-BEN FELTETT ANÓMIÁT ÉS ELIDEGENEDÉST MÉRŐ KÉRDÉSSOR.....	168
F. 6. TÁBLÁZAT: ROSENBERG-FÉLE ÖNÉRTÉKELÉS (SELF-ESTEEM) SKÁLA.....	169
F. 7. TÁBLÁZAT: AZ ÚTMODELLBEN FELHASZNÁLT REGRESSZIÓS EGYENLETEK ÉS A KORRELÁCIÓS EGYÜTTHATÓK	174
F.7. TÁBLÁZAT: AZ V. 1. TÁBLÁZATBAN KÖZÖLT MODELLEK LEÍRÓ STATISZTIKÁI: ÁTLAG ÉS (SZÓRÁS).....	176
F. 8. TÁBLÁZAT: A KÉSLELTETETT MODELLTÍPUSHOZ (VI. 5. TÁBLÁZAT) TARTOZÓ MODELLEK LEÍRÓ STATISZTIKÁI: ÁTLAG ÉS (SZÓRÁS)	177
F. 9. TÁBLÁZAT: A 2SLS MODELLTÍPUSHOZ TARTOZÓ MODELLEK (VI. 6. TÁBLÁZAT) LEÍRÓ STATISZTIKÁI: ÁTLAG ÉS (SZÓRÁS).....	178
F. 10. TÁBLÁZAT: A KERESETI VÁLTOZÁS MODELLTÍPUSHOZ (VI. 7. TÁBLÁZAT) TARTOZÓ MODELLEK LEÍRÓ STATISZTIKÁI: ÁTLAG ÉS (SZÓRÁS)	179
F. 11. TÁBLÁZAT: A PÁLYAKEZDŐKRE VONATKOZÓ KÉSLELTETETT MODELLTÍPUSHOZ (VI. 8. TÁBLÁZAT) TARTOZÓ MODELLEK LEÍRÓ STATISZTIKÁI: ÁTLAG ÉS (SZÓRÁS)	180
F. 12. TÁBLÁZAT: A KÉSLELTETETT PERIÓDUS MODELLEKHEZ (VI. 9. TÁBLÁZAT) TARTOZÓ MODELLEK LEÍRÓ STATISZTIKÁI: ÁTLAG ÉS (SZÓRÁS)	181
F. 13. TÁBLÁZAT: A VI. 10. TÁBLÁZATHOZ TARTOZÓ MODELLEK LEÍRÓ STATISZTIKÁI: ÁTLAG ÉS (SZÓRÁS).....	182
F. 14. TÁBLÁZAT: A VI. 11. TÁBLÁZATHOZ TARTOZÓ MODELLEK LEÍRÓ STATISZTIKÁI: ÁTLAG ÉS (SZÓRÁS).....	183
F. 15. TÁBLÁZAT: AZ 1992-ES MINTA LEKÉRDEZÉSÉNEK SIKERESSÉGE A HÉV-BEN.....	185

Ábrák jegyzéke

I. 1. ÁBRA: A TÁRSADALMI STRUKTÚRA KUTATÁSOK NÉGY TÍPUSA.....	21
III. 1. ÁBRA: A PSZICHOLÓGIAI TŐKE KERESETI HATÁSA ÉS HOZAMA KÖZÖTTI KÜLÖNBSÉG.....	66
III. 2. ÁBRA: A HIPOTÉZISEK SZEMLÉLTETÉSE.....	68
IV. 1. ÁBRA AZ ADATHIÁNY HATÁSA AZ ALAPSOKASÁGRA AZ MHP-HÉV MINTÁBAN	72
IV. 2. ÁBRA: A SAJÁT SORS KÉZBENTARTÁSÁT KIFEJEZŐ INDEX ELOSZLÁSA 1993-BAN ÉS 1997-BEN.....	82
V. 1. ÁBRA: A PSZICHOLÓGIAI TŐKE ÁTLAGA A KERESETEK ALAPJÁN ÖTÖDÖK SZERINT	96
V. 2. ÁBRA: A PSZICHOLÓGIAI TŐKE ÁTLAGA ISKOLÁZOTTSÁG SZERINT.....	97
V. 3. ÁBRA: A PSZICHOLÓGIAI TŐKE ÁTLAGA ÁLTALÁNOS MUNKATAPASZTALAT SZERINT	98
V. 4. ÁBRA: A PSZICHOLÓGIAI TŐKE ÁTLAGA A KORAI NYUGDÍJASOK ÉS A MUNKAERŐ-PIACON HOSSZAN JELENLÉVŐK KÖZÖTT	99
V. 5. ÁBRA: A PSZICHOLÓGIAI TŐKE ÁTLAGA A SPECIÁLIS MUNKATAPASZTALAT SZERINT.....	100
VI. 1. ÁBRA: A PSZICHOLÓGIAI TŐKE KERESETI HATÁSA B EGYÜTTHATÓKBAN A KÉSLELTETETT MODELLTÍPUS HASZNÁLATÁVAL	106
VI. 2. ÁBRA: A KÜLÖNBÖZŐ MODELLTÍPUSOKKAL SZÁMOLT HATÁSOK NAGYSÁGA	108
VI. 3. ÁBRA: A PSZICHOLÓGIAI TŐKE EGY SZÓRÁSNYI VÁLTOZÁSNAK SZÁZALÉKOS KERESETI HATÁSA.....	109
VI. 4. ÁBRA: A PSZICHOLÓGIAI TŐKE PÉNZMENNYISÉGBEN KIFEJEZETT HATÁSA A MINDENKORI ÁTLAGOS KERESET ESETÉBEN 2008-AS ÁRAKON.....	110
VI. 5. ÁBRA: A PSZICHOLÓGIAI TŐKE EGY SZÓRÁSNYI VÁLTOZÁSNAK SZÁZALÉKOS KERESETI HATÁSA PÁLYAKEZDŐKNÉL ÉS A TELJES NÉPESSÉGBEN	113
VI. 6. ÁBRA: A PSZICHOLÓGIAI TŐKE ÁLTAL OKOZOTT VARIANCIANÖVEKEDÉS MODELLTÍPUSONKÉNT	115
VI. 7. ÁBRA: A 95%-OS KONFIDENCIA INTERVALLUMMAL BECSÜLT STANDARDIZÁLATLAN REGRESSZIÓS EGYÜTTHATÓ A KÉSLELTETETT MODELLTÍPUS ESETÉBEN.....	116
VI. 8. ÁBRA: A PSZICHOLÓGIAI TŐKE EGY SZÓRÁSNYI VÁLTOZÁSNAK SZÁZALÉKOS BÉRHATÁSA A KÉSLELTETETT PERIÓDUS ÉS A KÉSLELTETETT MODELLÉPÍTÉSI MÓDSZEREKKEL.....	119
VI. 9. ÁBRA: A PSZICHOLÓGIAI TŐKE HOZAMA A VIZSGÁLT IDŐPERIÓDUSOKBAN.....	121
VI. 10. ÁBRA: A PSZICHOLÓGIAI TŐKE EGY SZÓRÁSNYI VÁLTOZÁSÁNAK KUMULÁLT HOZAMA ÁTLAGOS KERESET ESETÉBEN 2008-AS ÁRAKON SZÁMOLVA	122
VI. 11. ÁBRA: A KORAI NYUGDÍJASOK ARÁNYA A SAJÁT SORS KÉZBENTARTÁSÁT MÉRŐ INDEX ELOSZLÁSA ALAPJÁN KIALAKÍTOTT HÁROM KATEGÓRIÁBAN	125
VI. 12. ÁBRA: A SAJÁT SORS KÉZBENTARTÁSÁT MUTATÓ INDEX ELOSZLÁSA ALAPJÁN KIALAKÍTOTT HÁROM KATEGÓRIA KOR-KERESETI PROFILJA 2008-AS ÁRAKON.....	126
VI. 13. ÁBRA: A PSZICHOLÓGIAI TŐKE ISKOLÁZOTTSÁGON KERESZTÜL ÉRVÉNYESÜLŐ INDIREKT HATÁSA A TELJES HATÁS %-ÁBAN.....	128
F. 1. ÁBRA: INTERGENERÁCIÓS HATÁSOK A GYEREK (LOGARITMIZÁLT) MUNKABÉRÉRE, ÚTMODELL.....	173
F. 2. ÁBRA: A HÉV MINTA FOLYAMATÁBRÁJA	184
F. 3. ÁBRA: A HÉV ADATFELVÉTEL IDŐBELI MEGOSZLÁSA.....	185

Anikónak

KÖSZÖNETNYILVÁNÍTÁSOK

Doktori értekezésem megírása néhány tudományos felismerés mellett arra is rádőbbsentett, hogy voltaképpen mennyire sok embernek tartozom köszönettel azért, hogy munkám során támogattak, segítettek. Nagyon sokat tanultam Tóth István Györgytől, aki témavezetőként, főnökként, első olvasóként nem csak ennek a dolgozatnak a megírásához, hanem számos más tanulmányom elkészüléséhez is segítséget nyújtott kérdéseivel, észrevételivel, kritikáival és buzdításával. A kutatásom során alkalmazott módszereket és a kutatási technikát kutatási asszisztensként dolgozva mellette tanultam meg, illetve Bartus Tamás segítségével sajátítottam el. Ő tanárként és kritikusként is hozzájárult ennek a dolgozatnak az elkészüléséhez.

Kollégáim közül Gábos Andrásnak, Kolosi Tamásnak, és Sik Endrének köszönhetek sokat. Velük együtt dolgozva sok olyan tapasztalathoz jutottam, amit ennek a munkának a megírásához is fel tudtam használni. Egyetemi tanáraink közül Rosta Gergelyre és Tomka Miklóstra emlékszem vissza szeretettel, nekik köszönhetem, hogy megismertették és megszeretették velem a szociológia tudományát. Végül nagyon sokat köszönhetek feleségemnek, Anikónak. Bátorítása és lelkesítése mellett hálás vagyok neki azért is, hogy munkáimat figyelemmel kíséri, és olvashatóbbá teszi.

Dolgozatom megírásához nyújtott támogatásért köszönet illeti a Rézler Gyula Alapítványt, a Faludi Ferenc Akadémiát, valamint a Tárki Ösztöndíjbizottságot.

I. BEVEZETÉS

I. 1. Kereseti egyenlőtlenségek magyarázata

Társadalmi, és ezen belül különösen a kereseti egyenlőtlenségek magyarázatánál a *humántőke* beruházás elmélete a legmeghatározóbb, és a legtöbb szakértő által elfogadott magyarázótevékeny. A Mincer (1974) által kidolgozott magyarázómodell az egyéni keresetben megmutatkozó különbséget az eltérő iskolai végzettséggel és munkaerő-piaci tapasztalattal magyarázata meg. Azóta is empirikus kutatások egész sora bizonyítja az elmélet empirikus érvényességét (Magyarországra vonatkozóan részletes elemzés olvasható Kertesi-Köllő: 1997; Varga: 1995; a jövedelemre vonatkozóan pedig Tóth, 2005: 187-205). A humántőke beruház modell mögött a tökéletesen versengő munkaerő-piac koncepciója áll (Varian, 2005, Ehrenberg-Smith, 2000), amely feltételezi, hogy mind a munkaadók mind a munkavállalók tökéletesen informáltak, illetve nincsenek tranzakciós költségek. Így a dolgozó munkabére munkateljesítményének marginális hozama.

Ugyanakkor a kereseti egyenlőtlenségek magyarázatakor új paradigmák is megjelentek, amelyek a tökéletes versengő munkaerő-piac felfogást igyekeznek realisztikus környezetbe hozni. Ezek közül az egyik a *társadalmi tőke* elmélet (Coleman 1990, Putnam: 1993, Putnam 2000), amelynek fogalomkészletét Granovetter (1982) fordította le az „empirikus vizsgálhatóság nyelvére”. Az elmélet szerint a „valóságos” a munkaerő-piacon nem teljesül a tökéletes informáltság, ezért a személyes kapcsolathálózatok szerepe felértékelődik. Az elméletnek a kereseti egyenlőtlenségek magyarázására is létezik empirikus alkalmazása (Bartus, 2001).

Dolgozatomban a *pszichológiai tőke* magyarázóerejével foglalkozom. Bowles és szerzőtársai (2001) által kidolgozott elméleti modell abból indul ki, hogy mivel a dolgozó munkabére munkateljesítményének marginális hozamától függ, minden olyan tényező, amely a hatékonyabb (produktívabb) munkára ösztönöz, növeli a munkabért. Az elméleti modell empirikus bizonyítása elsősorban az angol-szász országokban (Egyesült Királyság, Amerikai Egyesült Államok) történt meg. Legjobb tudásom szerint Magyarországon eddig nem született olyan, empirikus evidenciákkal alátámasztott érvelés, amely a pszichológiai tőke munkajövedelemre gyakorolt hatásával foglalkozna. Munkám többek között ennek a hiánynak a betöltésére is szolgál.

A kereseti egyenlőtlenségek magyarázatára használt új, vagy ritkán tesztelt oksági mechanizmusok alkalmazása mellett a legfőbb érv, hogy a standard módon használt magyarázótenyezők (az iskolázottság, a munkaerő-piaci tapasztalat, társadalmi-demográfiai jellemzők, esetleg a kognitív képességeket mérő változók) viszonylag nagy részét (60-70%) magyarázatlanul hagyják a vizsgálandó jelenségnek. A megmagyarázatlan variancia nagysága a munkabér esetében egyébként nem különbözik jelentősen a külföldi (Osborne-Groves, 2005a: 828) és a magyar (Kertesi – Köllő: 1997) adatoknál.

A témám részletes kifejtése előtt szükségesnek látom lehatárolni a vizsgálandó területet. Az értekezésnek nem célja a társadalmi státus fogalmának újradefiniálása. Igaz ugyan, hogy az emberek közti egyenlőtlenségek egy része az eltérő személyes jellemzőikből adódik, témám szempontjából azonban lényegesebb, hogy ezek a tulajdonságok miként magyaráznak más – a társadalom tagjai között szintén egyenlőtlenül eloszló – jellemzőket. Nem vizsgálom ezért azt, hogy a sok lehetséges egyenlőtlenségi dimenzió terében (amelyek közül az egyik tengelyt minden bizonnyal az eltérő személyes jellemzők jelentik) miképpen strukturálódnak az emberek.

Mivel célom a személyes jellemzők okként való meghatározása, nem foglalkozom azzal, hogy az ezekből adódó hátrányok miképpen dolgozhatóak fel. Így dolgozatomból teljesen hiányoznak a pszichológia felé mutató prevenciós vagy terápiás megfontolások¹. És bár a vizsgálandó oksági mechanizmus pszichológiai eredetű, annak vizsgálata során szigorúan szociológiai szempontokra koncentrálok, és a kapott eredményeket nem „ültetem vissza” arra a tudományterületre, ahonnan lényegében „származnak”. Tekintettel arra, hogy dolgozatomban a pszichológiai jellemzőkkel kifejezetten a kereseti egyenlőtlenségek szempontjából foglalkozom, írásomból hiányzik az a vonulat is, amely a tágabban értelmezett hátrányos helyzet kezelésében elsősorban pszichológiai vagy személyes jellemzőkkel összefüggő tényezőket állapít meg. (Erről az elemzési irányról a legfrissebb elemzés A magyar lelkiállapot 2008 [Kopp, 2008] kiadványban olvasható).

Végül dolgozatomban kifejezetten mikro-jellegű összefüggésekkel foglalkozom, bár tudom azt, hogy a széles irodalma van kutatási kérdésem makro oldalról történő vizsgálatának, annak a kutatási iránynak, amely a kultúra és gazdasági fejlettség közötti összefüggést vizsgálja (Tabellini: 2005; Guiso et al.: 2006, Barro et al.: 2003). Meg kell azonban jegyezni, hogy az alkalmazott módszertanban a két kutatási irány között nincsen különbség.

¹ A pszichológiai tőke munkahelyen történő kezeléséről/növeléséről munkaadó és munkavállaló szempontjából részletes szempontrendszer olvasható Luthans és szerzőtársai (2007) könyvében.

I. 2. A pszichológiai tőke iránti igény a munkaerő-piacon

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-képesség*, *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. A következőkben olyan kutatási eredményeket mutatok be, amelyek ezt a – pszichológiai tőke iránti – munkaadói igényt támasztják alá.

A National Employer Survey (a U.S. Census Bureau által lekérdezett) vizsgálat az 1990-es évek elején monitorozta az ipar és szolgáltatások területén a húsz alkalmazottnál többet foglalkoztató vállalatokat. A kutatás egyik célja az volt, hogy segítse a kezdő munkavállalókat az iskolából a munkaerő-piacra történő átállásban. A vizsgálat során ezért megkérdezésre került, hogy a munkaadók milyen szempontok alapján választják ki az alkalmazottakat. A megadott szempontokat 1-től 5-ig terjedő skálán kellett értékelni. Az első két legjelentősebb választási szempont a jelentkező attitűdjei (4,6-os átlag) és kommunikációs képességei voltak (4,2), és az iskolázottság (2,9), illetve a tanulmányi eredmények (2,5) csak a lista végén szerepeltek. Mindezzel összhangban van az is, hogy a munkaadók bevallása szerint alkalmazottaiknak 80%-a felel meg tökéletesen az elvárásoknak. Feltételezhető – mivel a kiválasztási szempont nem elsősorban a jelentkező tudása –, hogy a munkaadónak inkább megéri olyan embert választani, akivel személyesen együtt tud dolgozni, de nem teljesen megfelelő a tudása, mint fordítva (Zemsky – Iannozzi: 1995).

Oliver és Turner (1982) kutatásai igazolják, hogy a munkaadók a munkavállalók képességeibe nem csak a szellemi képzettséget, hanem olyan tulajdonságokat is beleértene, mint például a munkavállaló megbízhatósága, felelősségtudata és önállósága. A szerzők megállapítják, hogy az esetek többségében nem a munkavállalók (fizikai munkások) technikai képességei, hanem temperamentumuk akadályozza az elhelyezkedést.

Cox (1989) emberi erőforrás menedzserektől kérdezte meg, melyek azok a tulajdonságok, amelyeket az interjúk során figyelnek. Mintájába 444 darab vállalat került be (kis és nagyvállalatok egyaránt), az Amerikai Egyesült Államokból és Puerto Ricóból. A

menedzserek többek között tizenhat munkavállalói tulajdonságot értékelték egy hét fokozatú skálán, annak alapján, hogy az mennyire fontos a sikeres jelentkező kiválasztásánál. A lista elején szerepel a lelkesedés (6,27), az érett gondolkodás (6,19), a magabiztosság (6,16) és az érzelmi stabilitás (6,08), míg a lista végére került például a világos karrier célok (5,12) vagy a jó iskolai osztályzatok (4,90) követelménye.

Green, Machin és Wilkinson (1998) tanulmányukat a „skill shortage” jelenség vizsgálatának szánják, amin azt az empirikusan is mérhető fogalmat értik, hogy a munkaadónak miért ütközik nehézségekbe az adott pozíciónak megfelelő alkalmazott kiválasztása. A vizsgálatból kiderül, hogy elsősorban nem a képzettség vagy a technikai tudás hiánya okozza a nehéz választást, hanem a nem megfelelő motivációk és személyes képességek. Itt elsősorban olyan tulajdonságokra kell gondolni, hogy a jelentkező egyaránt képes legyen az önálló és a csapatmunkára.

Az eddigiekben a bizonyos személyes jellemzők iránti munkaerő-piaci igényt a piaci szektorban lévő vállaltoknál mutattam be. Van-e azonban a személyes jellemzőknek hatása az állami tulajdonban lévő munkahelyeken? Itt ugyanis törvényben rögzített bértábla határozza meg a munkabér nagyságát. A jelenleg hatályban lévő Közalkalmazottak jogállásáról szóló 1992-es XXXIII. törvény 66§-ában² megtalálható, hogy abban az esetben, ha a közalkalmazott munkaidejének legalább 10%-ában használja második szakját, illetménye 5%-kal növekszik. További illetménynövekedés jár például az osztályfőnöki munka vállalásáért. A Köztisztviselők jogállásáról szóló 1992-es XXIII. törvény 48§-a³ pedig a nyelvtudásért járó illetménynövekedésről beszél. Ezekre a törvényben garantált többletbérre való aspiráció pedig összefüggésbe hozható bizonyos személyes tulajdonságokkal.

I. 3. A kutatási probléma

Az előző fejezet alapján feltételezhető, hogy léteznek olyan személyes tulajdonságok, amelyek munkabérre „válthatóak” a munkaerőpiacon. Eddigi kutatások sora mutat ki ilyen hatásokat (lásd II. 6.). Magyar adatok elemzésével azonban eddigi tudásom szerint senki nem vizsgálta a kereseti egyenlőtlenségeknek ezt a komponensét. Munkám tehát egyrészt ennek a

² http://net.jogtar.hu/jr/gen/hjegy_doc.cgi?docid=99200033.TV&kif=k%F6zalkalmazott#xcel (letöltés dátuma: 2009. május 26.)

³ http://net.jogtar.hu/jr/gen/hjegy_doc.cgi?docid=99200023.TV&kif=k%F6ztisztvisel%F5#xcel (letöltés dátuma: 2009. május 26.)

hiánynak a betöltését is szolgálja. *Vizsgálni fogom tehát, hogy bizonyos személyes jellemzőknek Magyarországon mekkora hatása van a munkabérekre.*

Írásom azonban két ponton több, mint a témában eddig végzett kutatások pusztá megismétlése. A téma empirikus irodalmát átolvasva úgy tűnik, általános feltételezés, hogy a pszichológiai jellemzők hosszú távon érvényesítik hatásukat a munkabérre. Ennek magyarázatára azonban csak feltevések léteznek, azok empirikus ellenőrzése sokszor elmarad. Súlyosabb problémát jelent azonban az, hogy a hosszú távú hatás vizsgálata során sem fogalmilag, sem az elemzés szintjén nincsen egymástól megkülönböztetve a *hatás* (ugyanazoknak a jellemzőknek időben sokáig követhető hatása) és a *hozam* (egy jellemző életpályán belüli hosszú távú – esetleg göngyölített – hatása). *Munkám során tehát a személyes jellemzők hosszú távú hatásának nemcsak magyarázatát, hanem pontosabb vizsgálatát is ígérem.*

A korábbi kutatások nagy erőfeszítéseket fordítottak arra, hogy bizonyos személyes jellemzők munkaerő-piaci befolyásoktól megtisztított hatását mutassák ki. Miközben azonban igyekeztek elválasztani egymástól okokat és okozatokat, a pszichológiai tőke direkt hatásának vizsgálatára szorítkoztak, és látszólag megfeledkeztek arról, hogy a személyes jellemzőknek *indirekt* hatása is létezik. *Munkám során ezért a személyes jellemzőknek nem csak direkt, hanem indirekt hatását is vizsgálom.*

I. 4. A kutatás helye a téma irodalmában

Munkám során a kereseti egyenlőtlenségek magyarázásában a pszichológiai tőke szerepét emelem ki. Annak érdekében, hogy eredményeim beilleszthetők legyenek a már meglévő ismeretek közé, a szűk értelemben vett témám bemutatása előtt, elhelyezem az általam képviselt kutatási irányt a téma tágan vett irodalmában. Ezért röviden bemutatom a társadalmi rétegződés és mobilitás kutatások szempontjából alapvető modelleket és megközelítéseket.

I. 4. 1. A státus magyarázata

A társadalmi rétegződéskutatások alapkérdése, hogy miért léteznek különbségek a társadalom tagjai között (Kolosi: 1982: 40). A kérdés megválaszolhatósága érdekében először

azt kell definiálnunk, hogy milyen különbségekre vagyunk érzékenyek, és csak ezek után lehetséges a különbségek okinak számbavétele. A társadalmi különbségek definiálásában alapvetően két irányzat különíthető el egymástól. Az egyik a társadalmi különbséget egyszerű, míg a másik komplex módon határozza meg (Kolosi: 1987: 131). Mivel a fogalom meghatározása a szociológiában egyúttal annak operacionalizálását (mérhetővé tételét) is jelenti, különválaszthatunk egymástól egy foglalkozás alapú, illetve egy életstílus alapú megközelítést. A mérhetőség szintjén mindkét megközelítés tartalmaz vertikális és horizontális különbségeket számba vevő tipológiákat.

Lényegesen más kérdéskört jelent az, hogy a társadalmi státusban kimutatható különbségeket mivel magyarázzuk. A magyarázó mechanizmusok azonban szintén két csoportra oszthatóak. Létezik olyan csoport, amely viszonylag kevés, de könnyen hozzáférhető és jól operacionalizálható okokkal magyarázza az egyenlőtlenséget, illetve egy olyan, amely a bonyolultabb oksági kapcsolatok kimutatása érdekében feláldozza a könnyen mérhetőség kritériumát.

Blau és Duncan (1967) státusmegszerzésre vonatkozó klasszikus megközelítése a jól operacionalizálható, egyszerű oksági láncokra példa. Modelljük arra kérdez rá, hogy a foglalkozási mobilitásban a szülői háttér vagy az iskolázottsággal mérhető egyéni teljesítmény bír-e nagyobb jelentőséggel. Technikailag az apa és fiú foglalkozása közti korrelációt bontják fel direkt és indirekt hatásokra. A kimutatott hatások nagyságáról megállapítható, hogy a fiú iskolázottságának foglalkozására gyakorolt hatása a legerősebb, és ettől elmarad az apa foglalkozásának a fiú foglalkozására gyakorolt direkt befolyása. Az apa foglalkozása azonban mind az iskolai végzettség, mind az első foglalkozás áttételével befolyásolja a fiú foglalkozását. Simkus (1981) kutatásai igazolták, hogy a szocialista társadalmakban apa foglalkozásának indirekt – az iskolázottságon keresztül érvényesülő – hatása erősebb, mint a kapitalista országokban.

Róbert Péter (Róbert, 1986: 134) 1982-es magyar adatokon vizsgálta azt az összefüggést, amelyet húsz évvel korábban Blau és Duncan amerikai adatokon mutatott ki. Magyarország viszonylatában megállapítható, hogy az iskolai végzettség hatása mind az első foglalkozásra, mind a jelenlegi foglalkozásra mintegy 15-20%-kal nagyobb, mint az amerikai adatok esetében. A mért különbségben feltételezhetően a két adatfelvétel közti időbeli különbség is közrejátszik.

A híres amerikai szerzőpáros vizsgálata óta a mobilitás kutatások egyik központi kérdése, hogy a *származás* vagy a *teljesítmény* bír-e nagyobb jelentőséggel a státus megszerzésében. Magyar adatokon a származás és teljesítmény foglalkozási mobilitás

szempontjából lényeges hatását, illetve azok nagyságának változását Róbert Péter (2001: 57-83) mutatja be. A két hatásmechanizmus vizsgálatát a szerző a történelmi idő és az egyéni idő szempontjából elemzi. A történelmi idő egy kevésbé iparosodott időszakból egy iparosodottabbba, míg az egyéni idő a fiatalabb életkorból az idősebb korba való átmenetet jelenti. Így mind a származás, mind a teljesítmény esetében elválasztható egymástól a periódus-hatás, valamint az öregedési hatás. A mobilitást befolyásoló két hatásmechanizmus eltérően viselkedik az idő dimenziójában. A származás hatása ugyanis mind az egyéni, mind a történelmi időben csökken, míg a teljesítmény mobilitást befolyásoló ereje nő a történelmi időben, de csökken az egyéni életút során bekövetkezett öregedéssel. Róbert Péter kutatásából egyébként az is kiderül, hogy az 1919 és 1938 között születettek esetében (véltetőleg az esti és levelezős képzés hatására) az iskolai végzettség különösen erősen befolyásolta a státusmegszerzést.

Treiman (1970) iparosodási elmélete adja meg a magyarázatot arra, hogy a történelmi idő szempontjából miért nő a teljesítmény, és miért csökken a származás hatása. Az iparosodottabb társadalmakban ugyanis csökkennek a képzés költségei. Az életszínvonal javulása miatt pedig egyre szélesebb rétegek engedhetik meg maguknak, hogy gyermekeiket iskoláztassák. Az egyéni idő szempontjából azonban mind a származás, mind a teljesítmény hatása csökken, ez pedig azzal magyarázható, hogy az életpálya folyamán lehetőség van olyan tőkéék megszerzésére is, amelyek hatékonyabban befolyásolják a munkaerő-piaci karriert.

Hosszabb részletezés nélkül meg kell említeni, hogy a szakirodalomban koránt sem egyértelmű az iskolázottság mobilitást fokozó hatása. Elsősorban Mare (1981) úttörő gondolatára érdemes figyelni, aki szerint az elért iskolai végzettséget nem önmagában kell vizsgálni, hanem azt mindig az egy fokozattal alacsonyabb végzettséghez érdemes viszonyítani. Így módon vizsgálhatóvá válna az iskolai végzettség nettó hatása, ami bizonyos értelemben független az iskolapadban eltöltött évek számától.

A státusmegszerzés komplexebb modelljeinek létjogosultságát mutatja, hogy pusztán a származás és az iskolázottság bevonásával a társadalmi státusnak – bárhogyan is definiáljuk azt – nagy része megmagyarázatlan marad. A származás (*origin*) és az iskolázottság (*education*) mellett ezért más magyarázó mechanizmusok is számításba jöhetnek. Young az egyéni érdemeket (*merit*) már 1958-ban az intelligencia (*intelligence*) és a teljesítmény (*effort*) összegének tekintette: vagyis megkülönböztetett egy genetikailag örökölt és szorgalommal fejleszthető komponens.

Az örökölt képességek (*ability*) státust magyarázó erejére az ikerkutatások hoznak fel bizonyítékokat, ezzel a nevelés (*nurture*) mellett a genetikailag örökölt kódok (*nature*)

jelentőségére irányítva a figyelmet. Az intelligencia szempontjából például lényegesebbnek tűnik az öröklés, mint a neveltetés. Az egyetétjű ikrek között ugyanis – akik feltételezhetőleg egymáshoz nagyon hasonló génállománnyal rendelkeznek – 0,87, míg a kétetétjű ikrek körében 0,53-as korrelációs együttható mérhető az IQ-szorok között. További bizonyíték, hogy azoknak az egyetétjű ikreknek, akiket külön környezetben neveltek fel, IQ-pontszámai 0,77-es korrelációs együtthatóval kapcsolódnak egymáshoz, míg a csupán hasonló környezetben felnevelt gyerekek (nem ikrek!) IQ-ja közti kapcsolat mértéke 0,23. (Eysenck – Kamin, 1981). Az öröklött képességek egyúttal kereseti hasonlóságokat is jelentenek. A Swedish Twin Registry adatai szerint az egyetétjű ikrek keresete közötti korreláció nagysága 0,363, a kétetétjűeké között 0,166, ami majdnem ugyanakkora, mint a testvérek munkajövedelme közötti kapcsolat, ami 0,174. (Björklund et al.: 2005: 154).

Az egyéni teljesítmény (*effort*) definiálásakor egyre gyakrabban választják el egymástól a megszerzett iskolai végzettséget az azok megszerzéséhez szükséges szükséges motivációktól (Saunders: 1997: 269). Azonos iskolai végzettséggel rendelkezők között ugyanis az igazi differenciát azok a motivációk jelenthetik, amelyek a végzettség megszerzésére ösztönöztek. Saunders (2002) a National Child Development Study adatait elemezve megállapítja hogy, a képességek, a motivációk és az iskolai végzettség hatása a Hope-Goldthorpe-féle foglalkozási skála szórásának megmagyarázott részéből 62%-ot tesz ki (Saunders: 2002:571). Ezzel lényegében azt az állítást fogalmazza meg, hogy a „meritokratikus” magyarázó változók nagyobb jelentőséggel bírnak, mint a származás. A származás foglalkozási státusra gyakorolt hatása egyébként a középosztály esetében a legerősebb: az ide tartozó szülők feltehetőleg megvédik gyerekeiket a lefelé mobilitástól.

A származás, a képességek valamint az erőfeszítések mellett az *adottságok* is szerepet játszanak a státus elérésben. Az adottság specifikálása során külső (fiziológiai) és a belső (pszichológiai) tulajdonságok egyaránt a vizsgálat tárgyát képezik. Hamermesh és Biddle (1993) a szépég keresetre gyakorolt hatását elemzik, és megállapítják, hogy az által átlag alatti kinézet⁴ 5-10%-os hátrányt jelent a fizetésben (kontroll változók bevonása mellett), a szépségért adott jutalom azonban ennél valamivel alacsonyabb. Arra, hogy a szépnek tartott emberek miért keresnek többet, a szerzők nem tudnak egyértelmű oksági mechanizmusokat felhozni. A jó kinézet ugyanis általában olyan foglalkozások választását is jelenti, amelyek esetében a külső megjelenésnek piaci értéke is lehet (például az emberekkel való

⁴ A kinézetet a kérdőívet lekérdezők kódolták.

kapcsolattartás, kommunikáció miatt). Nehéz tehát eldönteni, hogy a szépség esetében munkaadói diszkriminációról van-e szó, vagy pedig egy többlet szolgáltatás megfizetéséről.

Case, Paxon és Islam (2008) a testmagasság és a munkabér között talált pozitív összefüggést. A pozitív kapcsolat azonban főként annak tudható be, hogy a magasabb emberek jobban iskolázottak, és ezért magasabb státusú foglalkozásokban tudnak elhelyezkedni. Nem kizárt ezért, hogy a testmagasságban végső soron a származás hatása érződik, hiszen az összefüggésbe hozható a fiatalkori táplálkozással és egészségi állapottal is.

Titma és Trapido (2002) a Paths of Generation⁵ panel adatállományt használták a rendszerváltás nyerteseinek és veszteseinek magyarázatakor. Nyertesnek tekintették a vállalkozókat, a diplomásokat (professionals), az állami vagy magánvállalatok menedzsereit, és a jelentősebb ingatlanvagyonnal rendelkezőket. A vesztesek közé pedig a munkanélküliek, a mezőgazdaságban dolgozók, és az alsó jövedelmi kvintilisbe tartozók kerültek be. A multinomiális logisztikus regresszióban három típusú magyarázó változó került be: társadalmi háttérváltozók, humántőke beruházások, illetve a motivációkat mérő személyes jellemzők. Azok, akik önmagukat gimnazistaként átlag feletti szervezési képességekkel jellemezték, felül vannak reprezentálva a vállalkozók, a szellemi foglalkozásúak és a tulajdonosok között. Mivel a hatás nagysága a vállalkozók és tulajdonosok között erősebb, mint az iskolai osztályzatokban mérhető teljesítményé, a szerzőpáros ahhoz a következéshez jut, hogy a diákok önjellemezésében olyan vágyak és motivációk keverednek egymással, amelyek húzóerőként hatnak az előrejutásban (Titma és Trapido 2002: 325). Hozzá kell tenni, hogy a vállalkozóvá válásnak fontos, és a többi magyarázó tényezőhöz viszonyítva erős eleme az, ha valaki diákként magas társadalmi pozícióba szeretett volna kerülni. Ebben az esetben szintén a cselekvéseket ösztönző motiváció hangsúlyozása a lényeges.

Tóth (2000) a beállítottságok (takarékoság, kockázatvállalás) szignifikáns, de alacsony hatást mutatta ki az anyagi jólét indexre. Kolosi, Tóth és Keller (2008) eredményei alapján megállapítható: arra vonatkozóan, hogy ki tekinthető a rendszerváltás nyertesének, pozitív hatással van az optimista hozzáállás. Keller (2008a) az értékek és a társadalmi státus kapcsolatát, Keller (2008b) pedig a vallásosság társadalmi státussal való kapcsolatát elemzi.

Mindezekben a magyarázó mechanizmusokon kívül Kolosi Tamás (2006) a *szerencse* modellezésének javaslatát veti fel AOLE modelljében. A felvetés lényege, hogy a szerencse különbözik a meg nem magyarázott véletlen (reziduális) hatásoktól. Az egyéni életpálya alakulást a származástól, képességektől és egyéni törekvéstől függetlenül a szerencse is

⁵ A volt Szovjetunió területén (Észtország, Lettország, Moldávia) végzős középiskolások között végzett longitudinális összehasonlító vizsgálat. A kutatás 1983-ban indult, 2004-ig öt hulláma volt.

befolyásolhatja véletlen találkozások vagy súlyos betegségek formájában. A szerencse azonban makroszinten is jelentkezik: háborúk, történelmi kataklizmák, vagy rendszerváltások egyesek számára új lehetőségeket, míg mások számára félbeszakadt karriert jelentenek.

I. 4. 2. A jelen kutatás elhelyezése a téma irodalmában

Az eddigiekben lényegében két nagyon egyszerű kérdés képezte érvelésem vezérfonalát: mit magyarázunk és mivel magyarázunk. Az elmondottakat grafikusán tehát a következő mátrixban lehet ábrázolni.

I. 1. ÁBRA: A TÁRSADALMI STRUKTÚRA KUTATÁSOK NÉGY TÍPUSA

		Amit magyarázunk	
		Egyszerű	Komplex
Amivel magyarázunk	Egyszerű	A	B
	Komplex	C	D

Az A-val jelölt cellába azok az elemzések tartoznak, amelyek viszonylag egyszerűen definiált státus fogalmat viszonylag egyszerű oksági mechanizmusokkal magyaráznak. Ebbe a típusba jobbra a Blau és Duncan-féle modellen alapuló elemzések tartoznak. A B-vel jelölt cellába sorolt elemzések bonyolult módszertannal, több dimenzió mentén mérik a társadalom tagjai közti különbséget, majd ezeket a különbségeket viszonylag egyszerű oksági láncolattal magyarázzák. Ebbe a típusba tartozik például a Kolosi Tamás (1987) által vezetett rétegződés felvétel.

A szociológiai kutatások túlnyomó többsége vélhetőleg A vagy B kategóriába tartozik. A társadalomtudományi gondolkodás iránya egyébként A-ból B-be, vagy A-ból C-be tartott, mivel vagy a státus mérésének komplexitása, vagy az alternatív oksági magyarázatok képezték a vizsgálódás tárgyát. Viszonylag kevés ezért a D típusba tartozó elemzések száma.

Ez a dolgozat a C típusba tartozó elemzések közé szeretne tartozni, mivel egy Magyarország viszonylatában szinte egyáltalán nem hangsúlyozott oksági magyarázat tesztelésével foglalkozik. A társadalmi státust a viszonylag egzaktul mérhető munkabérrel definiálom, és vizsgálatom tárgyát képi az, hogy erre milyen hatással vannak a személyes jellemzők.

Társadalmi különbségek magyarázata során többen különbséget tesznek két típusú magyarázómechanizmus között. Gurin és Gurin (1970) elválasztja egymástól a szituációs és a pszichológiai elven működő magyarázatokat. Míg az előbbi megközelítés úgy tartja, hogy a pszichológiai és motivációs jellemzőket elsősorban a társadalmi szituáció határozza meg, az utóbbi felfogás szerint azoknak önálló hatásuk is létezik. Veenhoven (2002) objektív és szubjektív magyarázó-mechanizmusokat választ el egymástól, szubjektív jelzőt használva az attitűdalapú magyarázatra. A dolgozatban használandó magyarázat a két tipológia alapján tehát pszichológiai vagy szubjektív magyarázómechanizmus kategóriájába tartozik.

I. 5. Az alkalmazott módszertan és a főbb eredmények bemutatása

A vizsgálat során a Magyar Háztartás Panel (MHP), valamint annak 1992-es mintáját alapul vevő Háztartások Életút Vizsgálata (HÉV) adatait elemeztem. Magyarországon ezek az egyedüli olyan adatbázisok, amelyek alkalmasak kutatási kérdésem megválaszolásához, mert paneladatbázisok, és mert hosszú időszak adatai állnak rendelkezésre. Az egyéni életútból tehát közel másfél évtized vizsgálható ezeknek az adatoknak a használatával.

Az empirikus elemzés során oksági kapcsolatot mutatok ki a saját sors kézbentartásával operacionalizált pszichológiai tőke és a munkabér között. Mivel az oksági kapcsolat nagyon szigorú reláció két jelenség között, részletesen foglalkozom azzal, milyen logikai indokai és feltételei vannak egy ilyen jellegű viszonynak. A pszichológiai tőke *okságának* elemzésekor ezért a hatás lehetséges mechanizmusai különösen fontos szerepet játszanak. Ezek olyan elméleti konstrukciók, amelyek megválaszolják azt a kérdést, hogy *miért* lehetnek a személyes jellemzők kereseti különbségek okai. A *hatékonysági mechanizmus* szerint bizonyos személyes jellemzők a hatékony munkavégzés irányába ösztönözhetik a cselekvést, ezáltal befolyásolva az objektív körülmények alakulását, vagy megteremtve a hatékony munkavégzés ideológiai hátterét. Az *optimizmus mechanizmusa* szerint léteznek olyan tulajdonságok, amelyek egy vágyott, jövőbeli, állapot elérése reményében jelenbeli cselekvésre ösztönöznek, ennek során pedig a sors irányításának, és aktív alakításának a szerepe különösen jelentős. A *munkahelyi kapcsolatok* hipotézise pedig a főnök-beosztott kapcsolat szempontjából fontos személyes jellemzőket veszi figyelembe.

Technikailag három modelltípus, valamint egy ezektől független definíciós megszorítás voltak segítségemre abban, hogy biztosíthassam az okság feltételét, vagyis, hogy egy

eseménynek ne bekövetkezés után tulajdonítsunk magyarázóerőt. A három modell típus valamilyen formában a szimultánitás problémáját kezeli, és a munkaerő-piaci hatásoktól teszik függetlenné a pszichológiai tőkét. A definíciós megszorítás során olyan pályakezdők adatait elemzem, akik *par excellence* nem rendelkeznek munkaerő-piaci tapasztalattal, így pszichológiai tőkéjük definíció szerint független az ilyen hatásoktól.

A legfontosabb eredményeimet előrebozsátva megállapítom, hogy a saját sors kézbentartásával operacionalizált pszichológiai tőke – többváltozós statisztikai elemzés módszerével is kimutatható – *pozitív hatást* gyakorol a munkabérre. A vizsgált index egy szórásnyi változása minden egyéb tényező változatlanóságát feltételezve 3% és 1% közötti többlet bért jelent a vizsgált periódusban. Ez a változás egy átlagos fizetés estében, 2008-as árakon számolva nettó egy-három ezer forintos intervallumban van. Az intervallum középső értékére számítva (1500 Ft) egy átlagos bruttó fizetés esetében mindez 4000 Ft-ot jelent.

A pszichológiai tőke életpályán belüli *hozama* azonban ennél magasabb, mivel ebben az esetben csak a munkaerő-piacon tartósan 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 kézbentartását mérő index értékében bekövetkezett egy szórásnyi változás göngyölítve 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. Megállapítottam továbbá, hogy míg a pszichológiai tőke kereseti *hozamának* nagysága az életpályán belül annál nagyobb, minél hosszabb időszak munkajövedelmét vizsgáljunk, a *hatás* nagysága időben (a kezdeti 1993-as évtől távolodva) változatlan.

A hozam és hatás fogalmának különválasztásán kívül az eddigi kutatási eredményeket tovább gondolva megállapítottam, hogy a vizsgált személyes jellemzőket befolyásolhatja a munkaerő-piaci történet, azok bérhatása mégsem azonos a munkaerő-piaci múlt hatásával, hiszen a munkatapasztalattal *par excellence* nem rendelkező pályakezdők esetében a teljes mintához képest a pszichológiai tőke két-háromszor nagyobb hatást sikerült kimutatni. Kimutattam továbbá, hogy a személyes jellemzők munkabérre gyakorolt indirekt hatása elsősorban az iskolai végzettségen keresztül érvényesül. Ennek nagysága időben előre haladva növekszik, és 2007-ben a személyes jellemzők teljes hatásának csaknem felét teszi ki.

A kapott eredménynek igazi jelentőségét az adja, hogy egy munkaerő-piacon elvárt, de nem materializálható tulajdonság hatását sikerült kimutatni. Az adatelemzés során a pszichológiai tőkét mérhetőnek tételeztem fel, a hatás mechanizmusát pedig logikailag

indokolhatónak. Egy konkrét béralkuban azonban a mind a „mérés” mind az okság „működése” sokkal inkább 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.

I. 6. A dolgozat felépítése

A dolgozatom hét nagyobb részből áll. A bevezető gondolatok után a II. részben elméleti megfontolásokkal foglalkozom. Először elméleti úton indoklom a pszichológiai tőke létezését (II. 2.), majd az oksági elemzés problémáját megvilágítva (II. 3.) vizsgálom, hogy milyen feltételezések mentén tartható az a kereseti egyenlőtlenségek okának, miközben megjelölöm az okság mechanizmusait (II. 4.). Bemutatom a pszichológiai tőke elméleti modelljét (II. 5.) és a modell a korábbi kutatások során kimutatott eredményeket (II. 6.). A téma irodalmának feldolgozása után megfogalmazom hipotéziseimet. Ezek egyrészt a korábbi kutatások során alkalmazott kérdésfeltevések megismétlései másrészt azonban azok tovább gondolása (a hatás hozama, indirekt hatások). Dolgozatom IV. részében a későbbi empirikus kutatáshoz felhasznált adatokat (IV. 2.), mérési technikát (IV. 3.) és statisztikai módszert (IV. 4.) mutatom be. Az V. részben azt tesztelem, hogy a pszichológiai tőkét valóban meghatározzák-e munkaerő-piaci folyamatok, amennyiben ugyanis igen, ezek kiszűrése szükséges. A VI. részben közlöm a kutatásom tulajdonképpeni eredményét. Részletesen foglalkozom a hatás nagyságával, és azt fogalmilag és módszertanilag is elválasztom annak hozamától (VI. 2.). Majd a pszichológiai tőke életpályán belüli növekvő hozamának mélyebb megértése miatt a személyes jellemzők humántőke beruházásra gyakorolt hatását elemzem (VI. 3.). Végül az indirekt hatásokkal foglalkozom (VI. 4.). Az elvégzett munkát a VII. részben összegzem. Itt a kutatási kérdések megválaszolásán túl a kutatásom érdemeiről és hiányosságairól is beszélek, valamint a javaslatokat teszek a későbbi kutatásokat illetően. Dolgozatom végén a függelékben közlök néhány olyan információt, amelyek nem tartoznak szervesen a kutatás fő vonulatához, ugyanakkor árnyalják és részletezik az ott tett megállapításokat.

II. ELMÉLETI MEGFONTOLÁSOK, KUTATÁSI ELŐZMÉNYEK

II. 1. Bevezetés

Ennek a résznek a célja egyrészt a téma elméleti hátterének feltárása, másrészt az eddigi empirikus eredmények összefoglalása. Először amellet érvelek, hogy miért beszélhetünk egyáltalán pszichológiai tőkéről. Miben hasonlít a pszichológiai tőke más tőkefajtákhoz, milyen elméleti koncepciók mentén jellemezhető, illetve a korábbi kutatási gyakorlatban miként operacionalizálták és mérték azt (II. 2.). Ezek után térek rá az oksági elemzés buktatóira (II. 3.) külön is kiemelve az oksági mechanizmusok megjelölésének fontosságát, valamint kitérek az endogenitási probléma ismertetésére. Az okság mechanizmusait részletesen is kifejtem a II. 4 fejezetben. Miután bmutattam, hogy az okság mely mechanizmusai mellett tartható a pszichológiai tőke a kereseti egyenlőtlenségek okának ennek elméleti modelljét is ismertetem (II. 5.). A modell ismeretében a korábbi empirikus vizsgálatok eredményeit összegzem (II. 6.), ahol a vezérfonalat az endogenitási probléma kezelésének alternatívái adják.

II. 2. A pszichológiai tőke

A pszichológia tőke kereseti egyenlőtlenségre gyakorolt hatása mellett a legfőbb érv az, hogy munkateljesítményt vagy munkamorált nagymértékben befolyásolják a személyes képességek (Dunifon – Duncan, 1998; Osborne Groves, 2005a). Olyan egyszerű – és talán első hallásra jelentéktelennek tűnő – momentumokra kell gondolni, mint hogy mennyire pontosan érkezik meg valaki a munkahelyére, milyen intezitással végzi a feladatát, együtt tud-e működni a kollégáival, megbízható-e és lehet-e rá számítani az elvállalt feladatok elvégzésében. Ezek a személyes jellemzők általában nem „igazolhatók” abban az értelemben, ahogyan például az iskolai végzettség, a szaktudás vagy a nyelvtudás bizonyítható.⁶ A

⁶Mindez nagyon megnehezíti például a pályakezdők első munkábaállását. A Fürge Diák Iskolaszövetkezet ezt a problémát felismerve indította meg például a „Dolgozz a jövődért!” elnevezésű karrierprogramot (2009. áprilisától). A program célja, hogy a diákmunkák során olyan HR-szakemberek által hitelesített ajánlólevelet lehessen kapni, amely a pályakezdők részére megkönnyíti az első munkábaállást. Érdemes megfigyelni, hogy a szervezet a honlapján közzétett hirdetésben elsősorban személyes tulajdonságok igazolását tűzi ki célul: „*Célunk*

munkaadónak azonban érdeke, hogy olyan dolgozót alkalmazzon, aki a rendelkezésre álló munkaidőben a legproduktívabban dolgozik. Belátható, hogy a munkavégzés intenzitását csak részben garantálja a szaktudás, és az nagymértékben függ a munkavégzésre való hajlandóságtól vagy szándéktól, illetve a munkabírástól. Mindezeknek a tulajdonságoknak az összességét nevezem pszichológiai tőkének, mert az nagymértékben az emberek személyiségén, értékein, a nevelés során „kapott” viselkedésmintáin múlik.

II. 2. 1. A pszichológiai tőke létezésére vonatkozó elméleti megfontolások

A tőkének már maga a szigorúan vett közgazdaságtani definíciója sem problémamentes. A konszenzusnak ez a hiánya egyébként a tőke összes többi típusának meghatározását is jellemzi (Sik: 2006). Ezért ami maximálisan megtehető, hogy olyan kritériumokat szabunk meg, amelyek definíció szerint jellemzik a tőkét, majd megvizsgáljuk, hogy a különböző tőkedefiníciók mennyiben felelnek meg vagy térnek el ezektől a szempontoktól. Sik (2002: 90) négy ilyen szempontot szerint hasonlítja össze a különböző tőketípusokat. *Elidegeníthetőség* azt jelenti, hogy a tőke eladható, örökölheto, ajándékozható vagy bérelhető. A pszichológiai tőke ebből a szempontból eladható és örökölheto⁷ (itt különösen a nevelés szerepe értékelődik fel), de már nehezebben elképzelhető bizonyos személyes tulajdonságok bérbeadása vagy ajándékozása. A *romlékonyság* azt fejezi ki, hogy egy tőke a használat során mennyire megy tönkre. A pszichológiai tőke ebből a szempontból viszonylag tartós, ellentétben például az inflációnak kitett pénztőkével, ugyanakkor nem lehet azt sem mondani, hogy bizonyos személyes képességek ne változnának, vagy ne lennének megváltoztathatóak. A *rugalmasság* azt mutatja meg, hogy egy tőketípus mennyire sokrétűen használható fel, például egy vagy több termék előállítására alkalmas-e. Ebben a tekintetben már nem lehet egyértelműen válaszolni, hiszen minden attól függ, miként definiáljuk a pszichológiai tőkét. A személyes jellemzők általában sokféleképpen „felhasználhatóak” és „hozamuk” erősen kontextusfüggő (ugyanaz a tulajdonság például egyszerre válthatja ki valakik tetszését és mások rosszallását). Végül a *mérhetőség* szempontjából meg kell állapítani, hogy a pszichológiai tőke közvetlenül nem mérhető, hanem csak becsülhető, ebből a szempontból leginkább a kapcsolati tőkéhez hasonlít. „Mennyisége” szempontjából nagyon lényeges, hogy

olyan diákok foglalkoztatása, akik precízek, pontosak, törődnek a sorsukkal, jövőjükkel, és ezért minőségi diákmunkát végeznek a Fürge Diák szervezésében.” <http://www.kariercsomag.furgediak.hu/> (letöltés dátuma: 2009. június 16, kiemelés tölem.)

⁷ Az örökölhetoiség szempontját az F.3.. fejezetben vizsgálom.

a mérhető fogalmak milyen körére terjesztjük ki a vizsgálatunkat. A pszichológiai tőkére tehát az elidegeníthetőség és romlékonyság szempontjából használható a *tőke* kifejezés, nagy gondok elé állítja azonban a kutatót ennek a típusú tőkének a megmérhetetlensége⁸.

Mint ahogyan a tőke fogalmának általában, úgy sajnos a pszichológiai tőkének sem alakult ki általános átfogó definíciója mindeztáig, sőt maga a kifejezés sem vált egyértelműen „terminus technicusá”. Luthans és szerzőtársai (2007) *pszichológiai tőke* névvel jelölik a dolgozók olyan – komplex módon mérhető – jellemzőit, mint a hatékonyság, optimizmus, remény és rugalmasság. A szerzők az általuk vizsgált személyes jellemzőket a pszichológia tudományterülete felől közelítik meg, és azt bizonyos – adott esetben munkával kapcsolatos – feladatok megoldására vonatkoztatják. Ebből a szempontból lényegesnek tartják a célok világos kitűzését, a kitűzött feladat megoldását (akkor is, ha ez akadályokba ütközik), a siker/kudarccsal való megküzdését, valamint a feladat megoldása során a kitartást és újrakezdést. Hasonlóan – a személyes jellemzők pszichológia tudományterülete felőli értelmezését adja – Goleman (2000), aki az *érzelmi intelligencia* kifejezést használja. Ugyanakkor ennek a típusú intelligenciának munkaerő-piaci – ebben az értelemben tehát pénztőkére konvertálható – változatát is kidolgozza (Goleman: 2004). A szerző öt aspektusát különbözteti el az érzelmi intelligenciánál: megnevezni saját érzelmi állapotunkat, az érzelmek megfelelő kezelése, önmotiváció, mások érzelmeinek olvasása, kielégítő kapcsolatok létrehozása. A témával kapcsolatos szociológiai kutatások fogalomhasználata sem egységes. Vannak szerzők, akik *hatékonyságról* (efficacy) beszélnek (Duncan – Morgan, 1981; Goldsmith et al, 2000a), mások ugyanezt a magyarázóelvet *motivációnak* hívják (Dunifon – Duncan, 1998; Goldsmith et al, 2000b, Titma et al, 2007), megint mások a *személyiség* hatásáról beszélnek (Osborne Groves, 2005a, Osborne Groves, 2005b), ismét mások pedig a *kulturális gyökerekre* hívják fel a figyelmet (Székelyi – Tardos, 1994).

Az empirikus vizsgálatok számára történő operacionalizálás során a fogalomhasználat egészen beszűkül, és főként a Goleman (2000) által önmotivációnak nevezett jelentésre koncentrálódik. Ebben a szűk értelemben a mérés irányába tett erőfeszítések miatt Atkinson (1964) motivációs teóriája bír különös jelentőséggel. Ő elválasztja egymástól a *motívumokat* (egy meghatározott cél elérésére való törekvés) és a *várakozásokat* (egy adott cél elérésének esélyére vonatkozó becslés). A motívumok arra vonatkoznak, hogy egy bizonyos cél elérése érdekében ki, hogyan *viselkedik* (mérhető például a kockázatvállalással, a kemény

⁸ Fontosnak tartom ugyanakkor megjegyezni, a pszichológiai tőkének nincs olyan átfogó elméleti kidolgozottsága, mint a kapcsolati tőkének (Coleman 1990, Putnam: 1993, Putnam 2000), és ennek megalkotása nem volt céltom ebben a dolgozatban. A pszichológiai tőke kifejezést a személyes jellemzők gyűjtőfogalmaként használom.

munkavégzéssel), a várakozások az események *értelmezését*, attribúcióját jelentik. Ez függ attól, hogy egy adott célt mennyire nehéz megvalósítani, illetve, hogy a szubjektum számára mennyire fontos annak elérése. Gurin és Gurin (1970) hozzátesszik, hogy az egyéni várakozásokat erősen befolyásolják a tapasztalatok. Ha valakinek már sikerült megvalósítani valamelyik kitűzött célját, akkor egy következő cél bekövetkezésére vonatkozó várakozásait már pozitívan befolyásolja ez a siker. Természetesen azonban csak abban az esetben, ha a sikert a személyes képességek eredményének tulajdonítja a cselekvő.

A várakozások és motívumok közötti lényeges különbség, hogy a várakozások esetében csak elméleti, gondolati kapcsolatok alakulhatnak ki bizonyos viselkedési módok és azok jelentőségének értelmezése között. Míg bizonyos cselekvések motívumait a személyiség határozza meg, a várakozásokat a cselekvés helyzetének értelmezése befolyásolja. Természetesen a motívumok és a várakozások nem függetlenek egymástól. Attkinson elmélete szerint a két jelenség egymásra épül. Az esetek többségében ugyanis például az, aki fontosnak tartja a kemény munkavégzést, egyúttal úgy is tartja, hogy ha keményen dolgozik, nagyobb eséllyel érheti el a célját. Az empirikus mérés gyakorlatában azonban a motívumok és várakozások (Duncan – Dunifon 1998: 147) szétválasztása nem történt meg. A mért motivációk ezért mindig tartalmazzák az adott szituáció értékelését (várakozások) is.

II. 2. 2. A pszichológiai tőke operacionalizálása és mérése a korábbi kutatási gyakorlatban

Az elnevezésben mutatkozó inkonzisztenciájával szemben nagy konszenzus mutatkozik azonban a pszichológiai tőke *operacionalizálása* tekintetében, mivel ebben az esetben a saját sors kézbentartásával összefüggő önálló problémamegoldó képességre és a jövőbe vetett bizalomra kerül a hangsúly. A pszichológiai tőkét az önmotivációval operacionalizálva az empirikus vizsgálatok igényével léterhozott, konkrétan mérhető skálák egész sora áll rendelkezésre. Ahhoz azonban, hogy megalapozottan állíthassuk, hogy ezek a saját sors kézbentartását mérő skálák ugyanakkor a látens módon létező pszichológiai tőkének az indikátorai a skáláknak legalább három kritériumnak kell megfelelniük: konvergensnek, konzisztensnek és stabilnak kell lenniük (Darity, 1996: 126).

A *konvergencia* feltétele azt jelenti, hogy ugyanannak a jelenségnek a mérésére kifejlesztett skálának ugyanúgy kell klasszifikálnia az embereket. Mivel az empirikus kutatásokban használt skálák lényegében hasonló tulajdonságokat mérnek (problémamegoldó képesség, felelősség a saját sors alakításában, önbizalom, jövőorientáció), vizsgálható az ilyen

jellegű skálák közötti kapcsolat nagysága, amely korrelációs együtthatóban kifejezve nagyságrendileg 0,5 körül van (Scheier et al., 1994: 1066; Pearlin et al., 1981: 354.). A *konzisztencia* feltétele szerint azoknak a kérdéseknek, amelyekből bármely skála felépül, magas korrelációval kell egymáshoz kapcsolódniuk. A kapcsolat mérésére a Cronbach-féle alphát⁹ szokás használni, amelynek értéke 0,8 körül van a vizsgált skálák esetében (Murnane et al., 2001: 317; Székelyi és Tardos, 1994: 54; Scheier et al., 1994: 1075; Andrisani és Nestel, 1976: 158). Végül a *stabilitás* követelménye megkívánja, hogy a mért jelenség időben viszonylag stabil legyen. Azok a vizsgáltak, amelyeknél lehetőség volt a mérés megismétlésére (ugyanazoknál a megkérdezettekénél), 0,5 körüli korrelációt állapítanak meg a két különböző időpontban mért skála között (Andrisani és Nestel, 1976: 161; Murnane et al., 2001: 317.). A közölt együtthatók nagyságából megállapítható, hogy a bemutatandó skálák megfelelnek a felállított három követelménynek.

A saját sors kézben tartásának mérésére kidolgozott skálák bemutatása során az optimizmustól a depresszióig tartó íven haladok, és elsősorban a szociológiai és nem pszichológiai kutatások számára hozzáférhető eszközök jellemzése a célom. Az optimizmus mérésére az empirikus kutatásokban használható skálák egész sorát dolgozták ki. Fontos megjegyezni, hogy az optimizmus esetében nem egy születéstől fogva adott tulajdonságról van szó, hanem egy bizonyos mértékig tanulható hozzáállásról (Seligman: 1991). Ennek jelentősége abban rejlik, hogy az ember képes önmagát pozitív gondolkodásra kondicionálni. Megmutatkozik ez abban, hogy az emberek több pozitív konnotációjú szót használnak, mint negatívát; inkább emlékszenek a jó élményekre mint a rosszakra, és a legtöbben pozitívabban értékelik önmagukat, mint másokat (Matlin, Stang: 1979). Feltehetőleg mindez a túlélés érdekében történik. Az emberek szeretik a kezükben érezni sorsuk irányítását. Ha pedig igyekezetük és cselekedeteik nem a várt eredményre vezetnek, frusztrációt élnek át (Maier, Seligman: 1979).

Természetesen senkivel nem történik meg az, hogy élete folyamán csak sikerek érik, és igyekezete mindig a várt eredményre vezet, ezért értékelődik fel különösen az, hogy ki, miként éli meg a vele történt eseményeket. A *diszpozicionális optimizmus* bizonyos szempontból önkontroll. Carver és Scheier (1981) azokat nevezte optimistának, akik a nehéz, kilátástalan körülmények ellenére is hittek abban, hogy kitűzött céljukat elérik. Ebben az esetben lényegében olyan cél-vezérelt cselekvésről van szó, amely felül tud emelkedni az aktuális körülményeken, és az adott célhoz igazítja a cselekvést. A diszpozicionális

⁹ Cronbach-féle alpha a felhasznált kérdések darabszámának és átlagos korrelációjának a függvénye (maximális értéke 1, minimális 0).

optimizmus mérésére a Life Orientation Test (LOT), illetve annak átdolgozott, és inkább a jövőbeli eseményekre vonatkozó pozitív attitűdöket mérő, változata a Life Orientation Test-Revised (LOT-R) szolgál (Scheier et al: 1994). A LOT-R kérdései megtalálhatóak az F. 1. táblázatban.

Szituáció-specifikus optimizmusról beszélünk, ha a pozitív beállítottság nem általános hajlam, hanem konkrét helyzetekre korlátozódó elvárás. A különbség a diszpozicionális optimizmussal szemben az, hogy a pozitív elvárások ebben az esetben konkrét szituációkra vonatkoznak, és nem az egyén által önmagának kitűzött cselekvési célokból következnek.

Az *attribúciós optimizmus* esetében a *differentia specifica*, hogy miként interpretáljuk a velünk történt eseményeket. Az Attributional Style Questionnaire segítségével végzett kutatások alapján Buchanan és Seligman (1985) azokat tartják optimistának, akik a rossz események okait külsőnek, átmenetinek és specifikusnak tartották, míg pesszimistának azokat, akik belső, állandó és globális okokra vezették vissza a kudarcot. Seligman a kudarcélmények feldolgozásában segítő optimizmus tanulhatóságára hívja fel a figyelmet, és annak ABCDE modelljét is kidolgozza (Seligman: 1991).¹⁰

A tágan értelmezett optimizmus felfogásnak egy szűkebb, de szintén a tulajdonítási elméletekhez kötődő változata a Rotter-féle kontroll (locus of control) skála (Rotter: 1966). 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. A szerző úgy érvel, hogy egyfajta tanulási folyamat során alakul ki az, hogy a világ eseményeit ki-ki hogyan értékeli. Ennek során a helyesnek és adekvátnak bizonyuló megoldási szokások megerősödnek, és olyan rutinokká válnak, amelyek készen rendelkezésre állnak, és az ismerős szituációkban újra és újra használhatóak. A kutatások azt bizonyítják, hogy a belső kontrollal rendelkezők magasabbra értékelik a teljesítményt, jobban koncentrálnak a képességeikre, nagyobb politikai aktivitást mutatnak, mindezzel aktívan alakítva környezetüket, hogy valóban saját szerencséjüknek kovácsai lehessenek. A skála sajátossága, hogy a belső kontrollal rendelkezés alacsony pontszámokat, míg a külső kontroll magas skálapontszámokat jelent. Pearlin és Schooler (1978) hét kérdésből álló önkontroll (world-mastery, vagy mastery scale) kérdéssort

¹⁰ Az optimimista életfelfogásnak – bármiképpen is definiáljuk azt – azonban nem csak előnyei, hanem átvitt értelemben költségei is vannak, mivel az optimizmus bizonyos szempontból a valóságtól elrugaszkodott helyzetfelismerést jelent. Ilyen, a nem reális helyzetfelismerésből adódó hátrányok, amikor a jövőbe vetett irracionális bizalom a konkrét cselekvésben akadályoz.

dolgoztak ki. Ez a kérdéssor a Rotter skálához nagyon hasonló jellegű, arra kérdez rá, hogy az egyének mennyire tartják kezükben sorsuk alakulását. (A rövidített Rotter-féle kérdéssor az F. 2., a Pearlin-féle önkontroll skála az F. 3. táblázatban található.)

A magyarországi empirikus kutatásokba a saját sors kézben tartásának problematikája (locus of control, world-mastery) az elidegenedést és anómiát mérő kérdésekkel került be, a társadalmi integráció vizsgálatának hangsúlyával. Az Andorka Rudolf által négy különböző adatfelvételtől (Andorka 1994: 51) összegyűjtött kérdések az egyéni élet értelmetlenségének érzésére, a haszontalanság érzésre, a perspektívatlanságra, valamint az életcélok összezavarodására kérdeznek rá (Andorka 1994: 55). Maguk a kérdések Andorka felfogása szerint összeegyeztethetőek Seeman (1959) elidegenedés fogalmával¹¹, valamint Srole (Srole, 1956: 712-3) anómia definíciójával.¹² Andorka szerint egyébként Magyarországon az elidegenedettség érzés egyik gyökere a hatalomnélküliség, amiért a totalitárius rendszer is felelősségre vonható. Ez ugyanis „kizárja annak lehetőségét, hogy az ember élete alakulását maga irányítsa, döntéseivel és cselekedeteivel azt befolyásolni tudja.” (Andorka, 1994: 56). Az Andorka által elemzett hat kérdésen túl (Andorka, 1994: 70-2, a kérdések szövegét lásd F. 4. táblázat) a Magyar Háztartás Panel vizsgálatban 1993-ban, 1996-ban és 1997-ben tettek fel anómiát és elidegenedést mérő kérdéseket (lásd F. 5 táblázat): olyanokat, amelyek az egyéni sors irányításával, problémamegoldó képességgel és a jövőbe vetett bizalommal kapcsolatosak.

Rosenberg (1965) az önértékelés (self-esteem) mérésére alkalmas, 10 itemből 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. A tesztkérdések mögött lévő azonos és egységes dimenziót több empirikus kutatás bizonyította (a Cronbach-féle alpha megbízhatósági mutató vizsgálatával), bár újabb kutatások szerint két faktorból álló struktúra rejtőzködik a felhasznált itemek mögött. A Rosenberg által kifejlesztett kérdéssor negatív attitűdökre rákérdező kérései önálló indexként is használatosak

¹¹ Seeman az elidegenedés fogalmának öt alternatív jelentését határozza meg: tehetetlenség (powerlessness), értelmetlenségérzés (meaninglessness) normanélküliség (normlessness), izoláció (isolation), önmagunktól való elidegenedés (self-estrangement). A tehetetlenségérzés kapcsán a szerző kiemeli, hogy az lényegében a saját sors irányításának elvesztése, és mint ilyen, empirikusan jól mérhető a Rotter-skálával (Seeman, 1959: 785).

¹² Srole az anómia öt dimenzióját emeli ki: bizalmatlanság a társadalmi intézményekben, bizalmatlanság a társadalmi rendben, jövőtlenség érzése, az élet értelmetlenségének érzése, a társadalomba való beágyazatlanság (Srole, 1956: 712-3).

(self-denigration index, önleértékelési skála). A Rosenberg féle skála kérdései az F. 6. táblázatban találhatóak.

A szorongás mérésére Spielberger és munkatársai dolgozták ki State-Trait Anxiety Inventory tesztet a STAI-t (Spielberger et al, 1974). A szorongásra hajlamos emberek esetében a szorongás jellemzően önbecsülésüket veszélyeztető szituációkban fokozódik. A tesztet a klinikai pszichológiában is használják, és létezik magyar nyelvű validált változata, amely Sipos Kornél és Sipos Mihály vezetésével készült.

A Beck és munkatársai (1974) által kifejlesztett depressziót mérő kérdéssor (Beck Depression Inventory) szomatikus és pszichés tüneteket vizsgál. A kérdések a környező világ, a jövő és a saját személyiség témakörben mérik fel a megkérdezettek negatív kognícióit. Az eredetileg 21 itemből álló kérdéssornak létezik 13 itemes változata is, amely megbízhatóságát tekintve (a hosszú és rövid kérdéssorral is felvett adatok közti korrelációk alapján) azonosnak tekinthető a hosszabb változattal. Magyarországon Kopp Mária és munkatársai használják kutatásaik során ezt a skálát a magyar lelkiállapot és depresszió mérésére (Kopp, et al.: 1996, Kopp: 2008).

Ebben a fejezetben elsősorban azoknak a tipológiáknak a bemutatására szorítkoztam, amelyek használata a szociológiai kutatásokban elterjedt (pl.: Rotter-féle teszt, Pearlin-féle önkontroll teszt, Rosenberg-féle önértékelés skála), illetve könnyű és egyszerű hozzáférésük miatt későbbi kutatások számára alkalmasak lehetnek (LOT-R, STAI). A bemutatott tipológiáknál jóval több létezik, ezek relevanciája a szociológiai kutatások szempontjából alacsony. Egy részük pszichológiai kutatások számára készült, és viszonylag bonyolult apparátussal mérhető. Ilyen a teljesítmény-motiváció vagy a hatalom-motiváció mérésére McClelland által kifejlesztett French Test of Insight, amelyet Magyarországon Varga Károly (1974) alkalmazott. Illetve az öt nagy személyiség jellemzőt (Big Five) mérő Costa és McCrae (1995) által kifejlesztett NEO PI-R, vagy a harminc kérdésből álló Guilford-Zimmerman Temperament Survey (Guilford, Zimmerman és Guilford: 1976). Másik részük azonban a korlátozott ismertség és nemzetközi használat hiánya miatt esik ki a fő érdeklődési irányból, bár könnyen hozzáférhetők és rövideségük miatt viszonylag olcsón lekérdezhetőek (Ray által kifejlesztett teljesítménymotivációs kérdéssor, Ray: 1979).

II. 3. Az okság problémája

Két empirikusan mérhető jelenség közötti *kapcsolaton* azt értem, hogy a két jelenség nem független egymástól. A kapcsolatnak egy szorosabb formája a *hatás*, vagyis az, ha az egyik változó értékének megváltozása a másik változó értékét is megváltoztatja (V.ö. Kolosi – Rudas, 1988: 22.). Fontos, hogy a hatás esetében mindig úgy érvelek, hogy „*ha X változik, változik Y is*”.¹³ Pusztán adatatelemzéssel nem lehet azonban eldönteni, hogy X okozza-e Y változását vagy fordítva (Taagepera, 2008: 50-1). Az *oksági kapcsolat azért erősebb a hatásnál, mert az okság mechanizmusainak megnevezésével logikailag tisztázva van a hatás iránya*. A társadalomtudományi elemzésekben, amikor két jelenség között oksági relációt feltételezünk, az általában valamilyen külső – közvetlenül az adatokból nem következő – tudásból biztosított, ezért nincsen szükség az okság irányának indoklásra. Például amikor azt mondjuk, hogy „az iskolai végzettség növekedésével növekszik a kereset”, akkor nem kell külön tisztázni az okság természetét, mert az esetek többségében az emberek előbb befejezik a tanulmányaikat, aztán belépnek a munkaerőpiacra. Vagy amikor az apa társadalmi státusában keressük gyermeke társadalmi státusának okát, generációs különbségek miatt nyilvánvaló, hogy a képtelenség lenne az okságot fordított irányból elképzelni. Állításom szerint azonban a személyes jellemzőket jelentő pszichológiai tőke esetében nem ennyire egyszerű a helyzet. Az okság feltételezéséhez ebben az esetben bizonyítani kell a kapcsolat irányát. Előbb logikailag kell megvédeni a feltételezett irányt, majd technikailag kell biztosítani azt, hogy valóban a pszichológiai tőke határozza meg a munkakeresetet és ki kell zárni az ellentétes irányú okságot.

Hempel és Oppenheim (1948) szerint az oksági állításoknak általános törvényekből kell levezethetőknek lenniük. Ebben az értelemben a humán tudományokban nincsen tökéletes oksági magyarázat. Ugyanakkor, mint ahogyan a szerzők azt később bizonyítják, a humán tudományokban azok a teleologikus magyarázatok, amelyek megjelölik, hogy bizonyos eseményeket milyen indítékok vagy motivációk váltottak ki, oksági magyarázatnak tarthatóak. Ennek veszélye azonban, hogy *ex post facto* típusú magyarázatokhoz vezetnek, olyanokhoz, amelyekben a magyarázatként felhozott okokat csak *az események bekövetkezése*

¹³ Meg kell azonban jegyezni, hogy pusztán két változó közötti hatás vizsgálata során mindig felmerülhet, hogy azt valamilyen más – harmadik – változó okozza. Egy harmadik változó felerősítheti (alternatív magyarázat) és el is nyomhatja (szupresszorhatás) a várakozások szerinti hatást (Moksony, 2006: 184.). Körültekintő oksági elemzésnek ezért mindig *többváltozós*nak kell lennie.

után feltételezzük. Mindezek elkerülése érdekében a magyarázatnak általános törvényekből kell következniük (V. ö. Hempel és Oppenheim, 1948: 143-4.).

Elster (1995: 14-5) Hempelre hivatkozva megjegyzi, hogy az események okának meghatározásakor az általános törvényszerűségek hangsúlyozásánál lényegesebb az okság mechanizmusainak tisztázása. Ezek megadása ugyanis egyrészt sokkal dinamikusabb magyarázathoz vezet (a társadalomtudományokban ritkák a minden körülmények között, kizárólagosan bekövetkező események). Másrészt magukra az általános törvényekre való hivatkozás is kifejezhet korrelációt, illetve az általános törvényeket megelőzhetik más mechanizmusok.

Az okság mechanizmusainak megjelölésén kívül Hempel és Oppenheim (1948) az oksági érvelés másik feltételeként azt jelölték meg, hogy ne egy esemény bekövetkezése után tulajdonítsunk prediktív erőt a motivációs magyarázatnak. Nagyon könnyen elképzelhető például az, hogy ha valakitől azt kérdezzük, minek köszönhető, hogy ő gazdag, akkor válasza a saját *vélt* cselekvésének ideologizálása lesz. A pszichológiai tőke hatásának elemzése során például könnyen elképzelhető, hogy bizonyos bérszínvonal felerősíti bizonyos személyes jellemzők gyakoriságát, és a pszichológiai tőke kereseti egyenlőtlenségekre gyakorolt hatása során voltaképpen egy korábbi jövedelmi állapot személyes jellemzőkön keresztül érvényesülő hatását vizsgáljuk.

A problémát statisztikai szintre lefordítva: a pszichológiai tőkét mérő változó nem exogén a munkabérre nézve, hanem endogén. Okait tekintve három tényezőre szokás visszavezetni az endogenitást¹⁴ (Wooldridge: 2002: 50-1). Lehetnek a modellben *kihagyott változók*, részben azért, mert nincsen lehetőség ezeket a modellben szerepeltetni. *Mérési hibáról* akkor beszélünk, ha nem tudjuk kellően pontosan mérni a regressziós modellben szereplő változókat, vagyis, ha az a változó, amelyről adatokkal rendelkezünk, különbözik attól, amelyik feltételezésünk szerint hatással van a függő változóra. A *szimultánitás* esete pedig akkor áll fenn, ha függő és magyarázó változók kölcsönösen meghatározzák egymást (Wooldridge: 2002: 70). Az általam vizsgálandó kérdés szempontjából a legsúlyosabb a szimultánitás. Az endogenitási probléma kezelésének tehát erre kell koncentrálnia.

Az endogenitási problémának a vizsgálatom szempontjából alapvetően két kezelési módja létezik. Mindkét kezelési mód lényegében a Hempel és Oppenheim (1948: 137) által javasolt első számú adekvát logikai feltételt biztosítják, nevezetesen azt, hogy *explanandum* (magyarázandó jelenség) logikailag levezethető legyen az *explanasból* (magyarázó jelenség).

¹⁴ Ha 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 lesz.

Ez a feltétel mindkét kezelési mód esetében az *időbeli konzisztencia* biztosításával érhető el, a gyakorlati megoldás azonban különböző. A feltétel egyrészt biztosítható a megfelelő ökonometriai modell megválasztásával. Ennek több módja lehetséges – amelyekről a korábbi empirikus eredmények (II. 6.) bemutatása során beszélek – közös azonban bennük, hogy a pszichológiai tőkére vonatkozó adatok időben korábbról származnak, mint a kereseti adatok, illetve a korábbi munkaerő-piaci hatások ki vannak szűrve a pszichológiai tőkét mérő indexből. Egy másik lehetőség, amikor a gyerekkorban megkérdezett személyes jellemzők szerepelnek a bérregresszióban (V.ö. Osborne-Groves, 2005a: 831) azért, hogy azokat definíció szerint ne befolyásolhassa a munkatapasztalat. Míg az első esetben valamilyen *technikai* megoldás biztosítja az okságot, a második esetben *definíciós* megszorítást alkalmazunk. Az empirikus elemzés során mindkét kezelési módot használni fogom.

Az okság irányának leegyszerűsítése, ha a személyes jellemzőket pusztán okként fogjuk fel; kutatási kérdésem ugyanakkor ezt a feltételezést tartalmazza. Viszonylag érintőlegesen foglalkozom ezért a fordított irányú oksággal. Az oksági láncolattal, az általam választandó elemzési irányhoz képest, fordítva foglalkozik Pearlin és szerzőtársainak (1981) tanulmánya. A szerzők bonyolult oksági láncolaton keresztül mutatják be (és támasztják alá empirikusan), hogy a munka elvesztése miként fokozza a depresszió kialakulását. Az általuk vizsgált egyik közvetítő mechanizmus szerint a munka elvesztése csökkenti a bevételeket, ezért a megszokotthoz képest alacsonyabb életszínvonalat jelent (az emberek szerepkonfliktusokba kerülnek), ez pedig csökkenti az önértékelést és önbizalmat. Az erodálódó pozitív énkép pedig nagyobb kockázattal teszi ki az egyéneket a depressziónak (Pearlin et al 1981: 345).

II. 4. Az okság mechanizmusai

Az empirikus elemzés során a saját sors kézbentartásával operacionalizált pszichológiai tőke munkabérre gyakorolt hatásának vizsgálatával foglalkozom, és ami ennél még egy lépéssel több: feltételezem, hogy személyes jellemzők *okai* lehetnek a munkabérek nagyságában tapasztalható egyenlőtlenségeknek. Mivel az oksági kapcsolat feltételezése a változók közötti kapcsolat egy nagyon speciális fajtája, előbb fogalmi, majd elméleti tisztázás is szükséges.

Bár empirikus kutatások sora igazolja, hogy a személyes jellemzők nem csak a keresetet, hanem a tágan értelmezett munkaerő-piaci karrier alakulását is befolyásolják, csak sejtéseink és spekulációink vannak arra vonatkozólag, hogy az oksági kapcsolat milyen

mechanizmusokon keresztül teljesül. Az oksági mechanizmusok olyan logikai konstrukciók, amelyek a hatások elméleti működésére vonatkoznak. Ebben a fejezetben az okság lehetséges mechanizmusainak három alternatíváját mutatom be¹⁵ (hatékonysági mechanizmus, optimizmus, és a munkahelyi kapcsolatok mechanizmusa)¹⁶, és témájukat/tudományterületüket tekintve változatos szakirodalmi hivatkozásokkal indoklom ezek létezését. Az egyes okságra vonatkozó feltételezések egymás alternatívájaként nem pedig variánsaiként értelmezendők. Fontos tudatosítani azt is, hogy az oksági mechanizmusok olyan elméleti-logiai konstrukciók, amelyek tiszta formában az empirikus vizsgálatok során nem fordulnak elő.

II. 4. 1. 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 háttérét¹⁷. 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,

¹⁵ Bár elemzésem során kifejezetten mikro-szinten vizsgálom kutatási kérdésemet, fontosnak tartom megjegyezni, hogy az általam felsorolt lehetséges oksági mechanizmusok nem különböznek lényegesen a makro-szintű elemzésekben felsorolt okoktól (Fukuyama, 2001: 3132-3133).

¹⁶ Ehhez a három mechanizmushoz a téma irodalmának áttekinése után, a cikkek, tanulmányok és könyvfejezetek érvelésének rendszerezésével jutottam. Az enyémhez hasonló munkák és kutatások általában nem foglalkoznak az oksági mechanizmusokkal. A hangsúlyt itt nem arra szeretném helyezni, hogy éppen hány darab oksági mechanizmus létezik, hanem arra, hogy ezek léteznek, és az oksági érvelés szempontjából foglalkozni kell velük. A bemutatott három oksági mechanizmuson kívül mások is létezhetnek, sőt az is elképzelhető, hogy a személyiségvonások az adott munkakörre való alkalmasság indikátorai (Osborne Groves, 2005a: 840).

¹⁷ A hatékonysági mechanizmus lényegében levezethető a Weber (1982) által bevezetett hivatás- vagy munkaetika fogalmából (lásd a fejezet későbbi részei).

amelyik legalább munka közben megfelelkezik arról az örökös kérdésről, 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 – »hívás« – 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 hívás kategóriája alá sorolta be, oly módon, hogy e hívás követelményeinek teljesítését az egyén kötelességének érezte” (Weber: 1982: 84).

A hívásnak az a felfogása, amely Luther bibliafordítása kapcsán megjelenik, gyökeresen különbözik a hívásnak korábbi értelmezéseitől. Az a fogalom, amit a német a *Beruf* szóval, az angol a *calling* szavakkal fejez ki, és ami egész életre szóló hivatást jelent, a klasszikus ókorban és a katolikus országokban ismeretlen kifejezés. Maga a kifejezés a „*bibliafordításokból*” származik, mégpedig a fordítónak, *nem* pedig az eredetinek a szelleméből” (Weber: 1982: 90, kiemelés az eredetiben). A Luther előtti bibliafordítók azt a kifejezést, amit Szent Jeromos *vocatio*-nak fordít, *elhívás*nak fordították, és a katolikus bibliafordítók is ebben az értelemben fordították le ezt a szót. A Luther által használt „*Beruf*” kifejezés azonban teljesen világi értelemben vált használatossá, így az *elhívás* az ő fordításában *hivatásként* jelent meg. A hívás kifejezéssel pedig a szónak az evilági kötelesség teljesítés értelme vált hangsúlyossá. Ez a felfogás pedig „megnövelte az evilági, hivatásként végzett munka erkölcsi hangsúlyát és az érte járó vallásos *jutalmat*” (Weber: 1982: 103, kiemelés az eredetiben). Weber gondolatmenete a továbbiakban egyébként kitér arra, hogy a kapitalizmus szellemével való rokonság szempontjából a lutheri értelemben vett hívás fogalmánál nagyobb jelentőségű a kálvinizmus, ahol az evilági érvényesülés és a vallásos aszkézis között olyan viszony jött létre, ami korábban sem a lutheránusoknál, sem a katolikusoknál nem volt megtalálható.

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) megjegyzik, hogy azok a jellemzők, amelyek a sikerhez vezető kemény munkavégzést, illetve a kudarcokat 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).

II. 4. 2. Optimizmus

Az okság egy lehetséges mechanizmusa ezért az optimizmus, ami „olyan kedélyállapot vagy attitűd, amely a társadalmi vagy materiális jövőre vonatkozó elvárásokkal kapcsolódik össze, olyan, amelyet azok értékelője a saját javára vagy örömére tart társadalmilag kívánatosnak” (Tiger: 1979: 18). Az optimizmus lényege, hogy a világot nem olyannak látjuk amilyen, hanem amilyennek lennie kéne. Természetesen az elérendő célok és a vágyott állapot egyéni és társadalmi szinten is változatosak, illetve folyamatos változásban vannak. A nyugati társadalmakban az egyik ilyen társadalmilag elérendő cél a jólét és az anyagi biztonság (Peterson: 2000).¹⁸

Az optimista beállítottság – mivel az egy vágyott, a valósággal nem szükségszerűen egyező világállapotról van szó – ösztönözhet az objektíven jobb körülmények elérésére. Az optimizmus ebből a szempontból egy vágyott, jövőbeli, állapot elérése reményében jelenbeli cselekvésre ösztönöz. Az aktív cselekvés pedig a jelen helyzet kontrollálása és irányítása miatt vezet a jövőben eredményre. Pszichológiai kutatások igazolják¹⁹ (Maier, Seligman:

¹⁸ Elméletileg – és ennek aztán természetesen a konkrét mérés irányába ható következménye is van – az optimizmus levezethető az anómia ellentétéből, illetve egyfajta anti-fatalizmusból.

¹⁹ A szerzők patkánykísérletek során vették észre, hogy azok a patkányok, akik rendszeresen és általuk elkerülhetetlen módon áramütéseket kaptak, akkor sem tettek semmit annak érdekében, hogy elkerüljék azt,

1976), hogy abban az esetben, ha az élő szervezet nem tudja a körülötte lévő eseményeket kontrollálni, akkor függetleníti viselkedését a környezetéből érkező ingerektől. Az így kialakult tanult tehetetlenség (learned helplessness) motivációs, kognitív és érzelmi deficitet is okoz. A jelen helyzet kontrollálása tehát jelenbeli cselekvésre ösztönöz ezáltal pedig jövőbeli eredményekhez vezet. Ezzel szemben a tanult reménytelenség és tehetetlenségérzet gyengíti a motivációkat. Az alulmotiváltság pedig fokozza a környezetből érkező negatív visszacsatolásokat (Seligman: 1991). Banfield (1958: 35) híres esettanulmányában például felhívja a figyelmet arra, hogy az általa tanulmányozott dél-olasz település lakói sokkal kilátástalanabbnak látják a jövőt, és összességében sokkal fatalistábbak, mint az amerikai farmerek. Később a vidék gazdasági elmaradottságát is többek között erre az attitűdre vezeti vissza (Banfield, 1958: 169).

Dunifon és Duncan (1998: 33-4) Atkinson (1964) alapján kifejtik, hogy a motiváció és a jövőre vonatkozó elvárások/várakozások összefüggenek egymással. Mivel a *motivációk* bizonyos jövőbeli állapot elérésére vagy elkerülésére vonatkoznak, feltétel, hogy az egyén higgyen abban, hogy cselekvéseinek/viselkedésének jövőbeli következményei is vannak. Vagyis abban, hogy a jelen cselekvései megalapozhatják a jövőbeli sikerességet. A jövőre vonatkozó *várakozásokat* tehát a jelenben végzett befektetések határozzák meg. Atkinson (1964) arra is felhívja a figyelmet, hogy valamilyen cél elérésére ösztönző motivációk, illetve a lehetőségek és kilátások mérlegelése (várakozások) multiplikatív kapcsolatban van egymással. Minél inkább törekszik valaki arra, hogy sikeres legyen (például a hatékony munkavégzéssel), annál biztatóbbnak fogja látni a jövőt.

amikor már lehetőségük nyílt rá. Az áramütés elkerülésének lehetőségével a kontrollcsoportban lévő állatok – akiket nem befolyásolt a korábbi rossz tapasztalat – kivétel nélkül éltek. A szerzők megállapítják, hogy a tanult tehetetlenség más állatokon, sőt az emberi viselkedésben is tetten érhető (Maier, Seligman: 1976: 9).

II. 4. 3. A munkahelyi kapcsolatok mechanizmusa

A munkahelyen belüli kapcsolatok szintén befolyásolhatják az egyén keresetek alakulását. Weber²⁰ ebből a szempontból elsősorban a főnök-beosztott kapcsolat jelentőségét emeli ki: „Azokban az iparokban, amelyekben a munkások befolyásolhatják a produktivitási eredményeket, a gazdasági konjunktúrákhoz hasonlóan a *társadalmi* konjunktúrák is hatnak a teljesítményre. Különösebb bizonyíték nélkül megállapíthatjuk, hogy a munkás „hozzáállása”, különös tekintettel a vállalkozóhoz fűződő mindenkori viszonyára, befolyásolja a teljesítményt. (Weber: 1988, kiemelés az eredetiben)²¹” Ebben a vonatkozásban elsősorban olyan személyes jellemzőkre kell gondolni, amelyek megkönnyítik az együtt dolgozást. Ebben minden bizonnyal szerepet kap a személyes szimpátia, és az együttműködési készség. Nehéz megmondani azonban, hogy pontosan mely személyes jellemzők szerepe a lényeges. Valószínűleg minden egyes főnök-beosztott kapcsolat más, és mint ahogyan a régi latinok mefigyelték egyaránt érvényesül a „*similis simili gaudet*” (hasonló a hasonlóknak örül) és „*diversos diversa iuvant*” (ellentétek vonzzák egymást) elve.

A másik oldalról a munkahelyi kapcsolatok menedzselését illető érdekérvényesítési képesség szerepe is számottevő. „Mindenütt, ahol a dolgozóknak, vagy a dolgozók többségében van valamilyen szolidaritás-érzés – még ott is, ahol nincs munkahelyi szervezet –, léteznek bizonyos – nemcsak önkéntelen és hangulatfüggő, hanem olykor tudatos és szándékos »fékek«. Ez általánosságban véve az a forma, amelyben megnyilvánul a munkások tudatos és határozott, de szavak nélküli alkudozása és küzdelme a vállalkozóval a teljesítmény árát illetően. (Weber: 1988)»²² Ebből a szempontból a határozottság és céltudatosság

²⁰ Lazarsfeld és Oberschall (1965) összegzik Webernek néhány (hat darab) empirikus szociológiai elemzését, és felhívják a figyelmet arra is, hogy ezekben a vizsgálatokban továbbgondolja azt a *Protestáns etikában* tett megállapítását, hogy nem racionális *érzületek* is tarthatók gazdasági viselkedések okának. Az idézett szerzők felhívják a figyelmet arra, hogy bizonyos tanulmányaiban maga Weber *fogalmazási* különbséget tett a történetileg rekonstruálható értékek és a kérdőíves kérdezési módszerrel vizsgálható attitűdök között. A Protestáns etikában ugyanis az *Anschauung* [szemlélet] és *Gesinnung* [érzület] szavakat használja, míg vannak olyan empirikus elemzései, ahol az *Attitüde* [belső beállítottság] szó áll a cselekvés szubjektíven racionalizálható magyarázataként (Lazarsfeld és Oberschall, 1965: 191-2). Bár a fogalmi szétválasztás nagy módszertani jelentőséggel bírna, Weber nem volt elég következetes a fogalmi differenciálásban.

²¹ Wie die ökonomischen, so wirken auch die *sozialen* Konjunkturen in denjenigen Industrien, welche den Arbeitern die Beeinflussung des Produktionsergebnisses gestatten, auf die Leistung. Daß die »Gesinnung« der Arbeiterschaft und insbesondere ihre jeweiligen Beziehungen zum Unternehmer die Leistung beeinflussen, wird, freilich ohne exakten Nachweis, sehr bestimmt berichtet.

²² Das »Bremsen«, nicht nur das unwillkürliche, stimmungsmäßige, sondern das bewußte und absichtsvolle, findet sich auch beim Fehlen aller gewerkschaftlichen Organisation überall da, wo irgendwelches Maß von Solidaritätsgefühl in einer Arbeiterschaft oder doch einem hinlänglich bedeutenden Teil ihrer existiert. Es ist vielfach, ganz allgemein gesprochen, die Form, in der eine Arbeiterschaft, bewußt und hartnäckig, aber wortlos, mit dem Unternehmer um den Kaufpreis für ihre Leistung feilscht und ringt.

tulajdonságai bírnak különös jelentőséggel, és az az érdekérvényesítési képesség, amellyel a dolgozó saját szempontjait képviselni tudja.

Azok a személyes képességek egyébként, amelyeket bizonyos pozíciókban a munkaerőpiacon felértékelnek, nem feltétlenül „valós” képességek, elegendő, ha csak a társas környezet gondolja úgy, hogy valaki rendelkezik bizonyos személyes képességekkel. Anderson és Kilduff (2009) például kimutatják, hogy az emberek azokat fogadják el főnökeknek, akik jól beszélnek, és sok ötletük van. Függetlenül attól, hogy ezek az emberek nem minden esetben rendelkeznek azokkal a mentális képességekkel, amelyeket a többiek gondolnak róluk. Mindenképpen utalni kell ezen a ponton Machiavellire, aki szerint a fejedelem feladata, hogy uralma megőrzése érdekében a környezet által nagyra értékelt tulajdonságokat *mutasson*, függetlenül attól, hogy ezekkel a tulajdonságokkal *valójában* azonosul-e (Machiavelli: 1978).

II. 5. 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 kibővítése²³. Maga a modell azon a koncepción alapul, hogy a képzettségen és munkatapasztalaton kívül a személyes jellemzők (ezeket nevezem *pszichológiai tőkének*) 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 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).

²³ Maguk a szerzők a modellt viselkedési modellnek nevezik.

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 ösztöntő-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.

Az elmondottakat formalizálva a modell főbb feltevései a következő formában foglalhatóak össze.²⁴

- Az egyéni munkateljesítményt (P), a munkaadó szempontjából három tényező határozza meg: a ledolgozott munkaórák (h), a képességek (c) és az erőfeszítések (e). $P = f(h, c, e)$
- Az egyéni képességek (c) az adottságok (i) és az iskolázottság (s) függvénye, ahol szerepe van a két változó együttes hatásának is. $c = f(i, s, i \times s)$

²⁴ A használt jelölések eltérnek a szerzők által használt formalizációtól.

- A munkavállaló erőfeszítése (e) függ a munkabértől (w), a munka elvesztésének költségétől (z), illetve a munkavégzést ösztönző tulajdonságoktól (a). $e = f(w, z, a)$
- Az egyéni teljesítményt ösztönző-fokozó tulajdonságok (a) annak függvényében növelik a hatékonyságot, hogy azok mennyire fokozzák a saját teljesítményt (m), illetve mennyire gátolják a többi dolgozó teljesítményét (b). $a = f(-b \times m)$.

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).

Bowles és szerzőtársai által definiált modellel szemben alternatív magyarázatként felhozható, hogy nem a személyes jellemzők fokozzák az emberi produktivitást, hanem a munkanélküliségtől való félelem (Darity és Goldsmith, 1996: 125). A munkanélküliség munkára ösztönző hatásáról azonban meg kell jegyezni, hogy annak a munkaerő minőségét rontó költségei is vannak. A munkanélkülivé válás csökkenti az önértékelést, növeli a depresszió kockázatát, ami közvetlenül csökkenti a motivációkat, így az ismét munkába állásra vonatkozó motivációkat is. Mindennek következtében a munkanélküliekben könnyen kialakulhat a tanult tehetetlenség. Az alulmotivált és rossz pszichológiai egészségű munkavállalók számának növekedése két következménnyel is járhat. Egyrészt előidézheti a munkaerő iránti kereslet szűkülését, másrészt a munkanélküliséggel nem sújtottak produktivitását csökkentheti az, hogy szemtanúi a munkanélküliek egyre rosszabb állapotba kerülésének – arról nem is beszélve, hogy a munkanélküliséggel összefüggő pszichológiai egészségromlás kezelésének költsége az ő munkabérükből kerül levonásra (Darity és Goldsmith, 1996: 132).

További kérdésként merül fel, hogy vajon a keresetre gyakorolt hatás tekintetében a személyes jellemzők összekapcsolódhatnak-e a humántőke beruházás (a képzettségben mérve) hatásával. Goldsmith és szerzőtársai (2000b) olyan bérregressziós modellt tesztelnek, amelyben a magyarázó változók között a személyes jellemzők és a humántőke beruházás külön-külön is szerepelnek, valamint az interakciójuk is. Összesen 24 interakciós együtthatót

becsülnek, amelyből hat bizonyult szignifikánsnak. Az eredményeket értelmezve a szerzők megjegyzik: gyenge bizonyítékokat találtak a két vizsgált tényező együttes hatására (Goldsmith et al, 2000b: 127).

II. 6. Korábbi empirikus vizsgálatok eredményei

Személyes jellemzők bérhatásának vizsgálatakor nem elegendő pusztán a többváltozós elemzés. Pusztán adatelemzéssel ugyanis nem lehet észrevenni ok és okozat közötti különbséget, ezért elméleti-logikai „fogódzók” keresésén túl (II. 3.) szükségesek bizonyos módszertani segítségerek (ezeket később a IV. 4. részben mutatom be). Az empirikus elemzés módszertani apparátusának helyes megválasztása előtt azonban a megfelelő adatok kiválasztása szükséges, és itt – később részletezendő okok miatt (IV. 2.) – kizárólag az olyan adatállományok jönnek szóba, ahol ugyanarról a megfigyeltről több időpontban áll rendelkezésünkre mérés (panel adatállomány). A téma empirikus irodalmában a személyes jellemzők munkabérre gyakorolt oksági hatásáról keresztmetszeti adatok alapján is következtettek (Turner és Martinez:1977; Nyhus és Pons: 2005; Semykina és Linz: 2005; Gelissen és de Graaf: 2006), ezeket az empirikus eredményeket azonban a továbbiakban nem részletezem.

Ebben a fejezetben azoknak a korábbi empirikus vizsgálatoknak az eredményeit mutatom be, amelyek a pszichológiai tőke kereseti egyenlőtlenségekre gyakorolt hatását panel adatok alapján vizsgálták. Mivel a magyarázott jelenség szempontjából a humántőke beruházás bizonyult eddig a legjelentősebb magyarázóelvnek, a II. 6. 1. fejezetben bemutatom Mincer humántőke beruházás modelljét. A II. 6. 2. fejezetben foglalkozom azokkal a korábbi kutatásokkal, amelyek a pszichológiai tőkét az *önmotivációval* operacionalizálják, és ennek mérésére valamilyen standard skálát használnak fel (Rotter skála, Rosenberg-féle önértékelés skála, Pearlin-féle önkontroll skála). Ezek az elemzések egytől egyik a humántőke beruházás kibővített modelljeként értelmezendők. Az összefoglaló vezérfonalát az adja, hogy egyes elemzések miként biztosítják a változók közötti ok-okozati kapcsolatot (endogenitási probléma). A II. 6. 3. fejezetben a nem kifejezetten a saját sors kézbentartását mérő skálák munkabér hatását elemző vizsgálatokkal foglalkozom.

II. 6. 1. A humántőke beruházás modellje

Mincer (1958) alapmodellje szerint az iskolai végzettség megszerzésének költsége abban érvényesül, hogy a diákoknak kieső keresete keletkezik, ahhoz az állapothoz képest, ha tudásukat és tanulásra fordított idejüket a munkaerőpiacon értékesítenék. Az iskolázottság szerint eltérő kereseti szintek ezért magyarázhatóak az iskolázottságra fordított beruházások megtérülésével. Mivel az alapmodell szerint az egyének életpályája azonos hosszúságú és nem függ a jövedelmi helyzettől, ezért az iskolapadban eltöltött idő megrövidíti a kereső tevékenységre fordítható időt. Az iskolázottabbaknak tehát rövidebb idő alatt kell behozniuk az iskolázatlanabbak bérelőnyét.

Mincer (1962) később a modelljét továbbfejleszti abba az irányba, hogy a humán tőke beruházására fordított időt két részre bontja, egyrészt a formális iskolai képzésre, másrészt az informális „inasévekre”. Ez utóbbi a saját tapasztalatból való tanulást jelenti (learning from experience), és jellemzően már valamilyen munkahelyen történik (on-the-job training). Lényeges azonban, hogy a tanulási időhöz a kieső keresetek szempontjából hozzá kell számolni az úgynevezett „inaséveket” is, mivel ezen idő alatt a „tanonc” majdani fizetése töredékét keresi. Mincer (1974) később empirikus elemzések során is hangsúlyt fektetett arra, hogy a humán tőke beruházás szempontjából elkülönítse egymástól az iskolában (formális és informális) történő, illetve az iskola utáni tőke beruházásokat (munkatapasztalat; az életkor és az iskolában eltöltött idő különbségével operacionalizálva). Ez azért is szükséges, mivel empirikusan is igazolható, hogy azok a kevésbé iskolázott emberek, akik korábban léptek be a munkaerőpiacra és ott megfelelő munkatapasztalat birtokába jutottak, magasabb keresettel rendelkeznek, mint a munkaerőpiacra belépő, magasabb iskolai végzettséggel rendelkező kortársuk (Mincer, 1974: 47)²⁵.

²⁵ A kereset eloszlásának életkor és iskolázottság szerinti metszete alapján megállapítható, hogy a magasabb iskolázottság magasabb keresetet jelent, valamint az iskolában megszerzett képességek keresetet befolyásoló hatása a munkatapasztalat emelkedésével nem változik (egymással párhuzamos görbék). A munkatapasztalat növekedésével emelkedik a munkabér nagysága. Az átlagos éves kereset életkor és iskolázottság szerinti metszete konkáv, vagyis az idő múlásával emelkedő kereset egy pont után (55-60 év között, illetve 45-50 év munkatapasztalat után) csökkenni kezd. Ugyanez a mintázat azonban nem jellemző heti keresetre. Minden bizonnyal tehát az év során ledolgozott hetek számának csökkenése adja az éves kereset fordított U alakú ívét (Mincer, 1974: 70).

II. 6. 2. Az önmotiváció kereseti hatása

A pszichológiai tőke bérhatását bemutató empirikus eredmények részletezése előtt meg kell jegyezni, hogy a hatás létezésére vonatkozóan a témával foglalkozó első publikációk szkeptikusak (ez a tudományos szkepszis ugyanakkor mára teljesen megszűnt²⁶). Morgan (1974) a PSID²⁷ első öt évének adatait használva kimutatja, hogy a Rotter-féle indexnek nincsen hatása az anyagi helyzetre, sem annak változására. Hasonló eredményekre jut Morgan (1976), valamint Duncan és Hill (1975).

II. 6. 2. 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, méghozzá úgy, hogy az oknak (*explanans*) tartott személyes tulajdonságok időben egy korábbi adatfelvételtől származnak, 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 NLS 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 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 változatlanlanságát 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

²⁶ A téma egyik fő kritikus – Duncan – is elismeri a hatás létezését (Duncan és Duncan 1998).

²⁷ Az adatállományok részletes bemutatása ebben az esetben éppúgy mint a továbbiakban bemutatásra kerülő kutatásokban az F.1. függelékben található.

eredményeit mutatja be, amelyek közül három tartozik a *késletett 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 órabérre 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 „kifizetődő” a belső kontroll. A munkaerő-piaci jellemzők 1971-es szintjét magyarázó modellek ugyanis a pszichológiai tőke szignifikáns hatását mutatják, a feketék foglalkozási státusát magyarázó modellek kivételével (Andrisani 1977: 322).

Murnane és szerzőtársai (2001) az NLSY adatain végezték el elemzésüket. Az elemzésbe összesen 1448 férfi adatai kerültek 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 skálával mérve) szerepeltek. Minden magyarázó változó standardizálva volt, a Rosenberg-skála pedig még a standardizálás előtt függetlenné lett téve az életkortól. A szerzők összesen öt modell eredményeit mutatják be. Minden modellben szerepelt a faji hovatartozás, év dummyk, 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 PSID 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 pszichológiai tőke mérésére használtak még egy 1972-es adatfelvételtől 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 két pszichológiai jellemző (az iskolázottság nélkül) együtt 20%-ra, míg az iskolázottság (a pszichológiai jellemzők nélkül) 21%-ra emeli a magyarázott varianciát (Dunifon és Duncan, 1998: 40). A szerzők azt is megállapítják, hogy a személyes jellemzőket a munkabér nagysága is befolyásolja. Abban az esetben, amikor a magyarázó változók közé bevonják az 1968-1972 közötti átlagos munkabért, a külső/belső kontrollhoz tartozó standardizált regressziós együttható értéke 0,13-ról 0,08-ra csökken. Kisebb csökkenés mutatható ki a kihívás/kapcsolat skála hatásában, az ugyanis 0,07-ről 0,06-ra csökken (Dunifon és Duncan, 1998: 41). Végül a szerzők felvetik, hogy a pszichológiai tőke kereseti hatása hosszú távon érvényesül. Ennek egyik oka lehet az, hogy a munkaadónak időbe kerül a munkaadó személyes képességeinek megállapítása, valószínűbb azonban az, hogy a hatékony

munkavégzésre ösztönző jellemzők egyúttal segítenek olyan képzettségek megszerzésében (munkahelyi képzések), amelyek hosszú távon magasabb munkajövedelemhez vezetnek.

Osborne Groves (2005b) a gyerekkorban mért külső/belső kontroll Rotter-skálával mért hatását vizsgálta az NLS egyik férfiakkól 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). Ennek a kutatásnak az eredménye alapján megállapítható, hogy a gyerekkorban mért személyes jellemzők a munkabér szempontjából nagyobb magyarázóerővel bírnak, mint az életpálya későbbi szakaszában mért pszichológiai tulajdonságok. Pusztán csak a személyes jellemzők bevonása a kibővített humántőke modellhez képest 3,5%-kal növeli a magyarázott varianciát.

Az eredményeket összefoglalva a következő megállítások tehetők. A *késleltetett modell* típus esetében a pszichológiai tőke keresetre gyakorolt hatását kifejező standardizált regressziós együttható értéke (B) abszolút értékben 0,1 alatt van (lásd II. 1. táblázat). Andrisani 1976-os és 1977-es kutatási eredményeit összehasonlítva elmondható, hogy a *késleltetett modell* típus esetében, ha nő az időbeli távolság a saját sors kézbentartást mérő index és a kereset-adat között, akkor a személyes jellemzők munkabérre gyakorolt hatása csökken. Székelyi és Tardos (1994) – később részletezendő – kutatása ugyanakkor nem erősíti meg azt, hogy a bizonyos attitűdkérdésekkel mért személyes jellemzők bérhatása időben előre haladva csökkenne. A *késleltetett periódus* modellépítés esetében azonban Dunifon és Duncan (1998) eredményei azt mutatják, hogy minél hosszabb a vizsgált időperiódus, a pszichológiai tőke hatása annál nagyobb²⁸. Végül megállapítandó, hogy a *késleltetett modell* típusban a saját sors kézbentartását mérő indexszel operacionalizált pszichológiai tőke éves keresetre gyakorolt hatása kisebb, mint ugyanennek a magyarázóelvnek az órabérekre kifejtett befolyása. Ez feltehetőleg azért lehet, mert az alacsony óraszámú dolgozóknál is számít a személyes jellemzők hatása, ennek a csoportnak azonban értelemszerűen alacsonyabb az éves keresete, mint a magas óraszámú dolgozóknak.

²⁸ A hatás időbeli változásáról kapott ellentmondó empirikus eredmények feloldására a *hatás* és *hozam* fogalmak bevezetését javaslom (lásd: III.)

II. 6. 2. 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. Mivel az egyik magyarázó változó (x) korrelál a hibataggal (u), 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 instrumentális²⁹ 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 felvetése szerint a munkabérek alakulására nem csak a humántőke beruházások vannak hatással, hanem a pszichológiai tőke is befolyásoló erővel bír. Ezek elsősorban olyan személyes jellemzők, amelyek hozzájárulnak a produktivitáshoz, ilyen lehet például az önkép, a munkára vonatkozó attitűdök, etikai orientációk, vagy az általános értelemben vett világlátás (Goldsmith et al., 1997: 815). A szerzők a pszichológiai tőke mérésére végül 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.

²⁹ 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.

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 pszichológiai tőke 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 (2000a) egy másik tanulmánya a Mincer (1958) által felállított bérregressziós modellt a hatékonyság (Pearlin-féle önkontroll skálával mérve) bevonásával bővíti tovább. Elemzésüket szintén az NLSY állományon végzik. Feltételezésük szerint a bér nagysága az emberi tőke beruházások, az erőfeszítések és demográfiai tényezők függvényeként írható fel³⁰ (Goldsmith et al., 2000a: 368-9). Az egyenletben az erőfeszítések azonban nem tekinthetők exogénnek, mivel azokat az oksági láncolat egy korábbi fázisában meghatározta a munkabér³¹. 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 értelmezhetők, 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 munkahelyen³² (Goldsmith et al., 2000a: 364-7). Végül a hatékony munkavégzés megfizetése a tényleges és a prediktált béradat különbsége³³. Az erőfeszítésekre felírt végső egyenletben tehát a bérregresszió reziduálisa szerepel.³⁴ Mivel nemcsak a bér az erőfeszítésre, hanem az erőfeszítés a bérré nézve is endogén, ezért a bér egyenletben az erőfeszítés becsült értéke szerepel³⁵ (Goldsmith et al., 2000a: 369).

Megállapítják, hogy a hatékonyságért járó munkabér fokozza a hatékonyságot mint személyes tulajdonságot (Goldsmith et al 2000a: 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

³⁰ $W_i = \alpha(E_i) + \beta(H_i) + \gamma(X_i) + \varepsilon_i$, W_i = bér, E_i = erőfeszítés, H_i = humán tőke, X_i = demográfiai jellemző, ε_i = hiba

³¹ vagyis E_i korrelál ε_i -vel

³² $E_i = \omega(WEF_i) + \psi(C_i) + \chi(S_i) + \nu(A_i) + \mu_i$, E_i = erőfeszítés, WEF_i = a hatékony munkavégzésért járó bér, C_i = a munkahely elvesztésének költsége, S_i = szülői nevelés hatása, A_i = a munkavégzés ellenőrzése, μ_i = hiba

³³ $WEF_i = W_i - \hat{W}_i = \varepsilon_i$, WEF_i = a hatékony munkavégzésért járó bér, W_i = bér, $\hat{W}_i$ = becsült bér adat. Mivel $W_i = \hat{W}_i + \varepsilon_i$, WEF_i a bérregresszió reziduálisa.

³⁴ $E_i = \sigma(\varepsilon_i) + \zeta(C_i) + \rho(S_i) + \pi(A_i) + v_i$

³⁵ $W_i = \delta(\check{E}_i) + \theta(H_i) + \kappa(X_i) + \kappa_i$, $\check{E}_i$ = a becsült erőfeszítés, mivel $E_i = \check{E}_i + \mu_i$

munkavégzés, pozitívan befolyásolja a béreket, illetve a menedzseri pozíciót betöltő egyének esetében van a leginkább anyagilag honorálva a hatékonyság.

Osborne Groves (2005a) a NLSYW 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 al minta 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 bér adatokból adódó szelekciós torzítást a Heckman 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 a pszichológiai tőke hatása a többi magyarázó tényező mellett is kimutatható-e.

Az eredmények azt mutatják, hogy a Rotter-féle külső/belső kontroll szignifikáns hatást gyakorol a munkabérre. 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 a munkabért. A magyarázott varianciát a kibővített humántőke modellhez képest 1-1,5%-kal növeli a pszichológiai tőke bevonása.

Ebben a modell típusban is abszolút értelemben 0,1 alatti a vizsgált hatás nagysága (V.ö. II. 1. táblázat). Goldsmith (1997) ennél magasabb hatást mutat ki, de ő (lényegében) keresztmetszeti adatokra alkalmazza a 2SLS módszerét, és feltehetően ez lehet a forrása a felfelé kiugró értéknek. Osborne Groves (2005a) eredményei lehetőséget adnak a *késletett periódus* és a 2SLS modellek eredményeinek összehasonlítására. Az összehasonlítás azt mutatja, hogy a két hatás nem különbözik egymástól jelentősen, hozzá kell azonban tenni, hogy a minta némiképpen eltérő volt a két esetben. Részben ezért is, véleményem szerint a modell típusok egymással való összevetése alaposabb munkát igényel (lásd VI. 2. 1. 3.).

II. 6. 2. 3. A kereset változásának magyarázása

A kereseti változások vizsgálata (*first difference model*, továbbiakban *FD*) 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. Mindazonáltal ebben az összefoglalóban bemutatom az ide vonatkozó legfontosabb empirikus eredményeket, ugyanakkor, *saját empirikus kutatásomban, mind a téma irodalmától, mind az FD modelltől eltérően definiálom majd a kereseti változás modelltypust*. Az endogenitási probléma kezelésére ugyanis szerencsésebb ezt a modelltypust olyan módon meghatározni, hogy a kontrollváltozók között az előző ($t-1$) év béradata is szerepeljen (V.ö.: Székelyi és Tardos: 1994). Így ugyanis kontroll alatt tartható a pszichológiai tőkét érő korábbi munkaerőpiaci hatások.

A *kereseti változás* modelltypus használata (amely valójában a kereseti mobilitás elemzésére vonatkozik) a téma szakirodalmában elsősorban Andrisani nevéhez köthető. Andrisani és Nestel (1976) a *késletett modellalkotás* fejezetben már említett tanulmányukban hat olyan modell eredményeit mutatják be, ahol a függő változó változást fejezett ki³⁶ (az

³⁶ A keresztmetszeti adatokat használó modelljeikben a függő és a magyarázó változó azonos évből származott (1969 vagy 1971). Eredményeik azt mutatják, hogy a belső kontrollal rendelkezők (azok, akik sorsuk alakítását

anyagi helyzet megítélésének változása, foglalkozás változása, munkanélküliség, munkabér változása – órabér és éves munkabér –, munkával való elégedettség változása). A vizsgált időszakban a belső kontrollal rendelkezőknek nagyobb eséllyel mozdult el felfele a keresete, illetve felfelé változott a munkával való elégedettségük is. Ez a csoport egyúttal nagyobb gyarapodást is várt a vizsgált időszakban. A tanulmány második része a személyes jellemzők változását vizsgálja, és azzal az eredménnyel zárult, hogy a foglalkozási és kereseti mobilitás, illetve a munkaerőpiacra történő visszalépés egyaránt a belső kontroll növekedését eredményezte.

Andrisani szintén már idézett, 1977-es tanulmányában a változást vizsgáló modelleknél is megállapítja, hogy a Rotter-féle külső/belső kontrollt mérő skála szignifikánsan befolyásolja az bérek és ezen túlmenően a foglalkozási státus változását. Duncan és Morgan (1981) a PSID adatait elemezve ismétlik meg Andrisani (1977) NLS adatokat használó elemzését. Felállított modelljük a munkabér (órabérben számolva) kettő, illetve négy éves időszakra vonatkozó változását magyarázza a Rotter skálához nagyon hasonló kérdéseket tartalmazó Douvan és Walker által kifejlesztett kérdéssorral. Eredményeik szerint a kétéves időszakra vonatkozóan a pszichológiai tőkének nincsen szignifikáns kereseti hatása (szemben Andrisani: 1977 által közölt eredményekkel). Négyéves időszakra vonatkozóan azonban sikerül kimutatniuk hatást, de csak a fehér férfiak esetében. Itt a belső kontrollal rendelkezés pozitívan befolyásolja a munkabért. A szerzők azonban szkeptikusak a kapott eredményekkel szemben. Bár szerintük az oksági jellegű kapcsolat hihetőségét támasztja alá az, hogy a személyes jellemzők csak hosszú távon hatnak, mégis úgy vélik, a modellbe be nem vont egyéb változók és nem a belső tulajdonságok okozzák a kimutatott hatást (Duncan és Morgan. 1981: 654).

A pszichológiai tőke kereseti mobilitásra gyakorolt hatása magasabb, mint az annak szintjére gyakorolt hatás. Ennek indoklása azonban a téma irodalmában kidolgozatlan. Lehetséges, hogy a motivált emberek intenzívebben keresik a számukra ideális – jól fizető – munkát. Felvázolható azonban egy olyan alternatív magyarázat is, hogy a motivált emberek elfogadják az alacsonyabb bérrel járó állásokat is, és ehhez képest nagyobb kereseti növekedést tudhatnak be, mint azok, akik egy bizonyos bérszínvonalnál lejjebb nem állnak munkába. Mint ahogyan említettem, a kereseti mobilitás elemzése nem tartozik bele ennek a dolgozatnak a fő irányába. Az előbbieken tett felvetések helyességét ezért nem ellenőrzöm

elsősorban önmaguktól és nem a körülményektől várták) magasabb foglalkozási státusban vannak, többet keresnek, jobban elégedettek a munkájukkal, mint azok, akik sorsuk alakulásáért a körülményeket tették felelőssé.

empirikusan. A *kereseti változás* modelltípusban pedig az endogenitási probléma megoldása céljával, az előző (t-1.) év béradatát is szerepeltetem a kontrollváltozók között.

II. 6. 3. Egyéb személyes jellemzők kereseti hatása

Ebben a fejezetben olyan empirikus eredményeket mutatok be, amelyek szintén a munkabér volumenének magyarázására vállalkoznak, és szintén a Mincer-féle bérregressziós alapmodellt bővítik ki egy személyes jellemzőkön alapuló magyarázómechanizmussal. Ugyanakkor ezek a kutatások a pszichológiai tőkét nem az önmotivációval operacionalizálják, és ezért annak mérése nem a saját sors kézben tartását mérő valamelyik indexszel történik.

Titma, Tuma és Roots (Titma et al: 2007) észtországi panel adatokon (Paths of Generation) dolgoznak, és a motivációk munkabérre gyakorolt hatását kutatják. A motivációkat a szervezőképességgel, a vezető szereppel, és a magas keresetre vonatkozó aspirációval mérték. Modelljük a 2004-es logaritmizált béradatokat magyarázására vonatkozott, és a társadalmi-demográfiai háttérváltozókon kívül az iskolai eredményeket (1983-as adat) és a motivációkat (1983-as adat) is tartalmazta. Megállapításaik szerint az iskolai eredményekben mért képességek 0,3-as standardizálatlan (!) regressziós együtthatója mellett a szervezői képességek 0,25-ös, a vezető szerep 0,13-as együtthatóval szerepelt. Ezen a szinten nem volt jelentősége annak, ha valaki úgy vélte: nagyon fontos, hogy sok pénzt keressen. Azok között azonban, akik 1997-ben és 2004-ben is a keresetek alapján számított felső 20%-hoz tartoztak, szignifikánsan nagyobb eséllyel tartoztak olyanok, aki szerint a sok pénz nagyon fontos dolog. Feltételezhető, hogy a magas kereset iránti aspiráció nem segít ugyan a felfelé mobilitásban, de meggátolja a lesüllyedést.

Duncan és Dunifon (1998), lényegében ugyanazon a mintán nagyon hasonló eredményeket mutatnak be, mint Dunifon és Duncan (1998), a különbség azonban az, hogy itt a szerzők a motivációk és attitűdök egy szélesebb spektrumát használják a magyarázó változók között. Megállapítják, hogy templomba járás negatívan (más hasonló kutatásoktól eltérően, lásd: Freeman: 1985), míg a tiszta lakás (a rendezett háztartásvezetés) pozitívan befolyásolja a keresetet. A tiszta lakás esetében azonban nem egyértelmű az okság. Elképzelhető, hogy azokat a tulajdonságokat, amelyek egy ilyen háztartás fenntartásához vezetnek, pozitívan értékeli a munkaerőpiac, például azért mert precíz munkavégzést jelentenek, de az is lehetséges, hogy azok, akik eleve jobb körülmények között élnek,

megengedhetik maguknak, hogy fizessenek valakit, aki takarít, hogy ők még jobban a munkájukra tudjanak koncentrálni (Duncan – Dunifon: 1998: 146).

Székelyi és Tardos (1994) a PSID adatait használva elemzésüket azokra a 62 év alatti személyekre terjesztették ki, akik évente több, mint 500 órát dolgoztak. Elemzésükben az egyéni *várákozások* – Attkinson (1964) használt értelemben – munkabérre gyakorolt hatását vizsgálták. Az egyéni várákozásokat mérő indexüket 1968 és 1972 között lekérdezett kérdésekből válogatták (a hosszabb időszakokkal kezelve az attitűdkérdésekben lévő ingadozásokat), és főkomponens elemzéssel hozták létre. Összesen öt darab olyan attitűdkérdést válogattak ki, amelyek mindegyikét tartalmazta az adatbázis 1968 és 1972 között, így 25 darab kérdésből alakították ki a főkomponenst.³⁷ Modelljeik függő változója a háztartásfő éves (1973 és 1987 között) bér- és munkajövedelme (logaritmizálva, és minden évre külön modell futtatva), a kontrollváltozók között pedig az iskolázottság, az életkor, a nem, a faji hovatartozás, a régió és a településtípus szerepeltek. Eredményeik azt mutatják, hogy az egyéni várákozások pozitív hatással vannak a keresetre. A hatás nagyságát tekintve 0,1 és 0,17 közötti (standardizált regressziós együttható), és jelentősége a nem és az iskolázottság hatása után következik. A hatás erőssége a vizsgált 15 évben változik, de egyértelmű csökkenés nem állapítható meg a becsült paraméter nagyságában. Az egyéni várákozások munkabérre gyakorolt befolyása akkor is megmarad, amikor a kontrollváltozók között az induló év kereset-szintje is szerepel, bár a hatás erőssége csökken (0,07 és 0,11 között). A várákozási attitűdök az 1973 és 1987 közötti aggregált háztartásfői munkabérre is hatással vannak (0,2-es standardizált regressziós együttható), illetve a kereset 1973 és 1987 közötti változására is (0,11-es standardizált regressziós együttható). A szerzők eredményei szerint a várákozások keresetre gyakorolt hatása valamivel magasabb, mint a saját sors kézbentartását kifejező indexek munkabérre gyakorolt hatása volt.

Osborne Groves (2005a) a NCDS adataiból leválogatott 1123 esetből álló, 1991-ben foglalkoztatott nők adatait tartalmazó állományt elemez. Itt a pszichológiai tőke mérésére faktorelemzéssel alakított ki skálákat, amelyeket agresszióknak és visszahúzódnak nevez (a kérdéseket a megkérdezettek 7 és 11 éves kora között kérdezték le). Eredményei azt mutatják, hogy az agresszió egy szórásnyi változása 8%-kal, míg a visszahúzódnak 3%-kal csökkenti a

³⁷ Az öt kérdés szövege: 1. Általában biztos volt-e abban, hogy az élete az elképzelt mederben halad, vagy voltak olyan időszakok, amikor nem volt ebben egészen biztos? 2. Ön inkább az a típus, aki előre megtervezi az életét, vagy inkább az, aki egyik napról a másikra él? 3. Mikor megtervezi a dolgait, általában sikerül ezt az elképzelt módon véghezvinni, vagy gyakran közbejön valami, ami miatt változtatni kell? 4. Melyiket mondaná: majdnem mindig sikerül az elkezdett dolgokat befejeznie, vagy néha a befejezés előtt fel kell hagynia vele? 5. Melyiket mondaná: a legtöbb emberben megbízik, vagy inkább némelyikben, vagy csak nagyon kevés emberben bízik meg?

33 éves kori órabéreket. A Mincer-féle humántőke beruházás modellhez képest pedig 1,4% többletet tud magyarázni a függő változó szórásából a két személyes tulajdonság. A kapott eredményekhez a szerző hozzáfűzi, hogy mivel a vizsgálat tárgyát kereső nők képezték, a paraméterbecslés feltehetőleg torzított, és minden bizonnyal alulbecsüljük a személyes jellemzők hatását, hiszen a munkabérrel nem rendelkező nők esetében a munkaerőpiacról való kimaradás feltehetőleg eleve összefüggésben van a vizsgálandó személyes tulajdonságokkal (Osborne Groves, 2005a: 838).

II. 7. Összegzés

Ebben a részben a kutatási témámmal kapcsolatos elméleti megfontolásokat mutattam be, illetve összegeztem a korábbi empirikus kutatások eredményeit. Legfontosabb megállapításaim a következő pontokban összegezhetők:

- Álláshirdetések megszövegezésében és a munkaadók rekrutálási „szokásait” vizsgáló kutatások alapján úgy tűnik a munkaerőpiacon a személyes jellemzők is fontos szerepet játszanak a kiválasztásban. Felmerül a kérdés, hogy ennek a keresleti oldalon mutakozó igénynek van-e munkabérben kifejezhető hatása.
- Korábbi kutatási eredmények alapján kijelenthető, hogy bizonyos személyes jellemzők pénztőkében kifejezhető hatással rendelkeznek, mindez pedig megerősíti a pszichológiai tőke létezésére vonatkozó feltételezést.
- Más tőketípusokhoz hasonlóan a pszichológiai tőkének sincsen általános definíciója. Az empirikus elemzések számára nehézséget okoz, hogy ez az elméleti fogalom nem mérhető pontosan, hanem csak becsülhető. A kutatási gyakorlatában a pszichológiai tőkét az önmotivációval szokás operacionalizálni, és valamilyen – a saját sors kézbentartását mérő – erre a célra kifejlesztett skálával mérik.
- A pszichológiai tőke csak az okság lehetséges mechanizmusainak megjelölésével tartható a kereseti egyenlőtlenségek okának. A téma irodalmában ezek a mechanizmusok három csoportba oszthatóak, ezek azonban csak elméleti-logikai alapon választhatók el világosan egymástól:
 - *Hatékonysági mechanizmus* szerint bizonyos személyes jellemzők a hatékony munkavégzés irányába ösztönözhetik a cselekvést, ezáltal befolyásolva az objektív körülmények alakulását, vagy megteremtve a hatékony munkavégzés ideológiai hátterét.

- *Optimizmus mechanizmusa* alapján egy vágyott, jövőbeli, állapot elérése jelenbeli cselekvésre ösztönöz, amely megköveteli a jelen helyzet irányítását (kontrollálását).
- *A munkahelyi kapcsolatok mechanizmusát* figyelembe véve a főnök és beosztott kapcsolat szerepe érdelemleges. Egyrészt azért, mert bizonyos típusú emberek könnyebben tudnak együttműködni egymással, másrészt nem elhanyagolható a dolgozó érdekérvényesítési képessége sem. Feltételezhetően mindkét esetben személyes tulajdonságok állnak a háttérben.
- Bowles és szerzőtársai a kereseti egyenlőtlenségek személyes jellemzőkkel történő magyarázatára dolgoznak ki elméleti modellt. Ebben ösztönző-fokozó preferenciáknak hívják azokat a tulajdonságokat, amelyek a hatékony munkavégzés irányába növelik az egyéni teljesítményt minden egyéb tényező változatlansága mellett.
- Az empirikus kutatás gyakorlatában az elméleti modellnek három változata létezik. Mindhárom típus alkalmas arra, hogy a saját sors kézbentartásával operacionalizált pszichológiai tőkének kereseti hatását kimutassa.

II. 8. Melléklet

II. 1. TÁBLÁZAT: A SZEMÉLYES JELLEMZŐKET TARTALMAZÓ MODELLEK, ÉS FŐBB JELLEMZŐIK³⁸

Szerző	Modelltípus	Függő változó	A saját sors kézbentartását mutató index	Kontroll változók	Hatás (Standardizált regressziós együttható, B)	R ² növekedés a kontrollváltozókhoz képest	Minta	Adatbázis
Andrisani, Nestel (1976)	Késleltetett (1 év)	1970-es logaritmizált <u>éves kereset</u>	1969-es Rotter (11 elemű) skála	Iskolázottság, munkatapasztalat, továbbképzés, életkor, családi állapot, településtípus és régió, faji hovatartozás, egészségi állapot	-0,10 ³⁹		1907-1921 között született férfiak, N = 1483	NLS
Andrisani (1977)	Késleltetett (2 év)	(a) 1970-es logaritmizált <u>éves</u> <u>kereset</u> (b) 1971-es logaritmizált <u>éves</u> <u>kereset</u>	(a) 1968-es Rotter (4 elemű) skála (b) 1969-es Rotter (4 elemű) skála	Iskolázottság, továbbképzésen való részvétel, a jelenlegi munkahelyen eltöltött idő, munkatapasztalat, családi állapot, településtípus és régió, egészségi állapot	(a _{fehér}) -0,01 (b _{fehér}) -0,01 (b _{fekete}) -0,03 (Saját számítás a szerző által közölt adatokból) ⁴⁰		(a) 1942-1952 között született férfiak. N _{fehérek} = 739; (b) 1907 és 1921 között született férfiak. N _{fehérek} = 1087; N _{feketék} = 394	NLS
Andrisani (1977)	Késleltetett (2 év)	(a) 1970-es logaritmizált <u>órabér</u> (b) 1971-es logaritmizált <u>órabér</u>	(a) 1968-es Rotter (4 elemű) skála (b) 1969-es Rotter (4 elemű) skála	Iskolázottság, továbbképzésen való részvétel, a jelenlegi munkahelyen eltöltött idő, munkatapasztalat, családi állapot, településtípus és régió, egészségi állapot	(a _{fehér}) -0,05 (a _{fekete}) -0,08 (b _{fehér}) -0,02 (b _{fekete}) -0,011 (Saját számítás a szerző által közölt adatokból)		(a) 1942-1952 között született férfiak. N _{fehérek} = 739; N _{feketék} = 250 (b) 1907-1921 között született férfiak. N _{fehérek} = 1087; N _{feketék} = 394	NLS

³⁸ A táblázatban csak a keresetet magyarázó modellek szerepelnek. A közölt standardizált regressziós együtthatók (B) legalább 5%-os szinten különböznek a nullától. A modellek típusonként (késleltetett, 2SLS, kereseti változás) vannak csoportosítva. A késleltetett modell típus esetében megkülönböztetem a késleltetett periódus modellépítést. A típusokon belül pedig a megjelenés évének sorrendjében szerepelnek. Goldsmith et al. (2000) nem szerepel a táblázatban, mert a standardizált regressziós együttható értéke nem számítható ki a közölt adatokból.

³⁹ A Rotter skála sajátossága, hogy a belső kontrollal rendelkezők negatív, míg a külső kontrollal rendelkezők pozitív értéket kapnak. A negatív regressziós együtthatók azt jelentik, hogy a belső kontroll befolyásolja a keresetet.

⁴⁰ A regressziós együttható standardizálásához a következő formulát használtam: $B_i = \beta_i \times (s_i/s_y)$, ahol β_i az adott i magyarázó változóhoz tartozó standardizálatlan regressziós együttható, s_i ehhez a magyarázó változóhoz tartozó szórás, s_y a függő változóhoz tartozó szórás (Bring, 1994: 210).

Szerző	Modelltípus	Függő változó	A saját sors kézbentartását mutató index	Kontroll változók	Hatás (Standardizált regressziós együttható, B)	R ² növekedés a kontrollváltozókhoz képest	Minta	Adatbázis
Murnane et al. (2001)	Késleltetett (10/13 év)	27 vagy 28 éves kori (1990-ben vagy 1991- ben mért adat) logaritmizált <u>órabér</u>	15-18 éves kor között (1980-ban) lekérdezett Rosenberg-féle önbecsülés skála, függetlenné téve az életkor hatásától és standardizálva	Faji hovatartozás, év dummy, és a hiányzó kereset-adatra vonakozó dummy, intelligenciát mérő változók	0,08 (Saját számítás a szerző által közölt adatokból)	4% (az intelligenciát mérő változókat <i>nem</i> tartalmazó modellhez képest)	1961 után született, 27 vagy 28 éves korokra keresettel rendelkező férfiak. N = 1448	NLSY
Osborne Groves (2005a)	Késleltetett (22 év)	1991-es (33 éves kori) logaritmizált <u>órabér</u>	1969-es, a szerző által létrehozott agresszió (a) és visszahúzódas (b) skála	Iskolázottság (1991), IQ (1969), Iskolai teljesítmény (1979)	-0,100 (a); -0,047 (b) (Saját számítás a szerző által közölt adatokból)	1,40%	1958-ban született , 1991-ben foglalkoztatott fehér nők. N = 1123	NCDS
Dunifon, Duncan: 1998	Késleltetett periódus	1973-1977 közötti logaritmizált <u>órabér</u> átlaga	1968-1972 közötti – Rotterhez hasonló – külső/belső kontroll (a); és 1972-es kihívás/kapcsolat skála (b)	Életkor, iskolázottság, kognitív képességek, faji hovatartozás, szülői háttér, testvérek száma, településtípus és régió, egészségi állapot.	0,09 (a); 0,04 (b)		1943-1951 között született férfiak, N=510	PSID
Dunifon, Duncan: 1998	Késleltetett periódus	1988-1992 közötti logaritmizált <u>órabér</u> átlaga	1968-1972 közötti – Rotterhez hasonló – külső/belső kontroll (a); és 1972-es kihívás/kapcsolat skála (b)	Életkor, iskolázottság, kognitív képességek, faji hovatartozás, szülői háttér, testvérek száma, településtípus és régió, egészségi állapot.	0,13 (a); 0,07 (b)		1943-1951 között született férfiak, N=505	PSID
Dunifon, Duncan: 1998	Késleltetett periódus	1988-1992 közötti logaritmizált <u>órabér</u> átlaga	1968-1972 közötti – Rotterhez hasonló – külső/belső kontroll (a); és 1972-es kihívás/kapcsolat skála (b)	1968-72 közötti logaritmizált órabér, életkor, iskolázottság, kognitív képességek, faji hovatartozás, szülői háttér, testvérek száma, településtípus és régió, egészségi állapot.	0,08 (a); 0,06 (b)		1943-1951 között született férfiak, N=498	PSID

Szerző	Modelltípus	Függő változó	A saját sors kézbentartását mutató index	Kontroll változók	Hatás (Standardizált regressziós együttható, B)	R ² növekedés a kontrollváltozókh oz képest	Minta	Adatbázis
Osborne Groves (2005a)	Késleltetett periódus	1990-1993 közötti logaritmizált <u>órabér</u> átlaga	1970-es Rotter-féle külső/belső kontroll függetlenné téve az életkor hatásától	Iskolázottság (1991), IQ (1968), munkatapasztalat (1991), társadalmi-gazdasági státus (1967-1969), gyerekek száma (1991)	-0,103 (Saját számítás a szerző által közölt adatokból)	1,10%	1946-1954 között született nők. N = 380	NLSY
Osborne Groves (2005b)	Késleltetett periódus	1980 és 1981 közötti logaritmizált <u>éves kereset</u>	1968-ban mért Rotter-féle külső/belső kontroll függetlenné téve az életkor hatásától	Iskolázottság, IQ, munkatapasztalat, az apa keresete (1966-1968 között)	-0,200	3,5%	1942-1952 között született férfiak. N = 195	NLS
Goldsmith et al. (1997)	2SLS	1980-as logaritmizált <u>órabér</u>	1980-as Rosenberg-féle önbecsülés skála reziduálisa (exogén változókon regresszálva: emberi tőke, munkakörnyezet, demográfia)	Emberi tőke (iskolázottság, munkatapasztalat, kognitív képességek), munka környezet (munkaerőpiac nagysága, munkanélküliségi ráta), demográfia (nem, faj, életkor, családi állapot, egészség)	0,16 (Saját számítás a szerző által közölt adatokból)		1957 és 1965 között született férfiak és nők (N=1411)	NLSY
Goldsmith et al. (1997)	2SLS	1987-es logaritmizált <u>órabér</u>	1987-es Rosenberg-féle önbecsülés skála reziduálisa (exogén változókon regresszálva: emberi tőke, munkakörnyezet, demográfia)	Emberi tőke (iskolázottság, munkatapasztalat, kognitív képességek), munka környezet (munkaerőpiac nagysága, munkanélküliségi ráta), demográfia (nem, faj, életkor, családi állapot, egészség)	0,15 (Saját számítás a szerző által közölt adatokból)		1957 és 1965 között született férfiak és nők (N=6911)	NLSY
Osborne Groves (2005a)	2SLS	1990-1993 közötti logaritmizált <u>órabér</u>	1988-as Rotter-féle külső/belső kontrollt mérő skála az 1987-es bér adatokon regresszálva	Iskolázottság (1991), IQ (1968), munkatapasztalat (1991), társadalmi-gazdasági státus (1967-1969), gyerekek száma (1991)	-0,129 (Saját számítás a szerző által közölt adatokból)	1,40%	1946-1954 között született nők. N = 915	NLSY

Szerző	Modelltípus	Függő változó	A saját sors kézbentartását mutató index	Kontroll változók	Hatás (Standardizált regressziós együttható, B)	R ² növekedés a kontrollváltozókhöz képest	Minta	Adatbázis
Andrisani, Nestel (1976)	Kereseti változás	1968-1970 közötti logaritmizált <u>éves kereset</u> változása	1969-es Rotter (11 elemű) skála	Iskolázottság, munkatapasztalat, továbbképzés, életkor, családi állapot, településtípus és régió, faji hovatartozás, egészségi állapot	-0,09		1907-1921 között született férfiak, N = 1483	NLS
Andrisani (1977)	Kereseti változás	1968-1970 közötti logaritmizált <u>órabér</u> változása	1968-as Rotter (4 elemű) skála	Iskolázottság, továbbképzésen való részvétel, a jelenlegi munkahelyen eltöltött idő, munkatapasztalat, családi állapot, településtípus és régió, egészségi állapot	(a) -0,10 (b) -0,16 (Forrás: Duncan-Morgan: 1981: 654.)		1942-1952 között született férfiak. (a) fehérek, N = 739 (b) feketék, N = 250	NLS
Andrisani (1977)	Kereseti változás	1969-1971 közötti logaritmizált <u>éves kereset</u> változása	1969-es Rotter (4 elemű) skála	Iskolázottság, továbbképzésen való részvétel, a jelenlegi munkahelyen eltöltött idő, munkatapasztalat, családi állapot, településtípus és régió, egészségi állapot	-0,07 (a) -0,16 (b) (Saját számítás a szerző által közölt adatokból)		1907 és 1921 között született férfiak. (a) fehérek, N = 1087 (b) feketék, N = 394	NLS
Duncan, Morgan (1981)	Kereseti változás	1968-1972 közötti logaritmizált <u>órabér</u> változása	1968-as külső/belső kontroll (Rotterhez hasonló)	Iskolázottság, munkatapasztalat, jelenlegi munkahelyen eltöltött idő, családi állapot, egészségi állapot, településtípus és régió	-0,15	2%	1942-1958 között született fehér férfiak. N = 402	PSID

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 kérdésközlvetéseit 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 pszichológiai tőkét meghatározó tényezők: a null-hipotézis

Korábbi empirikus vizsgálatok nem bizonyították ugyan külön, mégis feltételezték (illetve a probléma következményeit kezelték), hogy a pszichológiai tőke, vagyis bizonyos személyes jellemzők – a munkaerő-piaci események hatására megváltozhatnak. A pszichológiai tőke kereseti hatásainak vizsgálata során tehát ügyelni kell arra, ne hogy okként kezeljük az okozatot. Ezt az *endogenitási problémát* a korábbi vizsgálatok ugyan kezelik (modelltípusok), mégis elmarad azoknak a tényezőknek az explicit kimutatása, amelyek befolyásolni tudják a pszichológiai tőkét.

Feltételezem, hogy az iskolai végzettség és a munkakereset növekedésével *növekszik* a pszichológiai tőke. Ennek oka, hogy a munkaerő-piacon és az oktatási intézményekben kapott pozitív visszajelzések (munkabér vagy az iskolai előmenetel formájában) megerősítenek bizonyos viselkedésmintákat és tulajdonságokat (Pearlin et al., 1981). Azok a tulajdonságok, amelyeket ilyen módon a környezet ösztönöz, megerősödnek (Maier et al., 1976). Abban az esetben, ha hipotézisem igaz, a pszichológiai tőke bérhatását vizsgálva kontroll alatt kell tartani ezt a munkaerő-piaci történetből következő befolyásoló tényezőt.

III. 2. A pszichológiai tőke pénztőkévé konvertálhatóságára vonatkozó hipotézis

A korábbi empirikus kutatások evidenciái alapján feltételezem, hogy *a pszichológiai tőke pozitívan fogja befolyásolni a munkabért*. Mindezzel azt is feltételezem, hogy a pszichológiai tőke pénztőkévé konvertálható. 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 munkaadónak⁴¹, 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,⁴² vagyis a munkaadó a dolgozó által termelt extraprofit egy részét hajlandó többletbéreként kifizetni.

Ebben a hipotézisben azt állítom, hogy léteznek olyan személyes tulajdonságok, amelyek pozitívan befolyásolják a munkabért. A hipotézis ellenőrzése minden olyan tényezőnek a kontrollálását igényli, amely meghatározza w -t. Emellett kezelni kell azt a problémát is, hogy a személyes tulajdonságokat is meghatározhatja w , (a hipotézis tesztelése tehát függ a null-hipotézis eredményeitől). A külföldi eredmények alapján azt várom, hogy a pszichológiai tőke önmagában vett hatása (*ceteris paribus*) 0,1 körüli, ha azt standardizált regressziós együtthatóban (B) fejezem ki. Várakozásaim szerint a vizsgált hatás *Magyarországon is legalább ekkora*.

Amennyiben a null-hipotézis igaz, akkor feltételezhetőleg *minél szigorúbban szűrjük ki a személyes jellemzők kereseti hatásából a korábbi munkaerő-piaci jellemzők hatását, annál kisebb hatásra számíthatunk*. Az állítást következetesen végiggondolva mindez egyúttal azt is jelenthetné, hogy a személyes jellemzők hatásában valójában a munkaerő-piaci történet hatása érződik. Feltételezésem szerint azonban a pszichológiai tőke hatásában nem a munkaerőerő-piaci múlt befolyása érvényesül. Ezért feltételezem, hogy *a munkatapasztalattal par excellence nem rendelkező pályakezdők esetében a pszichológiai tőke erősebben befolyásolja a munkabért, mint a teljes minta esetében*. Hipotézisemet megalapozza Osborne Groves (2005b) kutatása, aki a pályakezdőknél a Rotter-skálával mért külső/belső kontroll hatását nagyságrendileg kétszer akkorának találta, mint a teljes népességre vonatkozó elemzések. Végül azt is feltételezem, hogy a személyes jellemzők a kontrollváltozókhoz képest is növelni tudják a munkabér változó magyarázott részét, tehát azok *a modellek, amelyekben a pszichológiai tőke változó is szerepel, nagyobb magyarázóerővel rendelkeznek*, mint azok a munkabért magyarázó modellek, amelyekben ez a magyarázómechanizmus nem szerepel.

⁴¹ Egyrészt azért, mert növekszik a dolgozó produktivitása, másrészt azért, mert csökken a dolgozó munkájának ellenőrzésére fordított költség.

⁴² A Rotter-féle skála ugyan negatív kapcsolatot mutatott a keresettel, de ennek a skálának a negatív értékei mutatják a belső kontrollal rendelkező típust.

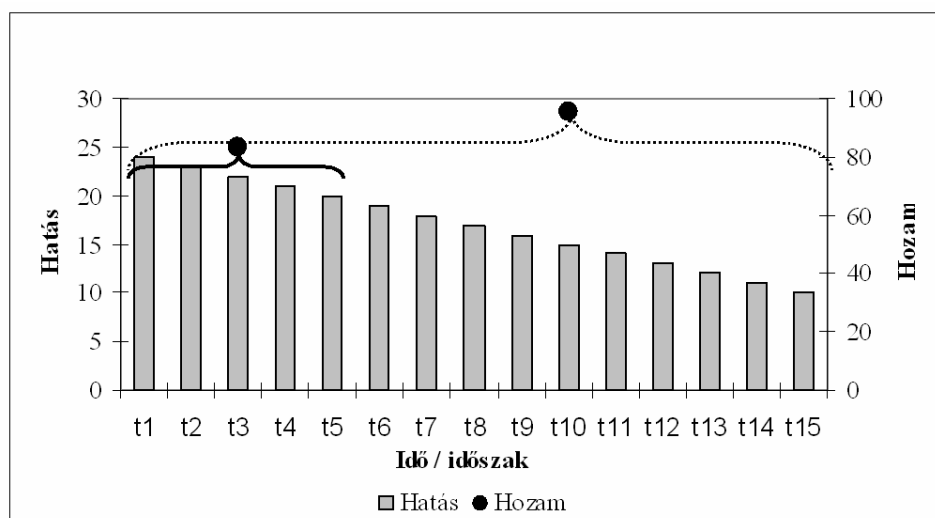
A témában született eddigi publikációk megállapítják, hogy a pszichológiai tőkének hosszú távú kereseti hatása van. A hosszú távú hatást a saját kutatásom során magam is feltételezem. Egyrészt úgy gondolom, hogy *ugyanazok a személyes jellemzők akár másfél évtizedig is meghatározhatják a keresetet*. Másrészt azt is feltételezem, hogy *a pszichológiai tőke hatása az életpályán belül kumulálódik*. A korábbi empirikus gyakorlat azonban nem választotta szét egymástól a *hatás* és a *hozam* közötti különbséget, pedig az definíciós és módszertani következményeket is jelent.

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 pszichológiai tőke 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 pszichológiai tőke hozama is egyfajta tartós hatás, csak itt az életpályán belül, nem pedig keresztmetszeti időpontokra

vonatkozik a *tartós* jelző. A pszichológiai tőke munkabérre gyakorolt *hatásának* és *hozamának* nagysága és trendje közötti különbségről vallott feltevésemet a III. 1. ábrán jelöltem.

III. 1. ÁBRA: A PSZICHOLÓGIAI TŐKE KERESETI HATÁSA ÉS HOZAMA KÖZÖTTI KÜLÖNBSÉG



A kapcsos zárójelek azt mutatják, hogy a hozam melyik kereseti időszakra értendő.

III. 3. A pszichológiai tőke humántőkévé konvertálhatóságára vonatkozó hipotézis

A pszichológiai tőke hosszú távú és kumulálódó *hozamának* indoklására a korábbi kutatások két magyarázatot kínálnak. Mindkét magyarázat lényegében a humántőke beruházással van kapcsolatban, empirikus tesztelésük azonban nem történt meg. Dunifon és Duncan (1998: 42-3) egyrészt felvetik, hogy mivel *a munkaadónak időbe kerül a dolgozó személyes képességeinek megállapítása*, a személyes jellemzők hosszútávon fejtik ki kereseti hatásukat. Ez a felvetés azonban csak abban az esetben helytálló, ha bizonyos személyes tulajdonságokkal rendelkezők valóban hosszabb ideig dolgoznak egy adott munkahelyen. Az idézett szerzők másik felvetése szerint *a hatékony munkavégzésre ösztönző tulajdonságok segítenek olyan képzettségek megszerzésében, amelyek hosszútávon magasabb keresethez vezetnek*. Ez a feltevés nyilvánvalóan abban az esetben igaz, ha a pszichológiai tőke egyúttal a humántőkébe való investálást is jelenti. A pszichológiai tőke humántőke-beruházásra gyakorolt hatását hangsúlyozzák Goldsmith és szerzőtársai is, akik felvetik, hogy *bizonyos személyes tulajdonságok az életpályán előre haladva egyre nagyobb produktivitást jelentenek*, és a növekvő produktivitás miatt emelkedik ennek a tulajdonságnak a kereseti hatása

(Goldsmith et al., 1997: 824). Ha a felvetés igaz, akkor a pszichológiai tőkéjük szerint csoportosítva az embereket eltérő meredekségű kor-kereseti profilt kell kapnunk. Összességében, mivel egyfajta humántőkét jelent az, ha valaki hosszabb ideig adott munkahelyen dolgozik (speciális munkahelyi tapasztalat), *feltételezem, hogy a pszichológiai tőke hatással van a továbbtanulási hajlandóságra, a nyelvtudásra; egyszóval a munkahelyi karrierre.*

III. 4. Az indirekt hatás hipotézise

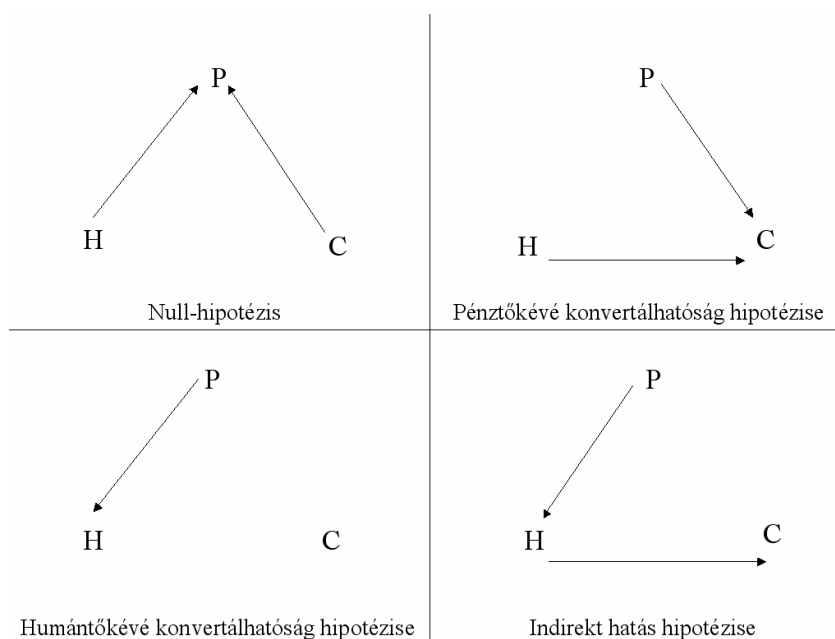
A témában végzett empirikus vizsgálatok a pszichológiai tőke tiszta hatásának kimutatása érdekében sokat foglalkoznak azzal, hogy azt a munkaerő-piaci hatásoktól megtisztítsák (lásd null-hipotézis). Triviális, de a korábbi kutatásoknak ez az ambíciója azt is jelenti, hogy ha meg kell tisztítani a pszichológiai tőkét a munkaerő-piaci hatásoktól, akkor a pszichológiai tőke munkabérré, a munkabér pedig pszichológiai tőkévé alakulása olyan folyamatok, amelyek egymással párhuzamosan történnek. Mindezek nagyon egyértelmű kijelentések, mégis rávilágítanak a témában végzett korábbi kutatások egyik hiányosságára: nevezetesen az indirekt hatások figyelmen kívül hagyására. Ha a munkaerő-piaci jellemzők és a személyes tulajdonságok kölcsönösen befolyásolják egymást, akkor a személyes jellemzőket jelentő pszichológiai tőke nem csak direkt, hanem indirekt (munkaerő-piaci jellemzőkön keresztül) úton is hatással van a keresetre.

Feltételezésem arra vonatkozik, hogy *a pszichológiai tőke munkabérre gyakorolt teljes hatásából a humántőke beruházáson keresztül érvényesülő indirekt hatások időben előre haladva növekszenek.* Mindez természetesen abban az esetben igaz, ha a pszichológiai tőke nem csak pénztőkévé, hanem humántőkévé is konvertálható (lásd III. 3. hipotézis). Végül azt is feltételezem, hogy a pszichológiai tőke kereseti hatása nem homogén. *Léteznek olyan társadalmi csoportok, ahol erősebb, míg mások esetében gyengébb hatásokról beszélhetünk.* Ezt a felvetésemet a korábbi empirikus eredmények alapján fogalmaztam meg: Goldsmith (2000a) ugyanis a különböző foglalkozású embereknél eltérő kereseti hatást mértek. Elképzelhető ugyanakkor más differenciáló szempont is a pszichológiai tőke hatásában.

III. 5. A hipotézisek összefoglalása és további munka folyamata

A felállított négy hipotézisemben gyakorlatilag három tőkefajta közötti összefüggésről foglalmaztam meg állításokat. Ezeket a III. 3. ábrán szemléltetem. A *null-hipotézis*ben azt állítom, hogy a humántőke (H) és pénztőke (C) meghatározza a pszichológiai tőkét (P). A *pénztőkévé konvertálhatóság hipotézisében* a pszichológiai tőke direkt hatását vizsgálom, ez azonban csak a humántőke hatás kontroll alatt tartásával lehetséges. A *humántőkévé konvertálhatóság hipotézisében* megpróbálom megvilágítani azt, hogy miért határozza meg P, hosszú távon C-t. Úgy érvelek, hogy mindez a pszichológiai tőke humántőkére gyakorolt hatása miatt (H) lehetséges. Végül a *indirekt hatás hipotézisben* a pszichológiai tőke humántőkén keresztül érvényesülő kereseti hatásait vizsgálom.

III. 2. ÁBRA: A HIPOTÉZISEK SZEMLÉLTETÉSE



P: Pszichológiai tőke; H: humántőke; C: pénztőke.

A nyilak iránya az okság feltételezett irányába mutat.

III. 1. TÁBLÁZAT: A HIPOTÉZISEK ÖSSZEFOGLALÁSA

Hipotézis	Feltétel ⁴³	Állítás	Kifejtés
<i>I. Null-hipotézis</i>		A pszichológiai tőkét a munkaerő-piaci események hatására megváltozhat	V. rész
<i>II. Pénztőkévé konvertálhatóság hipotézise</i>	I.	II. a. <i>A pszichológiai tőke hatásának létezésre vonatkozó alhipotézis:</i> A pszichológiai tőke kontrollváltozók mellett pozitívan hat a munkabérre	VI. 2. 1. 1. fejezet
	I. II. a.	II. b. <i>A pszichológiai tőke nagyságára vonatkozó alhipotézis</i> – A pszichológiai tőke nagysága Magyarországon legalább akkora, mint azt a korábbi külföldi kutatások kimutatták	VI. 2. 1. 2. fejezet
		– Nagysága függ attól milyen szigorúan szűrjük ki a korábbi munkaerő-piaci események hatását	VI. 2. 1. 3. fejezet
		– Pályakezdőknél a pszichológiai tőkének nagyobb a hatása, mint a teljes népességben	VI. 2. 1. 4. fejezet
		– A pszichológiai tőke szerepeltetése a kereseti egyenlőtlenségek magyarázatában növeli a magyarázott varianciát.	VI. 2. 1. 5. fejezet
	II. a.	II. c. <i>A pszichológiai tőke hosszú távú hatására és hozamára vonatkozó alhipotézis</i> – A pszichológiai tőke hosszú távon tartósan meghatározza a keresetet, a hatás nagyságának trendje azonban időben csökken	VI. 2. 2. 1. fejezet
		– A pszichológiai tőke életpályán belüli hozama annál nagyobb, minél hosszabb időszakban vizsgáljuk a munkabért	VI. 2. 2. 2. fejezet
<i>III. Humántőkévé konvertálhatóság hipotézise</i>	II. c.	A pszichológiai tőke hatással van a humántőke beruházásra, ez magyarázhatja a személyes jellemzők kereseti hozamát.	VI. 3. fejezet
<i>IV. Indirekt hatás hipotézis</i>	I. III.	IV. a. A pszichológiai tőke indirekt hatása esetében jelentős a humántőke közvetítés	VI. 4. fejezet
	I. III. IV. a.	IV. b. A pszichológiai tőke hatása a teljes népességen belül nem homogén	VI. 4. fejezet

⁴³ Az adott hipotézis tesztelése, melyik korábbi hipotézis előzetes tesztelését feltételezi, illetve követeli meg.

IV. ADATOK ÉS MÓDSZEREK

IV. 1. Bevezetés

Ebben a részben a saját empirikus kutatásom szempontjából lényeges adatokat és módszereket mutatom be. Először az adatelemzés során használt adatállományt mutatom be (IV. 2.). Ennek jellegzetességei kapcsán beszélek arról, hogy mintám milyen populációra vonatkozik illetve, hogy az adathiányból és a mintába való bekerülésből származó torzítást miként kezeltem. Ezek után térek rá arra, hogy a kutatási koncepcióm szempontjából lényeges elméleti modellt hogyan teszem az empirikus vizsgálat számára használhatóvá (IV. 3.). Elsősorban operacionalizálási és mérési szempontokról beszélek. Végül az elemzésben használandó statisztikai módszer bemutatása után az adatelemzés során felhasznált konkrét modelleket mutatom be (IV. 4.), majd a későbbi kutatás szempontjából tett legfontosabb megállapításokat a IV. 5. fejezetben összegzem.

IV. 2. A kutatási design

IV. 2. 1. Az adatok

A megfelelő adatállomány kiválasztásához a pszichológiai tőke kereseti hatásainak vizsgálatát célul kitűző empirikus elemzéseknek legalább négy szempontot kell figyelembe venniük.⁴⁴ Első és legfontosabb szempont annak biztosítása, hogy a személyes jellemzők valóban okok és ne okozatok legyenek. Ez a *kauzalitás*ra vonatkozó feltétel megköveteli a panel adatokkal való munkát. A pszichológiai tőke hosszú távú hatásának vizsgálhatósága szempontjából pedig minél hosszabb időszakra vonatkozó adatállomány használata a kívánatos. Másodsor ki kell szűrni az *alternatív oksági magyarázatokat*. A pszichológiai tőke mérésére alkalmas kérdések mellett az adatállományban mindenképpen szerepelnie kell a humántőke és a demográfiai változóknak. Harmadszor a pszichológiai tőke hatásának pontos becslése érdekében nem csak a munkaerőpiacon jelen lévők, hanem az onnan kiesők vagy bekerülők adatait is tartalmaznia kell az adatállománynak, így *csak a munkaerő-piacon lévők követéses vizsgálata eleve nem jöhet szóba*. Végül a mintának *megfelelően nagy*

⁴⁴ A négy szempont sok hasonlóságot mutat azokkal a kritériumokkal, amelyeket Bartus Tamás alkalmazott a társadalmi tőke kereseti hatásának vizsgálatára alkalmas adatbázis kiválasztásához (Bartus, 2001: 39).

elemszámúnak kell lennie ahhoz, hogy a pszichológiai tőke hatása kimutatható legyen. A korábbi kutatások eredményei ugyanis azt mutatják, hogy a személyes jellemzők kereseti hatása alacsonyabb, mint a humántőke vagy demográfiai hatásoké. A felsorolt követelményeknek Magyarországon a Magyar Háztartás Panel (MHP) és a hozzá kapcsolódó Háztartások Életút Vizsgálata (HÉV) tesz eleget.⁴⁵

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 utolsó 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 rálátásunk⁴⁶.

IV. 2. 2. Az alapsokaság, a minta és az elemzés bázisa

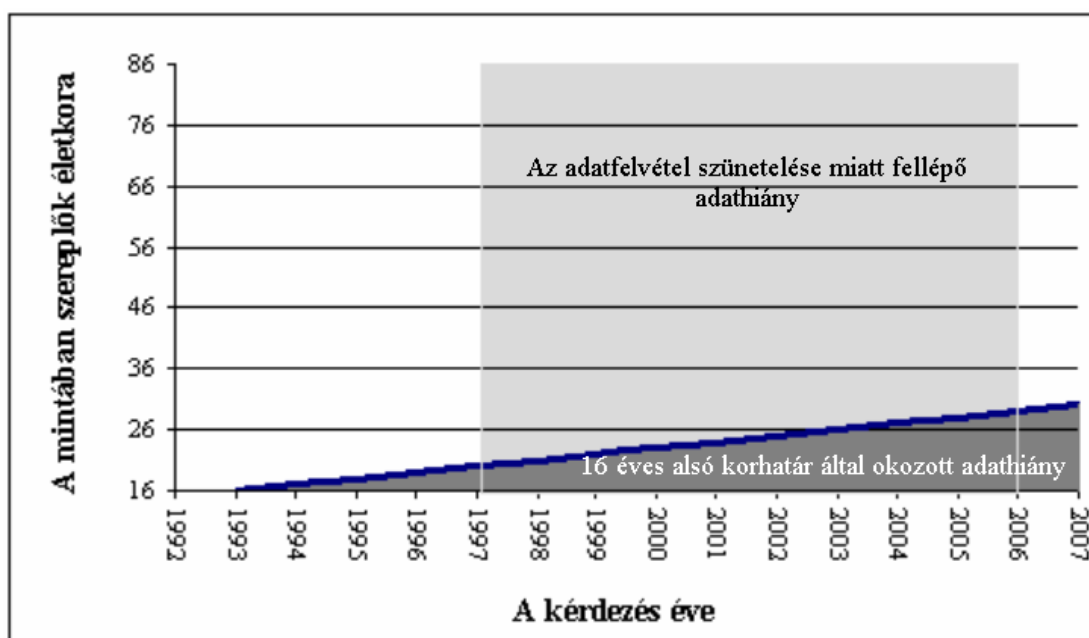
Az elemzésemben használt adatállomány egyik jellegzetessége tehát az, hogy az 1992-től 2007-ig tartó tizenöt éves periódusból 9 évben (1998-2006 között) nem volt megkérdezés, ebben az időszakban tehát a pszichológiai tőke bérhatását egyáltalán nem tudtam vizsgálni. A minta másik jellegzetessége, hogy az MHP-ben az egyéni kérdőív kitöltésének alsó korhatára 16 év volt, ezért értelemszerűen az ennél idősebb korú népesség adataival tudtam csak

⁴⁵ Az MHP-HÉV vizsgálaton kívül Magyarországra vonatkozóan rendelkezésre áll még két nagymintás panel adatállomány a HEP (Hungarostudy Egészség Panel) és az „Életünk fordulópontjai” elnevezésű kutatás. Ezek előnye, hogy az MHP-hez képest nagyobb elemszámú mintákkal lehet dolgozni. Hátrányuk azonban, hogy eddig mindössze két hullámuk készült el. Használatukat elvetésének egyik oka ezért az volt, hogy segítségükkel nem lehetett hosszú távú hatásokat vizsgálni. A másik, gyakorlatibb ok azonban az volt, hogy a dolgozat írásakor az adatok a másodelemzők számára még nem (vagy nem teljes mértékben) voltak hozzáférhetőek. Az adatokról részletesebb leírás az F.1. függelékben található.

⁴⁶ A HÉV adatállományról, mivel ez egy viszonylag friss, és eddig keveset elemzett adatállomány, az F.5. függelékben olvasható részletesebb leírás.

dolgozni. A pszichológiai tőke előállításához felhasználható kérdések háromszor kerültek megkérdezésre a panelfelvétel során (1993, 1996, 1997). Annak érdekében, hogy a pszichológiai tőke hosszú távú hatását vizsgálhassam, az 1993-as év adataival dolgoztam. Ez a döntés egyúttal azt is jelentette, hogy 1993-hoz képest minél távolabbi év adataival dolgozom, a minta annál *kisebb* arányára van rálátásom, és a fiatal korcsoportok hiányoznak szisztematikusan: 2007-ben például már a 30 év alattiak adatai egyáltalán nem kerültek be a mintába. A IV. 1. ábrán grafikusán is ábrázoltam, hogy az adatfelvétel szünetelése és a válaszadás 16 éves alsó korhatára a mintában szereplő népesség esetében milyen adathiányt okoz.

IV. 1. ÁBRA AZ ADATHIÁNY HATÁSA AZ ALAPSOKASÁGRA AZ MHP-HÉV MINTÁBAN



A IV. 1. ábra be nem satírozott része képzi azt az *alapsokaságot*, amelyből *mintával* rendelkezem. Az elemzendő kérdésem azonban ennek az alapsokaságnak egy részére vonatkozik csak. Mivel a pszichológiai tőke kereseti hatásait szeretném magyarázni, ezért elemzésemet a gazdaságilag aktív korú (15-64 éves) népességre vonatkoztatom. Az ábráról az is leolvasható, hogy adataim az 1993-ban alkalmasabbak leginkább ennek a csoportnak az elemzésére, mert ebben az évben csak a 15-16 év közöttiek adatai hiányoznak.

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, ugyanis 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.

A IV. 1. táblázatban az 1993-ban 16 év feletti mintájában tüntettem fel a keresőtevékenységet végzőket, illetve megadtam az elemzésem bázisát képzők arányát a mintában (a táblázat utolsó oszlopa). Az elemzésem bázisát képzők abszolút száma, illetve a mintához viszonyított arányuk is az időben előre haladva csökken. Ezt az öregedési hatás magyarázza. Az idő múlásával ugyanis egyre kevesebb az esélye annak, hogy az 1993-ban 16 év feletti a munkaerő-piacon keresőtevékenységet folytatnak. Az öregedési hatás következtében 2007-re az elemzésem bázisát képzők száma 1000 fő alá csökkent. Az alacsony elemszám veszélye, hogy a pszichológiai tőke hatását nem lehet pontosan megbecsülni, hiszen abszolút értékben nem számíthatunk kimagaslóan nagy hatásra. Ebben az évben ezért elemzésem bázisát nem szűkítettem le a 1993-ban 16 év alattiakra, hanem az összes, az adatbázisban szereplő és 2007-ben keresőtevékenységet folytató adatát figyelembe vettem⁴⁷.

⁴⁷ Az MHP-HÉV jellegzetességei miatt a gyakorlatban ez az 1997-ben 16 év felettiekre vonatkozó szűkítést jelentette.

IV. 1. TÁBLÁZAT: AZ ELEMZÉS BÁZISÁT KÉPZŐK ARÁNYA AZ 1993-BAN 16 ÉV FELETTIEK MINTÁJÁBÓL

	(A) Az 1993-ban 16 év feletti <i>A minta</i>	(B) Kereső tevékenységet folytatók <i>Az elemzés bázisa</i>	Az elemzés bázisát képzők aránya a mintában (B/A)
1993	6489	2477	38,17%
1994	6489	2269	34,97%
1995	6489	1987	30,62%
1996	6489	1685	25,97%
1997	6489	1270	19,57%
2007	6489	923	14,22%
2007*	6951	1050	15,11%

A táblázatban súlyozatlan elemszámok szerepelnek!

Az elemzés bázisa: az 1993-ban 16 év feletti népességnek a keresőtevékenységet végző csoportja (alkalmazottak, vállalkozók, GYES-en vagy GYED-en lévők, alkalmazásban álló sorkatonák, nyugdíj mellett dolgozók). A táblázat utolsó sorában (2007*) az elemzés bázisa bővebb: az MHP-HÉV minta jellegzetessége miatt a gyakorlatban ez az 1997-ben 16 év feletti népességnek a keresőtevékenységet végző csoportja.

A IV. 2. táblázatban azt foglaltam össze, hogy a munkaerőpiacon jelen lévők (vagyis a keresőtevékenységet folytatók) aránya évente hogyan változik. Ez a táblázat lényegében az elemzésem bázisában fellépő évről évre történő *változását* mutatja. A 2007-es évre vonatkozóan enyhébb megszorításokat is alkalmaztam, és megnéztem az arányokat az 1993-ban 16 év felettiekre történő szűkítés nélkül (a táblázat utolsó sora).

IV. 2. TÁBLÁZAT: A KERESŐTEVÉKENYSÉGET FOLYTATÓK CSOPORTJÁNAK VÁLTOZÁSA A PANELÉVEK KÖZÖTT

	(A) Belépők	(B) Bennmaradók	(C) Kilépők	A/(A+B) Belépők aránya	C/(B+C) Kilépők aránya
1993/1994	370	1899	578	16,31%	23,33%
1994/1995	261	1726	543	13,14%	23,93%
1995/1996	221	1464	523	13,12%	26,32%
1996/1997	167	1103	582	13,15%	34,54%
1997/2007	492	431	839	53,30%	66,06%
1997/2007*	614	436	852	58,48%	66,15%

A táblázatban súlyozatlan elemszámok szerepelnek!

* Az 1993-ban 16 év felettiekre történő szűkítés nélkül. Az MHP-HÉV minta jellegzetessége miatt a gyakorlatban ez az 1997-ben 16 év feletti csoportját jelenti.

IV. 2. 3. A hiányzó esetek és kezeléseik

Az elemzés bázisát az 1993-ban 16 év feletti népesség keresőtevékenységet végző része alkotja. Ténylegesen vizsgálni azonban csak az érvényes adatokkal rendelkezőket lehet⁴⁸. Mivel célom a munkabér magyarázása, ehhez mindenekelőtt érvényes keresetadatra volt szükség, ezen kívül a humántőke és a pszichológiai tőke és a kontroll változók esetében is követelmény volt a hiánytalan adatsor. A IV. 3. táblázatban a hiányzó esetek arányát elemzésem bázisára vonatkoztatva adtam meg. Megállapítható, hogy a hiányzó esetek lényegében a munkabér és a pszichológiai tőke esetében jelentenek nagyobb problémát. Míg a kereset esetében az adathiány időben konstans, a pszichológiai tőke esetében növekvő trendről beszélhetünk. Ennek magyarázata az, hogy az egyéni kérdőívek kitöltésének 16 éves alsó korhatára és az 1993-as személyes jellemzők használata miatt az érvényes pszichológiai tőke változóval rendelkezők köre nem bővült, tehát a munkaerőpiacra újonnan belépők egy része nem rendelkezhetett ilyen adattal.

IV. 3. TÁBLÁZAT: A HIÁNYZÓ ESETEK ARÁNYA AZ ELEMZÉS BÁZISÁNAK ARÁNYÁBAN

	Bázis	Munkabér	Pszichológiai tőke	Humántőke			
				Iskolai végzettség	Általános munka-tapasztalat	Speciális munka-tapasztalat	Rész-munkaidőben dolgozik
1993	2477	16,31%	7,35%	0,00%	18,45%	7,55%	0,00%
1994	2269	14,81%	12,96%	0,00%	0,00%	17,58%	0,00%
1995	1987	15,85%	13,39%	0,00%	0,00%	18,62%	0,00%
1996	1685	15,55%	14,84%	0,00%	0,00%	19,82%	0,00%
1997	1270	17,24%	15,04%	0,00%	0,00%	19,13%	0,00%
2007	923	16,90%	11,27%	0,00%	0,98%	8,67%	0,00%
2007*	1050	17,62%	22,00%	0,00%	1,33%	10,10%	0,00%

A táblázatban súlyozatlan elemszámok szerepelnek!

Az elemzés bázisa: az 1993-ban 16 év feletti népességnek a keresőtevékenységet végző csoportja (alkalmazottak, vállalkozók, GYES-en vagy GYED-en lévők, alkalmazásban álló sorkatonák, nyugdíj mellett dolgozók). A táblázat utolsó sorában (2007*) az elemzés bázisa bővebb: az MHP-HÉV minta jellegzetessége miatt a gyakorlatban ez az 1997-ben 16 év feletti népességnek a keresőtevékenységet végző csoportja.

A társadalmi-demográfiai változók esetében az elemzés bázisára vetítve nem volt adathiány.

⁴⁸ A regressziós elemzésben a *listwise* módszerrel kezeltem a hiányzó eseteket. Ennek értelmében minden olyan egyén, akinek a regresszió elemzéshez használt változókból álló adatsorában egyetlen hiányzó eset is van, nem szerepel az elemzésben.

A kereset és pszichológiai tőke változók esetében a hiányzó eseteket ezért inputálással pótoltam. A lehetséges humántőke változók közül pedig a speciális munkatapasztalatot (az adott munkahelyen eltöltött idő) végül nem használtam. A hiányzó béradattal rendelkezők a beosztáskódjuk szerinti átlagos munkabért kapták meg. A hiányzó pszichológiai tőke adatot pedig az adatfelvétel későbbi hullámából (1996., 1997.) pótoltam. A hosszú távú hatás vizsgálata érdekében azonban ezzel az inputálási móddal csak 2007-ben éltem. Mivel 1997. volt az a legkésőbbi kérdezés, ahonnan a pszichológiai tőke adatot pótolni lehetett, az inputált pszichológiai tőke adatok használata egyúttal az elemzés bázisának megváltozását jelentette (1997-ben 16 év feletti, keresőtevékenységet végzők csoportja).

IV. 4. TÁBLÁZAT A HIÁNYZÓ ESETEK ARÁNYA AZ ELEMZÉS BÁZISÁNAK ARÁNYÁBAN INPUTÁLÁS UTÁN

	Bázis	Munkabér	Pszichológiai tőke
1993	2477	1,41%	n.i.
1994	2269	0,13%	n.i.
1995	1987	0,25%	n.i.
1996	1685	0,53%	n.i.
1997	1270	0,24%	n.i.
2007	923	6,72%	n.i.
2007*	1050	8,10%	10,67%

A táblázatban súlyozatlan elemszámok szerepelnek!

Az elemzés bázisa: az 1993-ban 16 év feletti népességnek a keresőtevékenységet végző csoportja (alkalmazottak, vállalkozók, GYES-en vagy GYED-en lévők, alkalmazásban álló sorkatonák, nyugdíj mellett dolgozók). A táblázat utolsó sorában (2007*) az elemzés bázisa bővebb: az MHP-HÉV minta jellegzetessége miatt a gyakorlatban ez az 1997-ben 16 év feletti népességnek a keresőtevékenységet végző csoportja.

n.i. = nem inputáltam.

Azért, hogy az inputált adatok ne torzítsák el a regressziós becsléseket, mindkét inputált változó esetében létrehoztam egy olyan dummy változót, amely 1-es értéket vesz fel adatpótlás esetén, a többi esetben pedig 0 az értéke.

IV. 2. 4. Szelekciós torzítás

Kutatási kérdésem a munkabér magyarázására vonatkozik. Keresettel azonban értelemszerűen csak a munkaerő-piacon jelen lévők rendelkeznek. Ez a csoport azonban a mintámnak (1993-ban 16 év feletti) csak egy részhalmaza (lásd IV. 1. táblázat) és feltételezhetően *szelektált* részhalmaza. Elképzelhető, bizonyos csoportok adatai eleve nem elemezhetőek, mert nincsenek a munkaerőpiacon. A IV. 2. táblázatból látható, hogy az

elemzési bázis egy jelentős részét teszi ki a kilépők csoportja: azok, akik időlegesen vagy véglegesen elhagyják a munkaerőpiacot. Elképzelhető, hogy éppen a bennünket érdeklő magyarázó mechanizmus miatt (értsd alacsony pszichológiai tőke) hagyják a munkaerőpiacot, mindez pedig a pszichológiai tőke kereseti hatásának torzított becsléséhez vezet (szelekciós torzítás).

A probléma megoldására Heckman (1979) azt ajánlja, hogy hozzunk létre egy olyan 0/1 értékű változót, amely megmutatja, hogy valaki bekerült-e mintába. Ezt a változót, ha *bináris logit* modellel magyarázzuk, és elmentjük a becsült valószínűségeket, majd azokat szerepeltetjük abban a regressziós egyenletben, amelyben szelekciós torzítást feltételezünk, akkor a szelekciós torzítás kontroll alatt tartható.⁴⁹ Abban az esetben ugyanis, ha ennek a szelekciós torzítást mérő változónak nincsen hatása, a vélt torzító hatás a kutatási kérdés szempontjából nem jelentős. Szignifikáns hatás esetén azonban a többi változó paraméterbecslése helyes lesz, mivel a szelekciós torzítás kontroll alatt van tartva.

A szelekciós torzítás kezelése két szempontból is kutatói döntés kérdése. Hiszen egyrészt függ attól, hogy a kutató milyen tényezők miatt számít szelekciós torzításra (a logit modell függő változója), illetve nem elhanyagolható az sem, hogy milyen okoknak tulajdonítja ezt a torzítást (a logit modell magyarázó változói). Mivel az elemzésem bázisa évről-évre változik, a kilépőket 1-gyel, a bennmaradókat és belépőket 0-val kódoltam (a logit modell *függő* változója). Modelljeimben tehát lényegében a munkaerőpiacról való kilépést magyaráztam. A munkaerőpiacról természetes módon az öregedés miatt lehet kikerülni, ezen kívül átmenetileg (munkanélkülivé válás), illetve tartósan (korai nyugdíj) is ki lehet szorulni onnan. Modelljeimben ezért szerepeltek az *életkor*, a *munkanélküli* és a *korai nyugdíj*⁵⁰ és nevű változók. Mivel a szelekciós torzítás hatása elemzésemben a pszichológiai tőke torzított becslése miatt érint, ezeknek a változóknak a pszichológiai tőkével való *interakció*ját is vizsgáltam. Feltételezhető ezen kívül, hogy az alacsony iskolai végzettséggel rendelkezők nagyobb mértékben vannak kitéve a munkaerő-piacról történő kiszorulásnak, mint a magas iskolai végzettségűek. Modelljeimben ezért az *iskolázottság*⁵¹ és ennek pszichológiai tőkével való *interakció*ja is szerepelt. Feltételeztem azt is, hogy az alacsony *pszichológiai tőke* önmagában is oka lehet annak, ha valaki egyik évről a másikra nem tud vagy akar

⁴⁹ A STATA programcsomag rendelkezik egy *heckman* elnevezésű programmal, amely a felvázolt két lépcsős eljárást egy lépcsőben hajtja végre. Ezzel a módszerrel a becsült standard hibák számítása pontosabb lesz, mint a kétlépcsős módszert használva. Mivel ez a *heckman* program nem kombinálható a standardizált regressziós együtthatók kiszámításával – amelyekkel az elemzés későbbi részeiben dolgozni fogok –, a kétlépcsős módszerrel dolgoztam SPSS-ben.

⁵⁰ Azok a nyugdíjasok, akik 55 éves életkoruk előtt mentek nyugdíjba.

⁵¹ A legmagasabb iskolai végzettséghez tartozó képzési idő.

keresőtevékenységet végezni, egyszerűen azért, mert a pesszimista hozzáállás nem motivál a munkavégzésre. Ezen kívül a *nem* és a *település* típusa, mint kontrollváltozók szintén bekerültek a modelljeimbe.

A hat vizsgált modell tökéletesen illeszkedik az adatokra, és a modellbe bevont változókkal az a munkaerőpiacról kikerültek több mint felét helyesen lehet prediktálni. Legjelentősebb és minden évben szignifikáns hatása az életkornak és az iskolázottságnak van. Míg az életkor növekedésével *növekszik*, az iskolázottság emelkedésével *csökken* a munkaerőpiacról kikerülés esélye. A pszichológiai tőke 1%-os szignifikancia szinten egyedül 1995-ben van hatással a függő változóra⁵². Ebben az évben a pszichológiai tőkét mérő index értékében bekövetkezett egységnyi növekedés 38,5%-kal *csökkenti* annak a valószínűségét, hogy valaki kikerül a munkaerőpiacról. Figyelemre méltó, hogy a pszichológiai tőke ennyire jelentős hatása éppen 1995-ban jelentkezik, ebben az évben ugyanis az előző évekhez képest drasztikusan zsugorodik a keresőtevékenységet végzők köre (Vukovich-Harcsa: 1998: 34). Úgy tűnik tehát, hogy ebben a nehéz időszakban elsősorban a pesszimista hozzáállás és az önmotiváció hiánya meghatározta meg, hogy kik estek ki a munkaerőpiacról. Szignifikáns hatása van még ebben évben az életkor és pszichológiai tőke, illetve az életkor és az iskolázottság interakciójának is, de ezek hatása azonban elhanyagolható (3% alatti).

IV. 2. 5. *Súlyozás*

Az adatokat 1993 és 1997 között az MHP adatbázis keresztmetszeti súlyváltozóival súlyoztam. Ez a súlyozási eljárás azon a feltételezésen alapszik, hogy a panelminta összetétele „természetes” demográfiai folyamatok miatt (születés, halálozás, stb.) megváltozhat. Kezelni kell azonban a panelkopásból eredő torzulást, vagyis bizonyos háztartások lemorzsolódnak. A korrekció mindig az előző hullám mintájának jellemzői alapján van meghatározva.⁵³

A 2007-es évben az MHP-HÉV adatbázis súlyváltozóját használtam. Ez a változó ugyan az 1992-2007 közötti változásokat veszi figyelembe (Koltai – Rudas, 2008), azonban bizonyos megszorításokkal a teljes magyar népességre is reprezentatívnak tartható. (Hudomiet, 2008). A bérregressziók eredményei alapján feltételezhető, hogy az alacsonyabb munkajövedelműek nagyobb arányban szerepelnek a HÉV mintában, a fiatalok esetében pedig a legsikeresebbek és a legkevésbé sikeresek vannak felül reprezentálva (Hudomiet,

⁵² A többi évben 10%-os szignifikancia-szinten sem volt kimutatható hatás.

⁵³ <http://www.tarki.hu:8080/hev/mhp/dokumentacio/az-mhp-sulyozasarol>

2008: 230). Azok a bérregressziók, amelyek a 2007-es súlyozott Háztartás Monitor adatokra és a súlyozott HÉV állományra is elkészültek azt mutatják, hogy az iskolázottság hatása nagyobb a HÉV adatok esetében a Monitorhoz képest. A többi bérregresszióban használatos hatás (nem, életkor, településtípus, beosztás) nagysága és szignifikancia szintje, valamint a modell által magyarázott variancia azonban azonosnak tekinthető a két mintában (Hudomiet, 2008: 236). A jövedelmeket magyarázó modellek esetében ezért a HÉV adatbázis – annak ellenére, hogy kiindulópontját az 1992-es Háztartás Panel minta adta, reprezentatívnak tekinthető a 2007-es keresztmetszeti állapotra (Hudomiet, 2008: 233).

IV. 3. Operacionalizálás és mérés

IV. 3. 1. A pszichológiai tőke operacionalizálása és mérése

A II. 6. 2. részben bemutatott szakirodalom ajánlásait követve a pszichológiai tőkét az önmotivációval operacionalizáltam, és az empirikus vizsgálhatóság céljából egy olyan mérőeszközt dolgoztam ki, amely a saját sors kézbentartását méri. Nincsen olyan magyar adatokat tartalmazó adatállomány, amely az erre a célra kialakított valamelyik standard skálát tartalmazná. Ezért 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 kézbentartását kifejező indexet hat darab kérdés felhasználásával állítottam elő, ezek 1993-ban, 1996-ban és 1997-ben szerepeltek a vizsgálatban. A kérdések állításokat tartalmaztak, melyekre vonatkozóan a megkérdezettek 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. 5. táblázatban található).

A skála megbízhatóságának mérőszámául a Cronbach-féle alphát használtam, ami a felhasznált kérdések darabszámának és átlagos korrelációjának a függvénye (maximális értéke

1, minimális 0)⁵⁴. 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.

Az IV. 5. táblázatban a teljes népességen belül vizsgáltam a saját sors kézbentartását kifejező indexet alkotó kérdések mintabeli megoszlását. Abban a három évben, amelyekből adatokkal rendelkeztem, lényeges átrendeződés nem történt a hat kérdés megoszlásában. A saját sors kézbentartását kifejező index eloszlását a IV. 2. ábrán mutatom be, ahol egymás mellett ábrázoltam az 1993-as és 1997-es indexek „haranggörbéit”. A két eloszlás egymás mellé helyezése lehetőséget teremt az összehasonlításra. Látható, hogy az index 1997-es eloszlása mintha feljebb csúszott volna az 1993-as eloszláshoz képest. A grafikus ábrázolás fő következtetését egyébként megerősíti a leíró statisztikák figyelembe vétele. Míg az index szórása mindkét évben azonos (3,7 körüli), addig az átlag 1993 és 1997 között 1,6-ról 2,15-re növekedett. Ennek oka visszavezethető arra, hogy a két minta nem független egymástól, mivel ugyanazok az emberek képzik a megfigyelési egységet. Mivel az életkor és a saját sors kézbentartását mérő index között *negatív* kapcsolat van, feltételezhető, hogy az idősebb, alacsony indexértékkel rendelkezők nagyobb eséllyel esnek ki a mintából (halálozás), és helyüket a fiatalabb, magasabb skálapontszámmal jellemezhetőek veszik át. A feltételezést igazolja, hogy az életkor hatásától megtisztított indexek átlaga közötti különbség bőven a statisztikai hibahatáron belül van.

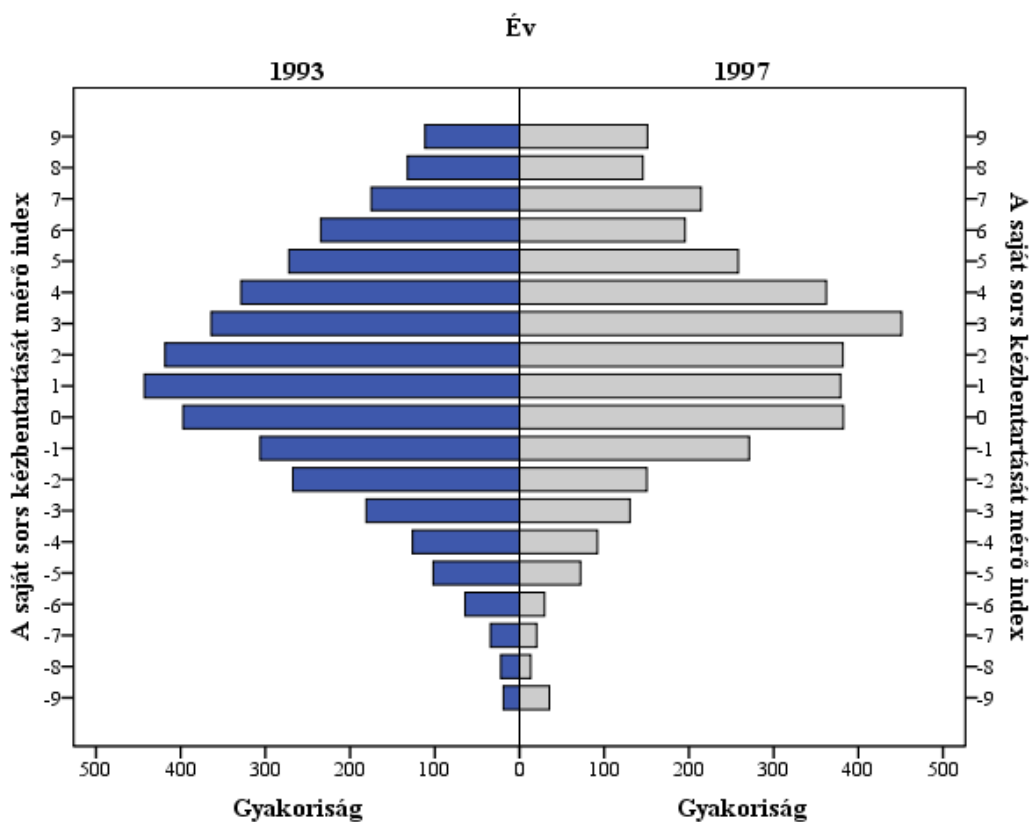
⁵⁴ Mivel a megbízhatósági együttható az adatok mögött egyetlen látens dimenzió „ellenőrzésére” képes (tehát nem képes kezelni az ellentétpárokat), a statisztika meghatározásához az ellentétes állítások közül az egyiket be kellett szorozni -1-gyel.

IV. 5. 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.

IV. 2. ÁBRA: A SAJÁT SORS KÉZBENTARTÁSÁT KIFEJEZŐ INDEX ELOSZLÁSA 1993-BAN ÉS 1997-BEN



A IV. 6. táblázat a korrelációs együtthatókat mutatja a három különböző évből származó, saját sors kézben tartását kifejező, indexértékek között. A táblázatból látható, hogy a különböző években mért értékek közötti állandóság közepes (0,5 körüli korrelációs együttható), tehát a lakosság pszichológiai tőkéje változik. A 16 év feletti népességhez viszonyítva nagyobb ingadozás állapítható meg a munkaerő-piacon lévők pszichológiai tőkéjében. Ebben a csoportban az index értékének megváltozásában egyedüli magyarázóereje annak van, hogy valaki belépett-e a munkaerőpiacra a vizsgált időperiódusban, és nincsen jelentősége az iskolai végzettség vagy a kereset változásának. A munkaerő-piacon lévők esetében egyébként átlagosan körülbelül 30%-kal magasabb a saját sors kézben tartását kifejező index átlaga, mint a mintaátlag.

IV. 6. TÁBLÁZAT: KORRELÁCIÓS EGYÜTTTHATÓK A SAJÁT SORS KÉZBENTARTÁSÁT KIFEJEZŐ INDEX 1993-BAN, 1996-BAN ÉS 1997-BEN MÉRT ÉRTÉKE KÖZÖTT

	Teljes népesség		1993 és 1997 között a munkaerő-piacon lévők	
	1996-os index	1997-os index	1996-os index	1997-os index
1993-as index	0,494	0,429	0,376	0,346
1996-os index		0,608		0,504

A korrelációs együtthatók 0,001 szinten szignifikánsan különböznek a 0-tól

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 összevetsem a Rotter-féle skálával.⁵⁵ A IV. 7. táblázatban közölt adatokból látható, hogy a két index között közepes (0,38) korreláció van, ami azonban attitűd kérdésekről lévén szó nem mondható rossz eredménynek. Érdekes, hogy az általam létrehozott index a Rotter-féle skálához képest valamivel jobban korrelál azzal a kérdéssel, amely *közvetlenül* a sors irányíthatóságára kérdez rá.

A saját sors kézben tartását mérő indexet végül összehasonlítottam az értékszociológia szempontjából két nagyon elterjedt indexszel is. Azt tapasztaltam, hogy az elemzésem során használandó index viszonylag erős kapcsolatot mutat a Schwartz-féle kreativitás és siker értékkel⁵⁶, és ez a kapcsolat erősebb, mint a Rotter-skála és ugyanezen két Schwartz-érték közötti kapcsolat. Nagyon minimális korrelációt még Inglehart posztmaterializmus skálájával⁵⁷ is sikerült kimutatnom, ami csak abból a szempontból jelentős, hogy a Rotter-féle skála egyáltalán nem hozható kapcsolatba ezzel az indexszel.

⁵⁵ 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. Ebben a kérdőívben ugyanakkor egy olyan kérdés is szerepelt, amely közvetlenül a sors irányíthatóságára kérdez rá. Itt a válaszadónak egy olyan tíz fokozatú skálán kellett elhelyeznie önmagát, amely „*semmilyen befolyásom nincsen sorsom irányítására*” végtől a „*nagyon sok lehetőségem van sorsom irányítására*” végletig tartott.

⁵⁶ Schwartz az értékeken elérendő célokat ért, amelyek a cselekvések irányító elveiként hatnak (Schwartz, 2003: 107-8). Empirikus vizsgálatai során tíz alapvető értéket állapít meg, ezeket két egymásra merőleges tengely mentén rendez el. A táblázatban csak azok az értékek szerepelnek, amelyek 0,3-as korrelációnál erősebb kapcsolatban vannak a saját sors kézben tartását mérő indexszel (a Rotter-skála esetében ennél minden esetben gyengébb kapcsolatokat tapasztaltam).

⁵⁷ Itt Inglehart (1997) négy itemből álló indexével dolgoztam, amelynek magas értékei a poszt-materialista, alacsony értékei a materialista beállítottságot mutatja.

IV. 7. TÁBLÁZAT: A SAJÁT SORS KÉZBENTARTÁSÁT MÉRŐ INDEX ÖSSZEHASONLÍTÁSA MÁS
ATTITÚDKÉRDÉSEKEN ALAPULÓ MUTATÓKKAL

	Rotter-féle külső/belső kontroll	A sors irányíthatóságára vonatkozó skála	Schwartz- kreativitás	Schwartz-siker	Inglehart materialist/poszt materialista
<u>A saját sors kézbentartását kifejező index</u>	-0,38**	0,23**	0,39**	0,31**	0,08**
Rotter-féle külső/belső kontroll		-0,16**	-0,22**	-0,25**	-0,04
A sors irányíthatóságára vonatkozó skála			0,14**	0,05	0,04
Schwartz- kreativitás				0,44**	0,03
Schwartz-siker					-0,01

** Az együttható 0,01 –es szignifikancia szinten különbözik a nullától, * az együttható 0,05 –es szignifikancia szinten különbözik a nullától.

Össességében megállapítható, hogy az általam létrehozott mutató kielégítő kapcsolatban van a mintának tekintett Rotter-féle skálával, sőt bizonyos *benchmarkok* alapján jobban is működik mint az eredeti index.

IV. 3. 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 a ennek a változónak a tizes alapú logaritmusát használom. A hiányzó béradatokat a foglalkozáskód szerint vett átlagkeresettel pótoltam⁵⁸.

A W-vel jelölt változótól megkülönböztetem a $\hat{W}$ jelűt, ami egy hosszabb időperiódus alatt felhalmozott összes (munkahelyről származó) munkabér *összegét*⁵⁹ jelenti. Ennek kiszámításához a havi adatok helyett éves kereseti adatokat használtam fel. 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.⁶⁰ Egy

⁵⁸ Ennek célja pusztán az elemszám növelése, a kapott eredményekre – és a vizsgált személyes jellemzők hatására – elhanyagolható mértékű torzító hatást gyakorol.

⁵⁹ Korábbi kutatások nem összeggel, hanem átlaggal dolgoztak (Dunifon – Duncan: 1998; Osborne Groves 2005a; Osborne Groves 2005b)

⁶⁰ <http://www.tarki.hu:8080/hev/mhp/dokumentacio/jovedelemvaltozok-az-mhp-vizsgalatban>

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.⁶¹

Az éves főmunkahelyről származó összes jövedelem adott időperiódus alatt felhalmozott összegének kiszámításánál inflációs korrekciót végeztem, a 2008. évi fogyasztói árindexet (CPI) 100%-nak véve.⁶² Az időperiódusok hosszát folyamatosan növeltem: így először az 1993-as összes éves főmunkahelyről származó jövedelmet, majd az 1993 és 1994 közötti összes éves főmunkahelyről származó jövedelem összegét számoltam ki, végül pedig az 1993 és 2007 közötti összes éves főmunkahelyről származó jövedelem összegét (ebben az esetben azonban 1998 és 2006 között nem volt adatom). Értelmszerűen 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 béradatot ebben az esetben is a beosztáskód alapján pótoltam. Az ilyen módon kapott ($\hat{W}$ -vel jelölt) változók is logaritmizált adatokat tartalmaztak.

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

Modelljeimben a kutatási kérdés szempontjából leglényegesebb magyarázó változója ezért a *saját sors kézben tartását mérő index*. Ennek részletes bemutatását már (IV. 3. 1.) megtettem. A pszichológiai tőkét a modellekben P-vel fogom jelölni. 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 pszichológiai tőke 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 háromtípusú változó került be: társadalmi-demográfiai változók (Z), humántőke beruházás (H) és a pszichológiai tőke (P), ezeken kívül pedig minden modellben szerepeltek korrekciós változók is (C).

⁶¹ http://www.tarki.hu:8080/hev/grphx/FOMEV_H.JPG/view

⁶² Az adatok forrása: KSH, *stADAT-táblák*.

http://portal.ksh.hu/pls/ksh/docs/hun/xstadat/xstadat_eves/tabl3_06_01i.html

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 négykategóriás változatban lett 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 munkatapasztalat⁶³, 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 munkaórán 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

⁶³ Az általános munkatapasztalat nevű változóval kapcsolatban fontos megjegyezni, hogy ez nem az életkor és az iskolai végzettség lineáris kombinációból jött létre! Az általános munkatapasztalat mérésére egy külön változót használtam fel (e3melyev), amely arra kérdezett rá, hogy melyik évben kezdett el dolgozni a megkérdezett. Az általam mért munkatapasztalat tehát elvileg korábban kezdődhetett, mint a legmagasabb iskolai végzettség megszerzése. Eredményeim egyébként azt mutatják, hogy azok rendelkeznek a legmagasabb pszichológiai tőkével, akik felsőfokú tanulmányaik alatt már elkezdtek dolgozni. Mivel azonban a főiskolai/egyetemi tanulmányok alatti munkába állás nem csak a pszichológiai tőkével, hanem egyéb okokkal – például a család anyagi helyzete – is kapcsolatban állhatott, szükségesnek láttam ezt a változót is szerepeltetni az elemzésben. Az általános munkatapasztalat hatásának értelmezésénél azonban mindenképpen szem előtt kell tartani azt, hogy ennek a változónak a hatása nem tisztán a munkaerőpiaci múlt hatását méri. A változó elhagyása egyébként csak kis mértékben változtatja meg az eredményeket.

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 az *inputált pszichológiai tőke* nevű változó csak 2007-es évre vonatkozó becslésekbe került be. Ez megmutatja, hogy a saját sors kézbentartását kifejező változó (P) inputálva van-e.

IV. 4. A statisztikai módszer

Munkám során a legkisebb négyzetek módszerén alapuló regressziós becslés (OLS-regresszió) segítségével fogom megbecsülni a pszichológiai tőke kereseti hatását. Magát a hatást a standardizálatlan regressziós együttható (β) fejezi majd ki⁶⁴. 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 modelltypust mutatok be.

IV. 4. 1. A modelltypusok meghatározása

Empirikus vizsgálataimhoz olyan kibővített humántőke (H) beruházás hatását vizsgáló modellt hoztam létre, amelyben kezelve vannak a társadalmi-demográfiai különbségek (Z) és a mintába kerülés okozta torzítás (C), és amely kitüntetett hatásként tartalmazza a saját sors kézbentartásával operacionalizált pszichológiai tőkét (P). A modellt technikailag háromféle módon határoztam meg: ezeket a módokat *modelltypusoknak* neveztem. Mindegyik modelltypus ugyanazt a problémát kezeli, a kezelés módja azonban modelltypusonként különböző. A kezelendő probléma az, hogy a pszichológiai tőke a munkabérre nézve exogén legyen, vagyis ne befolyásolja a munkaerő-piaci tapasztalat.

⁶⁴ $\beta = (X'X)^{-1}(X'y)$, ahol X a magyarázóváltozók $n \times (k+1)$ -es mátrixa, y a függő változó $n \times 1$ -es vektora, β pedig a regressziós együtthatók $(k+1) \times 1$ -es vektora, n a megfigyelési egységeket (a mátrix sorai), k pedig a változókat (a mátrix oszlopai) jelenti.

IV. 4. 1. 1. A késleltetett modelltípus definiálása

A pszichológiai tőke 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 pszichológiai tőke (a saját sors kézbentartását mutató indexszel mérve), ε pedig a hibatag. 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 pszichológiai tőke, 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 modelltípust 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 az adott időperiódusban, Z a társadalmi-demográfiai változók vektora, C a korrekciós változók vektora, H a humántőke beruházással kapcsolatos változók vektora, P a pszichológiai tőke (a saját sors kézbentartását mutató indexszel mérve), ε pedig a

hibatag. Az i kitevő az egyénekre utal, az s kitevő az időperiódusra, míg a t' kitevő a vizsgált periódus végét jelöli. Ezeknél a modelleknel 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. 4. 1. 2. Kétlépcsős legkisebb négyzetek modelltípus definiálása

A 2SLS (two stage least square; kétlépcsős legkisebb négyzetek) módszer két lépésben biztosítja azt, hogy a pszichológiai tőke ne befolyásolja a munkatapasztalat. Első lépésben egy olyan instrumentum előállítás történik, amely erősen korrelál az eredeti (saját sors kézbentartását mérő) indexszel, mégis független a munkaerő-piaci jellemzőktől. Második lépcsőben már az instrumentum kerül felhasználásra, és így mérhető a pszichológiai tőke „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 P a pszichológiai tőke (a saját sors kézbentartását mutató indexszel mérve), Z a társadalmi-demográfiai változók vektora, $\hat{H}$ a humántőke beruházással kapcsolatos változók vektora (amely különbözik a korábbi egyenletekben használt H vektortól, mert abban az általános munkatapasztalaton kívül a speciális munkatapasztalat is benne van (vagyis az adott munkahelyen eltöltött idő), $\log_{10} W$ az utolsó havi, főmunkahelyről származó nettó munkabér tízes alapú logaritmus, $\bar{P}$ pedig az egyenlet reziduálisa. Ezt a változót nevezem instrumentumnak. A 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 kézbentartását 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-pszichológiai tőke van inputálva az 1996-os vagy 1997-es adatok felhasználásával. Ha az 1993-ban mért instrumentum-pszichológiai tőke hiányzik, akkor az 1996-ban mért, annak hiányában pedig az 1997-ben mért adat kerül beolvasásra. Értelemszerűen a 2007-es munkabérre felírt 2SLS modellben az *inputált pszichológiai tőke* nevű vektor más, mint a korábbi modellekben volt.

IV. 4. 1. 3. Kereseti változás modelltípus definiálása

A II. 6. 2. 3. részben jeleztem, hogy a téma irodalmában használt *kereseti változás* modelltípus nem az endogitási probléma megoldása, hanem a kereseti mobilitás magyarázása céljából szerepel. Az okság biztosítása érdekében alkalmazott utolsó modelltípusom ezért különbözik a szakirodalomban található, hasonló elnevezésű modelltípus specifikációjától. A *kereseti változás* elnevezést viselő modelltípussal ugyan vizsgálható a kereseti mobilitás, elsősorban azonban a pszichológiai tőke munkabérre 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 a IV. 5. egyenletet:

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

A változók jelölésére a már megszokott formalizálást használtam. Ebben az esetben nem volt értelme a béradatokat infláltni a *t.* és *t-1.* év adatai esetében, mivel az infláció értéke minden egyes megfigyelési egység esetében állandó volt. A modellben a *t-1.* év béradatának szerepeltetésével a munkaerő-piaci hatások komplex kontrollálása történt. A kereseti egyenlőtlenségeknek ez a determinisztikus modellezése azt jelenti, hogy egy adott év munkaerő-piaci sikeressége legjobban mindig az előtte lévő év sikerességével magyarázható, ezen a determinisztikus hatáson túl azonban minden – a *t.* év keresetere hatást gyakorló tényező – vizsgálendő. 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 modelltípus célját.

IV. 4. 2. Modellépítés és a modelltípusok közti különbségek

Modelltípusonként hat darab modellt vizsgáltam, ezek közti különbséget az adja, hogy az adatok az MHP melyik hullámából származnak (a pszichológiai tőke kivételével, mert azok mindig 1993-ból származnak). Az MHP adatait használva 1993 és 1997 között összesen öt modell, illetve az MHP-HÉV adatbázis felhasználásával 2007-re vonatkozóan még egy modell vizsgálatára volt lehetőség.

A modelleket hierarchikusan építettem fel. Az alapmodell a társadalmi-demográfiai változókból (Z), valamint a korrekciós változókból (C) tevődött össze. Második lépcsőben ezekhez a változókhöz léptettem be a humántőke beruházást mérő változócsoporthoz (H), majd harmadik lépésben a saját sors kézben tartásával kifejezett pszichológiai tőkét (P).

A három modelltípus közötti különbség abban van, hogy az endogenitási probléma kezelésére mennyire szigorú megoldást kínálnak. A *késleltetett* modelltípus tartalmazza a legenyhébb feltételezéseket, itt ugyanis a pszichológiai tőke időbeli késleltetettje szerepel⁶⁵. Vélhetően a pszichológiai tőke kereseti hatása ennek a modelltípusnak az esetében nagyobb lesz, mint a *2SLS* és a *kereseti változás* modellek esetében.

Különbség azonban a két szigorúbb modelltípus között is van. A *2SLS* modelltípus az 1993-ban mért pszichológiai tőkéből kiszűri az összes 1992-ben mért munkaerő-piaci és demográfiai különbséget. A modell feltételezése szerint a pszichológiai tőkét meghatározhatják ezek a tényezők, ezért ezektől a befolyásoktól megtisztított hatás kimutatása a lényeges. Ehhez képest a *kereseti változás* esetében a feltételezés arra vonatkozik, hogy egy adott időpont bérszínvonalát elsősorban az időben előtte lévő határozza meg (determinista felfogás), de minden olyan hatás érdekes, amely a determinációs tényezők felül jelentősnek bizonyul. Vélhetően a kereseti változás modell tartalmazza a legerősebb feltételezéseket, és ezért ebben a modelltípusban lesz a legalacsonyabb hatás.

A modelltípusok között modellépítéssel is van különbség, amely a függő változó eltérő specifikációjából adódik. A *késleltetett periódus* modellépítés egy hosszabb időszak összes keresetét magyarázza, és figyelembe veszi a munkahelyről érkező összes juttatást. Ehhez

⁶⁵ Az oksági feltételezés egyáltalán nincsen biztosítva a késleltetett modelltípus 1993-as modelljében, itt minden változó 1993-ból származik. Ennek a modellnek az eredményeivel lehet majd összevetni az oksági feltételezésekkel biztosított modellek eredményeit.

képest a többi három modelltípus utolsó havi béradatokkal dolgozik, és csak a munkabérek vizsgálatára koncentrálnak.

IV. 5. Összegzés

Ebben a részben az empirikus elemzéshez felhasznált adatokat és módszereket mutattam be. A későbbi kutatás irányába mutató legfontosabb megállapításai a következők:

- Magyarországon az általam vázolt kutatási feladat teljesítéséhez az egyedül alkalmas adatállomány a Magyar Háztartás Panel (MHP), és az ehhez kapcsolódó Háztartások Életút Vizsgálata (HÉV), mert ezek olyan paneladatbázisok, amelyek egy viszonylag hosszú időszak vizsgálatát teszik lehetővé és egyaránt tartalmazzák a munkaerő-piaci és személyes jellemzőket mérő adatokat.
- Az elemzés a gazdaságilag aktív népességre vonatkozik. Ezt a csoportot azonban nem a hivatalos statisztikákban szereplő korcsoportot (15-64) jelenti. Egyrészt azért, mert az MHP-ben az egyéni kérdőív kitöltésének alsó korhatára 16 év volt. Másrészt pedig a pszichológiai tőke hosszú távú hatásának kutatása miatt az 1993-ban feltett kérdésekből hoztam létre a személyes jellemzőket mérő indexet, így minél későbbi év béradatát vizsgáljuk, a mintába tartozók annál nagyobb részénél fog hiányozni ez az index. Az adathiány szisztematikus, mivel a fiatal korosztályok adata nem szerepelnek.
- Az elemzés során az adathiányt inputálással kezeltem, a mintába kerülés valószínűségében bekövetkező torzulást pedig a Heckman-féle regresszióval kezeltem.
- Az MHP adatbázisban rendelkezésre állnak olyan anómiát és elidegenedést mérő kérdések, amelyek az egyéni problémamegoldó képességre és a jövőbe vetett bizalomra kérdeznek rá.
- A saját sors kézben tartását mérő indexszel operacionalizált pszichológiai tőke változót hat darab kérdés összegéből hoztam létre. Az index -9 és 9 közötti tartományban szóródik, és minél nagyobb, annál erősebb a megkérdezett egyéni problémamegoldó képessége és a jövőbe vetett bizalma.
- A kialakított index a hasonló témájú kutatásokban alkalmazott Rotter-féle külső/belső kontroll skála viszonylag jó közelítésének tekinthető.

- Az elemzés során ok (pszichológiai tőke) és okozat (munkabér) között fenn kell tartani az időbeli konzisztenciát. A pszichológiai tőke ezért a béradathoz képest az adatfelvétel egy korábbi hullámából származik.
- Az empirikus elemzés során egy olyan pszichológiai tőkével kibővített humántőke beruházás modell segítségével vizsgáltam a kereseti egyenlőtlenséget, amely kontroll alatt tartja a demográfiai különbséget és a mintába kerülés által okozott torzítást.
- A kibővített humántőke beruházás modellt három típusát készítettem el: *késleltetett*, *2SLS* és *kereseti változás* modell típusok.

V. A PSZICHOLÓGIAI TŐKE MUNKAERŐ-PIACI JELLEMZŐK SZERINT VETT METSZETEI

V. 1. Bevezetés

A null-hipotézis megfogalmazása és a statisztikai módszer megadása során jeleztem, hogy a pszichológiai tőkét jelentő személyes jellemzők a munkaerő-piaci események hatására módosulhatnak. A pszichológiai tőke tiszta kereseti hatása csak ezeknek a tényezőknek a kiszűrésével elemezhető. Ennek érdekében szükséges bizonyítani a személyes jellemzőket ilyen irányból érő befolyást. Egy ilyen fajta kérdésfeltevés azonban teljesen más logikát követel meg, mint a későbbi oksági érvelés. Ebben a fejezetben a magyarázandó jelenség (*explanandum*) a saját sors kézbentartását mérő indexszel operacionalizált pszichológiai tőke. Az oksági modellezés során pedig szóban forgó index mint magyarázó (*explanans*) jelenség fog szerepelni. (V.ö.: Hempel és Oppenheim, 1948: 136-7). A dolgozat későbbi részeihez képest egy másik jelentős eltérés, hogy míg itt három különböző időpontból származó pszichológiai tőke indexet vizsgálok (1993., 1996., 1997.), az elemzés későbbi részeiben csak az 1993-ból származó indexértékekkel dolgozom, mert így vizsgálható a leghosszabb idősor.

Ebben a részben az empirikus elemzés két nagyobb fejezetre oszlik. Először kétváltozós szinten, a saját sors kézbentartását kifejező index átlagát vizsgálom néhány munkaerő-piaci jellemző szerint (V. 2.). Majd többváltozós elemzéssel vizsgálom, hogy a pszichológiai tőkét milyen munkaerő-piaci hatások érik (V. 3.), azzal a céllal, hogy ezeket a hatásokat tényleg szükséges-e majd modelltípusokkal kiszűrni. A legfontosabb eredményeket az V. 4. fejezetben foglalom össze.

V. 2. A munkaerő-piaci jellemzők és pszichológiai tőke – kétváltozós elemzés

A munkaerő-piaci jellemzők hatásának meghatározásakor egyrészt a munkabér, másrészt a humántőke személyes jellemzőket befolyásoló erejét vizsgálom. Feltételezem, hogy a magas keresettel rendelkezők egyúttal magasabb pontszámmal rendelkeznek a saját sors kézbentartását mérő index tekintetében. A nagyobb munkabér és az ezzel párosuló

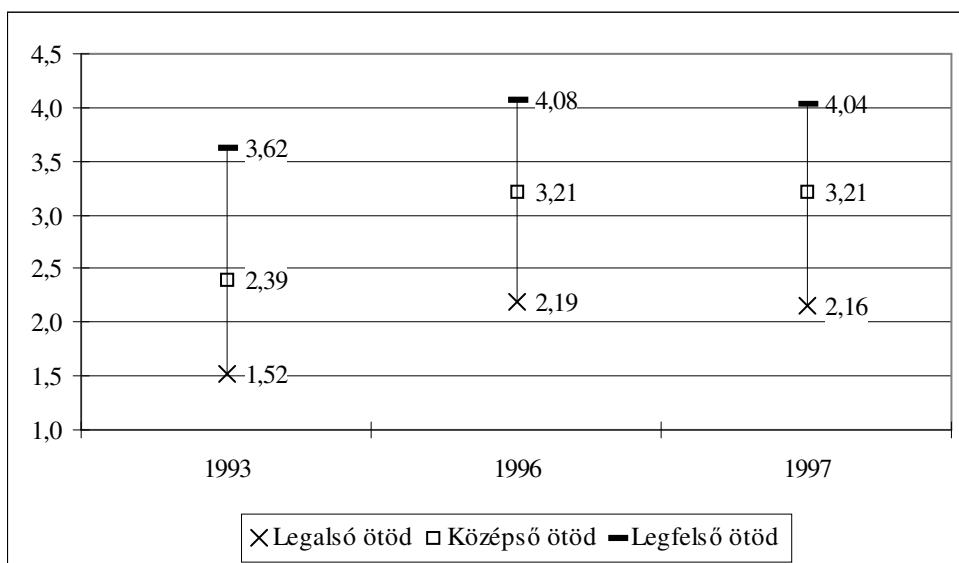
bővülő objektív lehetőségek megerősíthetik az optimista, magabiztos, határozott, motivált személyes képességeket. A humántőke tekintetében egyrészt az iskolázottság pozitív hatását feltételezem. Magasabb iskolai végzettség egyúttal magasabb kereset is jelent, másrészt feltételezhetően az iskolai végzettség emelkedésével növekszik a munkavégzés kreativitása és a munkaköri szabadság. Mincer (1962) alapján humántőke beruházásnak tekintem a munkahelyi tapasztalatot, méghozzá annak általános (a munkával töltött évek száma) és speciális (az adott munkahelyen eltöltött idő) formáját is. Feltételezem, hogy a munkatapasztalat bármelyik formájáról is legyen szó, az pozitívan befolyásolja a pszichológiai tőkét. A munkaerő-piacon való folyamatos jelenlét olyan pozitív visszajelzéseket jelenthet, amely erősíti az önértékelést és az ezzel összefüggő határozottságot, pozitív világlátást. Mindenesetre fontos megállapítani, hogy a munkaerő-piacon eltöltött évek számának növekedése egyúttal az életkor emelkedését is jelenti, az életkor emelkedése pedig a korábbi kutatási tapasztalatok szerint (Kopp et al.: 1996) negatívan befolyásolja az optimizmussal összefüggő személyes jellemzőket. A munkatapasztalat tiszta hatását ezért kétváltozós szinten nehéz lesz kimutatni⁶⁶.

Az V. 1. ábrán a saját sors kézbentartásával mért pszichológiai tőke átlagát kereseti kategóriák (ötödök) szerint vizsgáltam. Az ábrán látható, hogy a kereseti szintek szerint jelentős különbségek mutathatóak ki a vizsgált index átlagában. A magasabb kereset egyúttal nagyobb pszichológiai tőkét is jelent. Mindez azért lényeges, mert az egyes kereseti ötödök összetétele évről évre változik⁶⁷, és maga a pszichológiai tőkét mérő index is különböző időpontokból való. Tehát függetlenül attól, hogy ténylegesen kik alkotják például a legfelső ötödöt, az oda tartozók pszichológiai tőkét mérő indexértéke azonos, és szignifikánsan magasabb a többi kereseti szinthez tartozó értéknél. Megállapítható az is, hogy a kereseti kategóriák szerint kimutatott különbségek időben állandónak tekinthetők.

⁶⁶ Korábbi vizsgálatok (Murnane et al.: 2001; Osborne-Groves 2005a; Osborne-Groves 2005b) eredményei azt mutatják, hogy az életkor negatív hatással van a pszichológiai tőkére (a kijelentés egyébként általánosságban az attitűd-kérdésekre is igaz Vö.: Inglehart 1997: 135). Mivel a pszichológiai tőkét a sors irányításával és egyfajta optimizmussal operacionalizálom, ezért ez a feltevés ennek a kutatásnak az esetében is magától értetődő. Meg kell azonban jegyezni, hogy míg teljes 16 év feletti lakosság esetében a saját sors kézbentartását mérő index az életkor emelkedésével lineárisan csökken, a munkaerő-piacon lévőknel ez a trend semmiképpen nem igaz, mert éppen a legidősebb (66+) életkori csoportban a legmagasabb a vizsgált index átlaga.

⁶⁷ A különböző évekre meghatározott ötödök között 0,7 és 04 közötti a korrelációs együttható értéke.

V. 1. ÁBRA: A PSZICHOLÓGIAI TŐKE ÁTLAGA A KERESETEK ALAPJÁN ÖTÖDÖK SZERINT

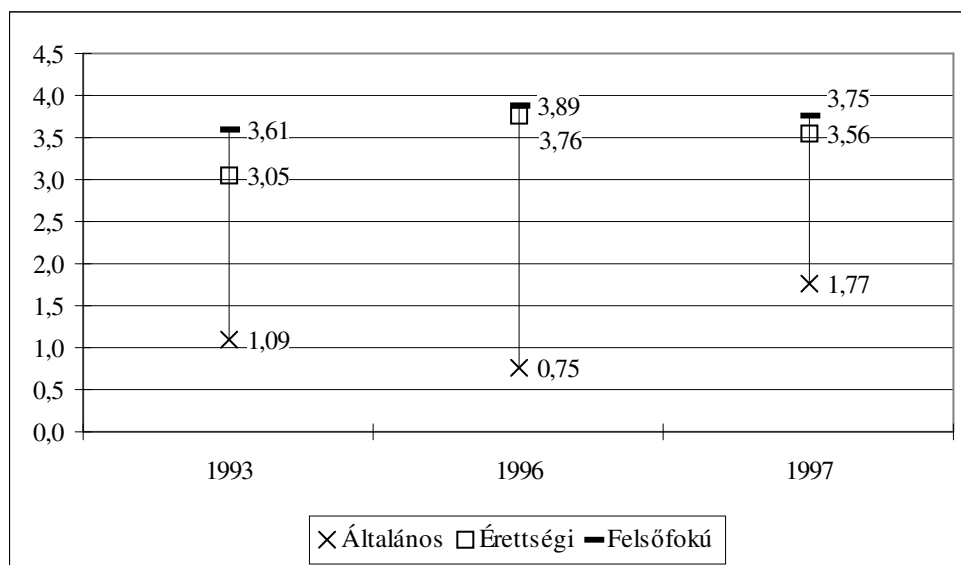


A pszichológiai tőke a saját sors kézben tartását mérő indexszel van mérve. A pszichológiai tőke és a béradat azonos évekből származik (nincsen időbeli késleltetés)

Az ábrán feltüntetett különbségek 1%-os szignifikancia szinten különböznek a nullától.

Humántőke beruházás tekintetében az iskolázottság alapján szintén szignifikáns különbségek mutathatóak ki: a felsőfokú végzettségűek körében a legmagasabb évről évre a saját sors kézben tartását mérő index értéke, míg a legfeljebb általános iskolai végzettségűek körében legalacsonyabb. Az index átlagában 1996-ban és 1997-ben a diplomások és érettségizettek között nincsen szignifikáns különbség. Időben a leginkább a legfeljebb általános iskolai végzettségűek pszichológiai tőkéje ingadozik. Lényeges azonban, hogy az ábrákon csak az adott évben munkaerő-piacon lévők pszichológiai tőkéje jelenik meg. Feltételezhetően az általános iskolát végzettek a legkevésbé homogén csoport, mivel foglalkozáspolitikai döntések erősen meghatározzák az alacsony iskolázottságúak munkaerő-piaci jelenlétét.

V. 2. ÁBRA: A PSZICHOLÓGIAI TŐKE ÁTLAGA ISKOLÁZOTTSÁG SZERINT

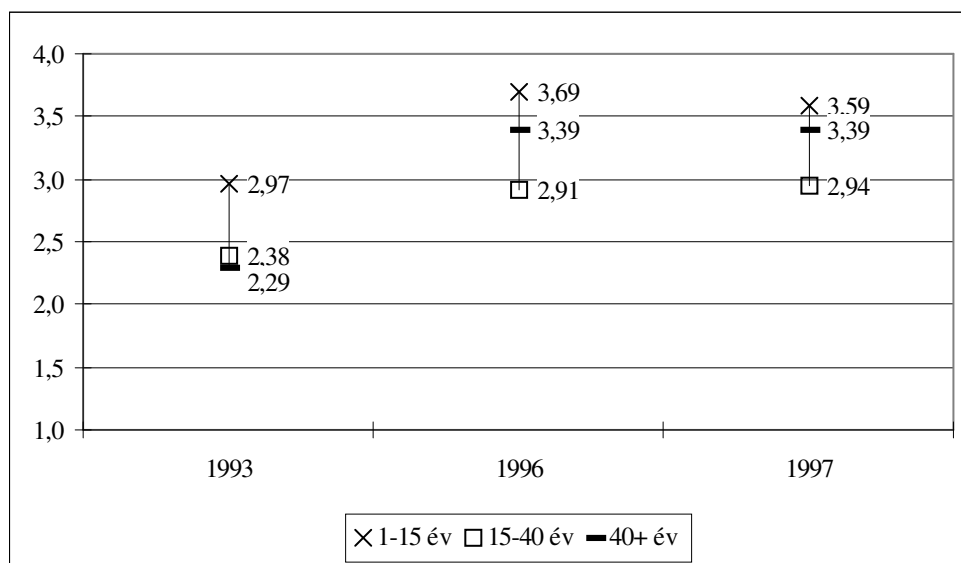


A pszichológiai tőke a saját sors kézben tartását mérő indexszel van mérve. A pszichológiai tőke és az iskolázottság azonos évekből származik (nincsen időbeli késleltetés)

Az érettségizettek és diplomások közötti különbség 1996-ban és 1997-ben 10%-os szignifikancia-szinten sem különbözik a nullától, A többi különbség legalább 5%-os szinten szignifikáns.

Mint ahogyan a bevezetőben említettem a munkatapasztalat hatását nehezebb kimutatni, a pszichológiai tőkére, mert az életkori (amúgy negatív hatása) zavaró tényezőt jelenthet. Az V. 3. ábrán a munkával töltött évek szerinti bontásban mutatom be a saját sors kézben tartását mérő index átlagát. Megállapítható, hogy a munkatapasztalat nem lineárisan befolyásolja a pszichológiai tőkét: a 40 évnél hosszabb munkatapasztalattal rendelkezők magasabb indexértékkel rendelkeznek, mint 16-40 éves tapasztalattal rendelkezők (kivéve 1993-ban), de skálapontszámaik átlaga alacsonyabb mint azoké, akik legfeljebb 15 éve léptek be a munkaerő-piacra. Az egyetlen szignifikáns különbség egyébként a 15 évnél kevesebb munkatapasztalattal rendelkezők és a 16-40 éves munkatapasztalattal rendelkezők közötti különbség.

V. 3. ÁBRA: A PSZICHOLÓGIAI TŐKE ÁTLAGA ÁLTALÁNOS MUNKATAPASZTALAT SZERINT



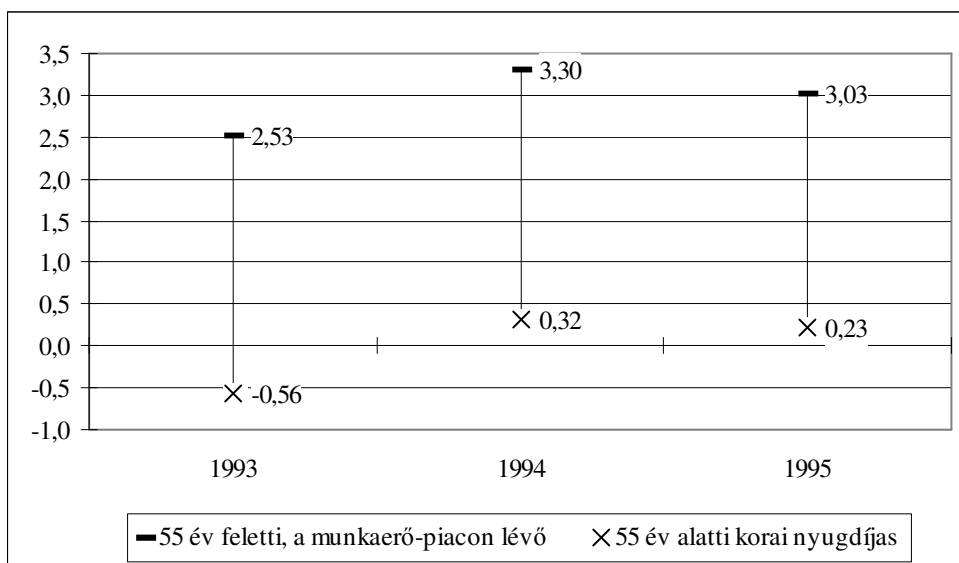
A pszichológiai tőke a saját sors kézben tartását mérő indexszel van mérve. A pszichológiai tőke és az iskolázottság azonos évekből származik (nincsen időbeli késleltetés)

A 15-40 és 40+ év munkatapasztalattal rendelkezők közti különbségek minden évben 1%-os szinten szignifikánsak, a többi különbség 10%-os szinten sem különbözik a nullától.

A pszichológiai tőke általános munkahelyi tapasztalat szerinti csoportosításával nem tudtam tökéletesen bizonyítani, hogy a hosszú munkaerő-piaci jelenlét egyúttal a saját sors kézben tartását és az optimizmust is jelenti. Az V. 4. ábrán ezért azt vizsgáltam meg, hogy személyes jellemzőik szerint van-e eltérés azok között, akik kiszorultak a munkaerőpiacról, és azok között, akik hosszan jelen tudnak lenni ott. A munkahelyről való kiszorulás esetében az idő előtt nyugdíjba vonulókat vizsgáltam⁶⁸, és őket hasonlítottam össze a munkaerőpiacon hosszan jelen lévőkkel. Eredményeim azt mutatják, hogy azok, akik idő előtt nyugdíjba vonultak, szignifikánsan alacsonyabb pszichológiai tőkével rendelkeztek, mint azok, akik hosszan jelen tudtak lenni a munkaerő-piacon.

⁶⁸ 55 éves koruk előtt öregségi vagy rokkantsági nyugdíjban részesülők.

V. 4. ÁBRA: A PSZICHOLÓGIAI TŐKE ÁTLAGA A KORAI NYUGDÍJASOK ÉS A MUNKAERŐ-PIACON HOSSZAN JELENLÉVŐK KÖZÖTT



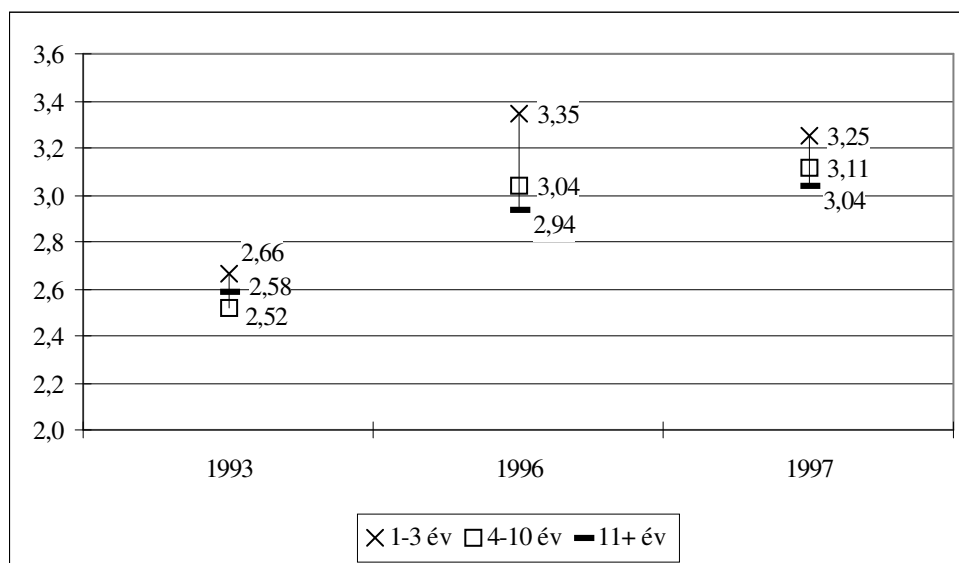
A pszichológiai tőke a saját sors kézben tartását mérő indexszel van mérve. A pszichológiai tőke és a munkaerő-piaci kategóriák azonos évekből származnak (nincsen időbeli késleltetés)

Az ábrázolt 1%-os szignifikancia szinten különböznek a nullától.

Végül a pszichológiai tőke speciális munkahelyi tapasztalat (adott munkahelyen eltöltött idő) szerinti metszetét is megnéztem. Mint ahogyan az V. 5. ábráról látható, lényeges különbségeket nem lehet kimutatni a munkahelyen eltöltött idő szerint. Meglepő módon, akik a leghosszabb időt töltötték el adott munkahelyen, azok rendelkeznek átlagosan a legalacsonyabb indexértékkel (bár a különbségek nem szignifikánsak)⁶⁹.

⁶⁹ Mindez azonban *nem* jelenti azt, hogy akiknek a pszichológiai tőkét mérő indexe a legmagasabb azok rendelkeznek a legalacsonyabb speciális munkahelyi tapasztalattal: Dunifon és Duncan (1998) felvetése erre vonatkozott.

V. 5. ÁBRA: A PSZICHOLÓGIAI TŐKE ÁTLAGA A SPECIÁLIS MUNKATAPASZTALAT SZERINT



A pszichológiai tőke a saját sors kézben tartását mérő indexszel van mérve. A pszichológiai tőke és a speciális munkatapasztalat azonos évekből származik (nincsen időbeli késleltetés). Az ábrázolt 10%-os szignifikancia szinten sem különböznek a nullától, kivéve az 1996-os két szélső kategória közötti különbség, amely 5%-os szinten szignifikáns.

V. 3. A munkaerő-piaci jellemzők hatása a pszichológiai tőkére – többváltozós elemzés

Az előző fejezetben hangsúlyoztam, hogy pusztán két változó kapcsolatának elemzése során egyértelmű hatásokról indokolatlan beszélni, mert elképzelhető, hogy a kétváltozós szinten látszó kapcsolat mögött a valóságban más – az elemzésbe be nem vont – változók hatása áll. A saját sors kézben tartását kifejező index elemzése ezért csak több változó együttes hatást kontroll alatt tartva lehet teljes. Ennek érdekében a késleltetett modelltípushoz hasonló modellt illesztettem az adatokra úgy, hogy itt a pszichológiai tőke volt a függő változó:

$$P_{it+1} = \alpha + \beta_1 \times Z_{it} + \beta_2 \times \log_{10} W_{it} + \beta_3 \times C_{it} + \beta_4 \times H_{i93} + \varepsilon_{it}, \quad (V.1.)$$

Az egyenletben használt jelölések azonosak a IV. 3. 3. részben használt jelöléssel. Az MHP adatai három évben (1993., 1996., 1997.) teszik lehetővé a pszichológiai tőke előállítását, így összesen három darab magyarázó modellt használtam. Ezekben a független változók a függő változóhoz képest késleltetve szerepeltek. Az elemzést azzal a céllal végeztem el, hogy a

pszichológiai tőkét ért hatások kimutathatóvá váljanak. Robosztus hatásnak neveztem azt a hatást, amelyik a három modell közül legalább kettőben jelentősnek (szignifikánsnak) bizonyult. Az eredményeket az V. 1. táblázatban összegeztem.

A táblázatból látható, hogy a munkabér és iskolázottság olyan robusztus hatásokat jelentenek, amelyek minden évben nagyon erősen meghatározzák a saját sors kézbentartását kifejező indexet. Minél iskolázottabb valaki, illetve minél nagyobb a keresete, annál magasabb a szóban forgó személyes jellemzőt mérő index értéke. Bizonyos mértékig a településtípus pozitív hatása is megállapítható, legalábbis erre utalnak a táblázatban közölt szignifikancia-értékek (megyeszékhely esetében). Bár minden modell nagyon jól illeszkedik az adatokra, magyarázóerejük viszonylag alacsony (10% körüli). Ebből pedig azt a következtetést lehet levonni, hogy a saját sors kézbentartásával operacionalizált pszichológiai tőke több mint 90%-a független a társadalmi-demográfiai és a munkaerő-piaci hatásoktól. A későbbi oksági elemzés során tehát szükséges kimutatott hatások kezelése, ennek hiányában ugyanis nem tisztán a pszichológiai tőke, hanem annak munkaerő-piaci jellemzők által meghatározott fajtájának hatását vizsgálnánk. Ez az elemzési egység arra is rávilágított, hogy a null-hipotézisben megfogalmazott feltételezésem helyes volt, a munkaerő-piaci jellemzők ugyanis meghatározzák a személyes jellemzőket.

V. 1. TÁBLÁZAT: A PSZICHOLÓGIAI TŐKE MAGYARÁZÁSA TÁRSADALMI-DEMOGRÁFIAI ÉS MUNKAERŐ-PIACI JELLEMZŐKKEL

	1993	1996	1997
Konstans	-8,162 ()***	-7,78 ()***	-9,549 ()***
Férfi	-0,166 (-0,023)	0,078 (0,012)	0,385 (0,061)**
Életkor	-0,219 (-0,681)**	-0,074 (-0,219)	0,088 (0,277)
Életkor (négyzet)	0,002 (0,437)	0 (0,099)	-0,002 (-0,384)
Nőtlen/hajadon	-0,26 (-0,027)	-0,217 (-0,025)	0,232 (0,028)
Elvált	-0,329 (-0,024)	-0,156 (-0,012)	-0,024 (-0,002)
Özvegy	0,145 (0,008)	0,106 (0,006)	0,343 (0,019)
Város	0,289 (0,037)	0,339 (0,046)	0,104 (0,015)
Megyeszékhely	0,446 (0,044)*	0,181 (0,019)	-0,501 (-0,056)**
Budapest	0,494 (0,054)**	0,023 (0,003)	-0,304 (-0,04)
Munkabér	3,281 (0,193)***	2,501 (0,153)***	2,526 (0,165)***
A munkabér inputált	-0,72 (-0,061)**	-0,415 (-0,031)	-0,274 (-0,02)
Általános munkatapasztalat	0,011 (0,036)	-0,017 (-0,053)	-0,135 (-0,446)***
Általános munkatapasztalat (négyzet)	0 (0,056)	-0,001 (-0,071)	0,003 (0,391)***
Speciális munkatapasztalat	0,035 (0,087)	0,001 (0,003)	-0,013 (-0,035)
Speciális munkatapasztalat (négyzet)	-0,001 (-0,05)	0,001 (0,087)	0 (0,036)
Részmunkaidőben dolgozik	1,034 (0,046)*	-0,571 (-0,025)	0,21 (0,009)
Iskolázottság	0,174 (0,128)***	0,204 (0,152)***	0,139 (0,11)***
R ²	0,103	0,107	0,089
Súlyozott N	1760	1535	1496

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. 7. táblázatban találhatóak.

V. 4. Összegzés

Ebben a fejezetben a saját sors kézbentartását kifejező indexet munkaerő-piaci jellemzők metszetében vizsgáltam azzal a céllal, hogy a későbbi oksági elemzés során kiszűrjem az esetleges ilyen jellegű hatásokat. Legfontosabb megállapításaim a következők:

- A saját sors kézbentartásával operacionalizált pszichológiai tőkét elsősorban a kereset és az iskolázottság határozza meg. Minél magasabb valakinek a keresete, illetve minél iskolázottabb, annál magasabb pszichológiai tőkével rendelkezik.
- A munkaerő-piaci és társadalmi-demográfiai jellemzők nagyságrendileg 10%-ban határozzák meg az általam mért személyes jellemzőket. A későbbiekben vizsgálandó magyarázóelv tehát 90%-ban független az ilyen jellegű hatásoktól.

- Az oksági elemzés során szükségszerű a pszichológiai tőkét ért munkaerő-piaci jellemzők kezelése, ennek hiányában ugyanis nem tisztán a személyes jellemzők, hanem a munkaerő-piaci jellemzők által meghatározott személyes jellemzők hatását vizsgálnánk.
- Lényeges megállapítás továbbá, hogy bár az általános munkahelyi tapasztalat hatása (a kétváltozós elemzés alapján) nem egyértelmű, akik hosszán jelen tudtak lenni a munkaerő-piacon, lényegesen magasabb indexértékkel rendelkeztek, mint azok, akik a korai nyugdíjazás miatt kiszorultak onnan.

VI. A PSZICHOLÓGIAI TŐKE KERESETI HATÁSA – EMPIRIKUS ELEMZÉS MAGYARORSZÁGI ADATOKON

VI. 1. Bevezetés

Az V. részben elvégzett elemzés rámutatott arra, hogy munkaerő-piaci tényezők befolyásolhatják a pszichológiai tőkét. A személyes jellemzők kereseti hatásának vizsgálata ezért ezeknek a tényezőknek a kiszűrését követeli meg. Dolgozatomnak ebben a részében magyarországi adatok felhasználásával először mutatom ki a pszichológiai tőke kereseti hatását és számítom ki annak pénzmennyiségben is kifejezhető nagyságát és beszélek életpályán belüli hozamáról (VI. 2.). A személyes jellemzők életpályán belül kumulálódó hozama is jelzi, hogy a pszichológiai tőke nem csak pénztőkévé, hanem humántőkévé is konvertálható. Előbb tehát megvizsgálom azt, hogy a személyes tulajdonságok miként függenek össze a humántőke beruházással (VI. 3.), majd a pszichológiai tőke iskolázottság közvetítésével érvényesülő indirekt kereseti hatását vizsgálom (VI. 4.).

VI. 2. A pszichológiai tőke pénztőkévé konvertálhatósága

VI. 2. 1. A hatás létezése és nagysága

VI. 2. 1. 1. A hatás létezése

A pszichológiai tőke pénztőkévé konvertálhatóságáról megfogalmazott hipotézisben (III. 2.) a személyes jellemzők szignifikáns pozitív hatását tételeztem fel. Elsősorban a pszichológiai tőke önmagában vett hatása érdekelt, ami a többi alternatív magyarázó mechanizmus hatásának kontrollálását követeli meg. A IV. 4. 1. részben meghatározott modelltípusok egyrészt a humántőke beruházás alternatív kereseti hatását tartják kontroll alatt, másrészt kiszűrik a munkaerő-piaci múlt személyes jellemzőkre gyakorolt hatását.

Várakozásaimnak megfelelően a saját sors kézbentartását mutató indexszel operacionalizált pszichológiai tőke 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 VI. 5-től VI. 7. táblázatokban közölt eredményekkel) A paraméterekhez kiszámolt szignifikancia-értékek alapján megállapítható, hogy a vizsgált tizennyolc darab regressziós modellből 16-ban a *saját sors kézbentartását* mérő i 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 pszichológiai tőkének *létezik* kereseti hatása.

VI. 2. 1. 2. A hatás nagysága

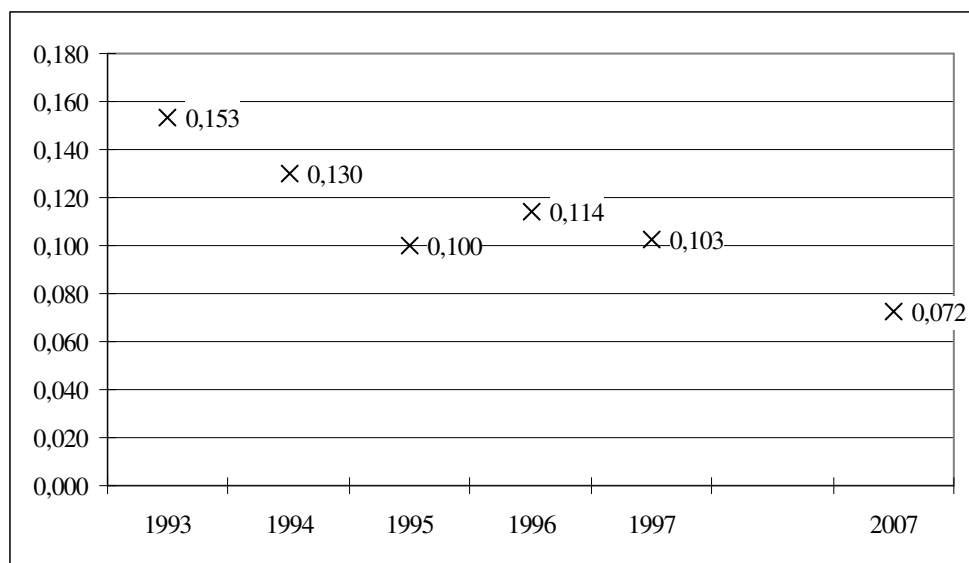
A hatás *nagysága* a standardizálatlan regressziós együtthatóból (β) olvasható ki. Az olyan modellekben, ahol függő változó logaritmizált formában, míg a magyarázó változók *nem* logaritmizált formában kerültek be mindez úgy adható meg, hogy a magyarázó változó egységnyi változására a függő változó hány *százalékot* változik ($\% \Delta y = (100 \times \beta) \times \Delta x$).⁷⁰ Mivel a standardizálatlan regressziós együtthatók nem függetlenek a változók szórásától (ezek pedig mintáról mintára változhatnak), az eredmények *összehasonlíthatóságának* érdekében a standardizált regressziós együtthatót (B) szokás használni. Itt $B_i = \beta_i \times (s_i/s_y)$, ahol β_i az adott i magyarázó változóhoz tartozó standardizálatlan regressziós együttható, s_i ehhez a magyarázó változóhoz tartozó szórás, s_y pedig a függő változóhoz tartozó szórás (Bring, 1994: 210).

A VI. 1 ábrán a pszichológiai tőke kereseti hatását B együtthatók formájában adtam meg a *késleltetett* (IV. 1. egyenlet) modell típus esetében. A külföldi empirikus eredmények lapján 0,1 körüli hatás várható (ha azt standardizált együttható formájában fejezzük ki: Andrisani – Nestel: 1976; Murnane et al.: 2001; Osborne Frobes 2005a). A hatás nagysága a magyar adatokon is nagyságrendileg ekkora, bár pontosan ekkorának csak 1995-ben és 1997-ben tekinthetők az eredmények.⁷¹ Mindez azt jelenti, hogy saját sors kézbentartásával mért pszichológiai tőke legalább annyira jó magyarázótenyezője a kereseti egyenlőtlenségeknek, mint a korábbi kutatások során használt skálák (Rotter-féle külső/belső kontroll; Rosenberg-féle önértékelés skála, stb.).

⁷⁰ Az ilyen modelleket *log-level* modelleknek nevezik (Wooldridge, 2003: 45).

⁷¹ A STATA programcsomag lehetőséget biztosít arra, hogy megvizsgáljuk a hatás bizonyos valószínűség mellett pontosan egyenlő-e egy előre meghatározott mennyiséggel. A teszt a szórások azonosságát vizsgáló F-próbán alapul. 90%-os valószínűség mellett állítható, hogy B együtthatók 1995-ben és 1997-ben 0,1-gyel egyenlők.

VI. 1. ÁBRA: A PSZICHOLÓGIAI TŐKE KERESETI HATÁSA B EGYÜTTHATÓKBAN A KÉSLELTETETT MODELLTÍPUS HASZNÁLATÁVAL



Az ábrán szereplő összes együttható legalább 1%-os szignifikancia-szinten különbözik a nullától. A regressziós egyenletek eredményei teljes terjedelemben (modelltípusonként) a VI. 8. fejezetben találhatók.

VI. 2. 1. 3. A hatás nagysága különböző szigorúsági fokokon

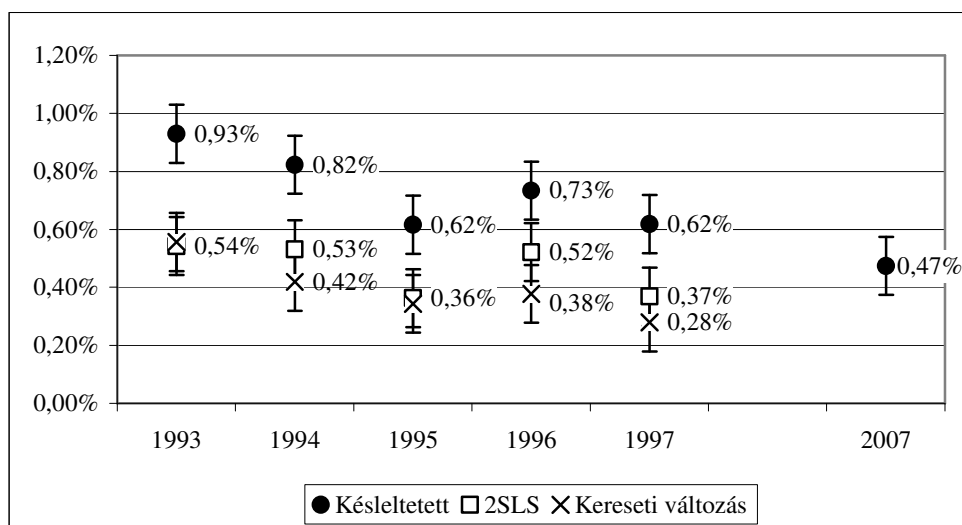
A null-hipotézisben azt vettem fel, hogy a személyes jellemzők a munkaerő-piaci események hatására módosulhatnak, és mint ahogyan az V. 3. részben bemutattam azok nagyságrendileg a vizsgált saját *sors kézbentartását mérő* index szórásának 10%-át magyarázzák. Ez az eredmény tehát megkívánja, hogy kiszűrjük a munkaerő-piaci múlt hatását a pszichológiai tőke változóból. Ennek egy módja, hogy a pszichológiai tőke késleltetettjét szerepeltetjük a modellekben, ezzel azonban nem szűrjük ki tökéletesen a munkaerő-piaci múlt hatását, csak – az időbeli távolság növelése miatt – annak jelentőségét csökkentjük. Egy másik módszer, hogy bizonyos további (már bemutatott) modelltípusokkal meghatározott előfeltevések mentén minimalizáljuk a munkaerő-piaci történet személyes jellemzőkre gyakorolt hatását. Felvetésem szerint minél szigorúbb feltételezésekkel dolgozunk annál alacsonyabb lesz a vizsgált hatás nagysága.

A VI. 2. 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). Abban az esetben, ha

ezek az intervallumok összeérnek, akkor a különböző módon becsült együtthatók nagysága nem tér el egymástól jelentősen. Az ábra alapján kijelenthető, hogy a *késleltetett* modelltípus segítségével becsült együtthatók minden esetben különböznek a másik két modelltípussal számított paraméterektől (ha a megbízhatósági intervallum nagyságát egy szórásnnyiban határozzuk meg), a *2SLS* és a *kereseti változás* modelltípus segítségével becsült együtthatók között azonban nincsen különbség⁷². A kimutatott eltérések azonban csekélyek. Ha megbízhatósági intervallumot *két* szórásnnyiban 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 modelltípusokkal becsült együtthatók közötti különbségeknek, hanem ezek értékének ingadozását tapasztalati úton kapott speciális *megbízhatósági intervallumnak* tartom. Ennek az intervallumnak a szélső értékei a pszichológiai tőke munkabérre gyakorolt hatásából a munkaerő-piaci múlt hatását szigorú (kereseti változás modelltípus) és az enyhe (késleltetett modelltípus) feltételezések mentén történő szűrését jelentik majd.

⁷² A pszichológiai tőke keresetre gyakorolt hatásának nagyságában tehát nem számít, hogy az 1992-es munkaerő-piaci hatásoktól tisztítjuk meg a saját sors kézbentartását mérő indexet, vagy annak hatását a előző évben mért munkabér kontrollálásával adjuk meg. Ez ugyanis az eltérés a *2SLS* és a *kereseti változás* modelltípusok között.

VI. 2. ÁBRA: A KÜLÖNBÖZŐ MODELLTÍPUSOKKAL SZÁMOLT HATÁSOK NAGYSÁGA



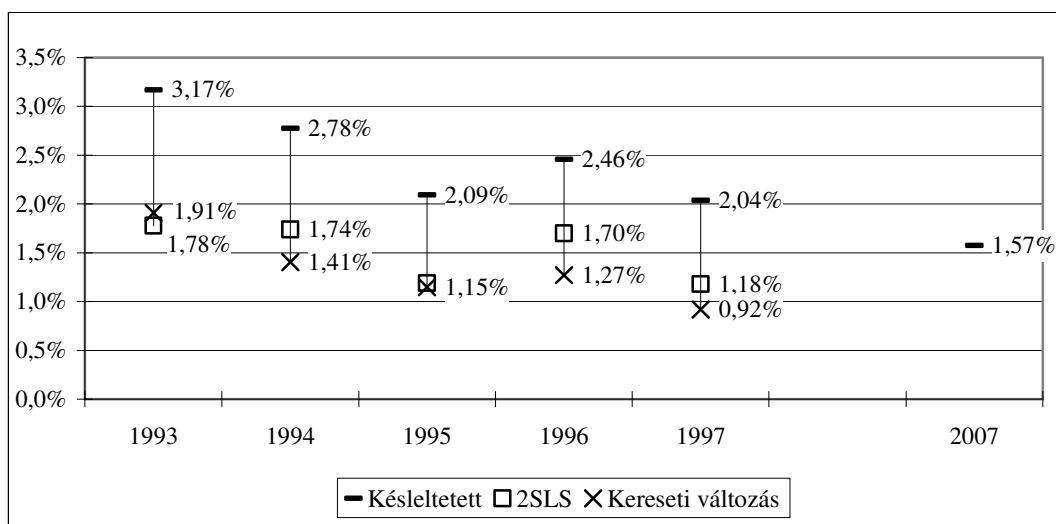
Az ábrán a standardizálatlan együtthatókat (β) és a hozzájuk tartozó egy szórási megbízhatósági intervallumokat ábrázoltam. Az ábrán csak a legalább 1%-os szinten szignifikáns paraméterek vannak feltüntetve (2007-ben a 2SLS és a kereseti változás modellek esetében kapott együtthatók 10%-os szinten sem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

A pszichológiai tőke kereseti hatásának 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 szórási változást, ezért azt vizsgáltam, hogy ha a saját sors kézbentartását kifejező index egy szórást növekszik, akkor ez hány százalékkal 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 szórási. Az VI. 3. ábrán $\bar{\beta}$ -kat ábrázoltam modelltípusonként, és az összesen tizennyolc regressziós modellből csak azokat a paramétereket ábrázoltam, amelyek 1%-os szinten különböznek a nullától.⁷³

⁷³ Modelljeim közül 2007-re a 2SLS és a kereseti változás modellekkel 10%-os szignifikancia szinten sem lehetett kimutatni a pszichológiai tőke kereseti hatását. Ennek oka feltehetőleg az, hogy ezek a modell típusok a pszichológiai tőke keresetre 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 munkaerő-piacon lévőkre szűkíti az elemzés bázisát, mivel 1993-ban mért pszichológiai tőke ugyanis az 1992-es munkaerő-piaci adatokon lett regresszáva. 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 elemszámbeli csökkenést okoztak, és feltehetőleg az elemszám csökkenésnek következtében nem mutatható ki a vizsgálandó hatás.

A személyes jellemzők egy szórásnyi változásnak keresetre gyakorolt legnagyobb hatása a *késleltetett* modelltípus esetében volt kimutatható. Itt a vizsgált index egy szórásnyi változása minden egyéb tényező változatlanságát feltételezve 3% és 1,5% közötti kereseti többletet jelent a vizsgált periódusban. Megállapítható továbbá, hogy az okság problémájának kezeletlensége körülbelül 0,5 százalékponttal magasabb hatást jelent. Ekkora ugyanis az eltérés az 1993-as modell (ahol minden magyarázóváltozó azonos évből származik) és az 1994-es modell által becsült paraméterek között. A másik két modelltípus (*2SLS*⁷⁴; *kereseti változás*⁷⁵) esetében valamivel alacsonyabb a pszichológiai tőke kereseti hatása (1% és 2% közötti). Ezekben az esetekben ugyanis a korábbi munkaerő-piaci hatásokat szigorúbb feltételek mentén szűrtem ki.

VI. 3. ÁBRA: A PSZICHOLÓGIAI TŐKE 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 találhatók.

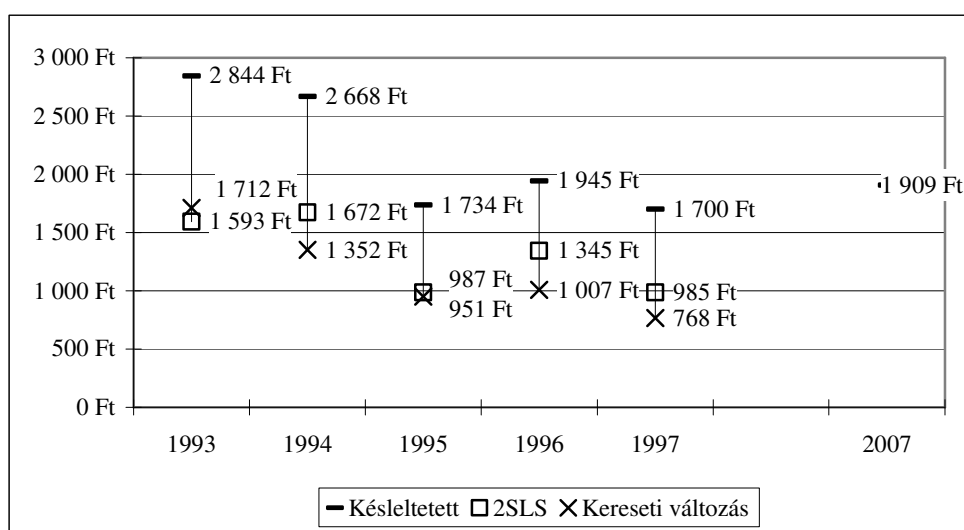
Az előző bekezdésekben a hatás nagyságát %-ban adtam meg. Ebben az esetben pedig a hatás pénzben kifejezett nagysága függ a munkabér pénzben kifejezett nagyságától. Mindez két további következtetéshez vezet. Egyrészt magasabb kereset esetében (amit például

⁷⁴ IV. 3. egyenlet

⁷⁵ IV. 4. egyenlet

magasabb iskolázottság, magasabb foglalkozási pozíció biztosíthat) a hatás pénzmennyiségben kifejezett nagysága nagyobb, mint az alacsony keresetűek esetében. Másrészt a hatás pénzmennyiségben kifejezett nagyságának időbeli alakulása nem független az inflációtól. A VI. 4. ábrán a vizsgált hatás nagyságát a mindenkori átlagkereset⁷⁶ esetében a 2008-as árakon számítva adtam meg⁷⁷.

VI. 4. ÁBRA: A PSZICHOLÓGIAI TŐKE 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 értendőek. 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 VI. 4. 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 kézbe tartásával operacionalizált pszichológiai tőke egy szórásnyi változása. Ennél az összegnél 800-1000 Ft-tal kevesebb a *kereseti változás* és a 2SLS modell típusok esetében kimutatható hatás.⁷⁸

⁷⁶ Az átlagkereset forrása: http://portal.ksh.hu/pls/ksh/docs/hun/xstadat/xstadat_eves/tabl2_01_41i.html (letöltve: 2009. május 26.)

⁷⁷ Inflációs korrekciót végeztem (2008=100%). A CPI forrása: http://portal.ksh.hu/pls/ksh/docs/hun/xstadat/xstadat_eves/tabl3_06_01i.html (letöltve: 2009. május 26.)

⁷⁸ A hatás pénzmennyiséggé válása esetében a regressziós együtthatók értelmezéséhez képest *fordított* logikát követek. Ott X magyarázóváltozó egységnyi változására bekövetkező Y függő változóban keletkező változásról van szó. Ennek pénzmennyiségben 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.

Maga az összeg alacsonynak tűnik, hozzá kell azonban tenni, hogy itt *nettó* munkabérről beszélek, és csak a pszichológiai tőke *direkt* hatását vettem számításba (az indirekt hatásokat tehát nem számoltam). Ha a vizsgált időszakban az ábrán szereplő összes szignifikáns hatás átlagát veszem, akkor ez körülbelül 1600 Ft-os, a személyes jellemzők „számlájára írható” keresmény már 20000 Ft-os évi nettó többletet jelent. Ha pusztán ezt az átlagos 1600 Ft-os hatást „bruttósítani” szeretnénk egy átlagos fizetés esetében⁷⁹, akkor ez bruttó havi 197000 Ft-os munkabérről 201000 Ft-os bruttó keresetre való növekedést jelentene,⁸⁰ tehát a körülbelül 1600 Ft-os havi nettó összeg egy átlagos fizetés esetében 4000 Ft-os bruttó – a pszichológiai tőkével magyarázható – többletet jelent.

IV. 2. 1. 4. A hatás nagysága pályakezdőknél

Az eddigi gondolatmenet szerint a pszichológiai tőke hatásának nagysága részben függ attól, hogy mennyire szigorú feltételezések mellett szűrjük ki a személyes jellemzőket ért korábbi munkaerő-piaci hatásokat. Az így kapott különböző nagyságú együtthatók értelmezhetőek úgy, mint a vizsgált hatásra számított tapasztalati úton kapott megbízhatósági intervallum. Ugyanakkor a 2007-es *2SLS* és *kereseti változás* modell típusokkal 10%-os szinten sem kaptunk szignifikáns együtthatót. Mindez az eddigi gondolatmenet kiterjesztése szerint azt jelentené, hogy a vizsgált periódus végén a személyes jellemzők hatására számított megbízhatósági intervallum alsó értéke nullával egyenlő, vagyis a pszichológiai tőkének ebben az évben nincsen hatása⁸¹. Pusztán ezt a tényt tovább gondolva elképzelhető, hogy „kellően” szigorú feltételezések mellett egyáltalán nem létezik az általam vizsgált hatás, és a pszichológiai tőkével valójában a munkaerő-piaci múltat mérjük. Abban az esetben azonban, ha a munkatapasztalattal *par excellence* nem rendelkező pályakezdők esetében is sikerül kimutatni a pszichológiai tőke hatását, ez a gondolatmenet megcáfolható, hiszen esetükben *definíció szerint* kizárt a személyes jellemzőiket ért korábbi munkaerő-piaci hatás.

Osborne-Groves (2005a: 831) szerint a munkatapasztalattal nem rendelkezők pszichológiai tőkéjének mérésére a legalkalmasabb a gyerekkorban mért személyes jellemzők használata. Az MHP-HÉV adatbázis sajátosságait figyelembe véve 16 éves alsó korhatárt

⁷⁹ A 2007-es átlagos nettó fizetést számoltam 2008-as árakon (121000 Ft).

⁸⁰ A számítást a következő portálon végeztem: http://www.hrportal.hu/index.phtml?page=berkalkulator_2008 (letöltés dátuma 2009. június 22.)

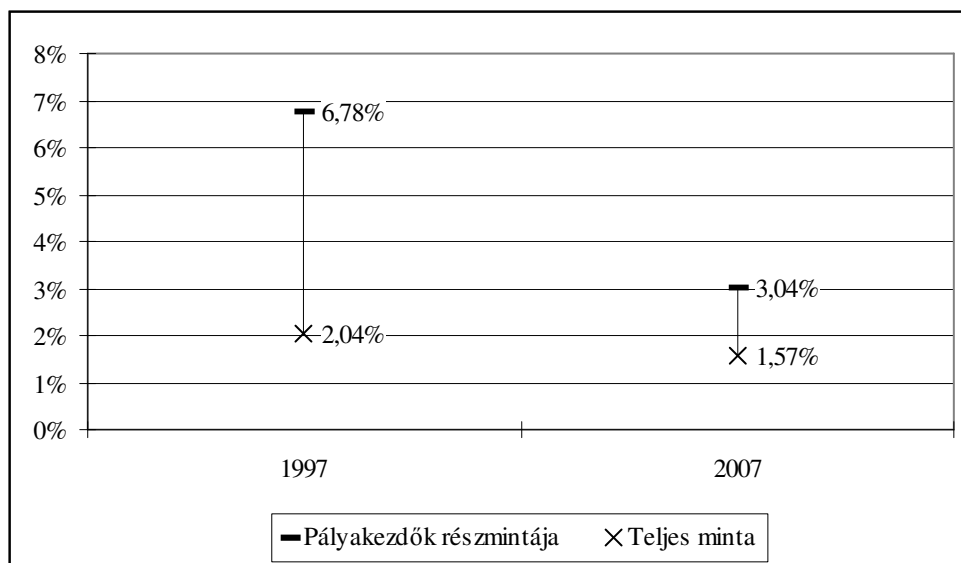
⁸¹ Természetesen megjegyzendő, hogy a várt hatás elmaradása a tárgyalt két modell elemszámában bekövetkezett drasztikus csökkenéssel is összhangban lehet.

lehetett használni. Pályakezdőnek tekintettem tehát mindazokat, akik 1993-ban 16 év alattiak és egyúttal tanulók is voltak; vagyis lényegében az elemzés bázisának egy részhalmazán dolgoztam. Az adatokra a *késleltetett* modell típust alkalmaztam (IV. 1. egyenlet), munkaerő-piaci múlt hiányában ugyanis a másik két modell típust nem lehetett használni. Definícióm miatt 1993-ban a pályakezdők közül senki nem volt jelen a munkaerő-piacon, és évről-évre fokozatosan egyre többen léptek be. Számuk (a regressziós modellben lévő esetszámok, tehát hiánytalan adatsorral rendelkezők száma) 1997-ben érik el először a 100-at, ami már elégséges ahhoz, hogy a pszichológiai tőke hatását megbízhatóan lehessen mérni.

A VI. 5. ábrán a pszichológiai tőke hatását hasonlítom össze a pályakezdők részmintája és a teljes minta esetében. Az alacsony elemszám következtében a pszichológiai tőke hatása a megszokott szignifikancia szinteken csak 1997-ben és 2007-ben volt számottevő. Az ábráról leolvasható, hogy a saját sors kézbentartásával operacionalizált pszichológiai tőke egy szórásnyi változása hatására *ceteris paribus* bekövetkezett kereseti változás a pályakezdők esetében 2-3-szor magasabb, mint a teljes minta esetében⁸². Mindez felhívja a figyelmet arra, hogy a vizsgált személyes jellemzők nem a munkaerő-piaci múlt hatását jelentik, hiszen az azzal *par excellence* nem rendelkező pályakezdők esetében is kimutatható a vizsgált hatás.

⁸² Ebben az esetben nem volt értelme a becsült standardizálatlan paraméterek (β) megbízhatóságát kiszámolni, és külön ábrán jelölni, mert annak a pályakezdők esetében becsült értéke mindkét modell esetében önmagában is hatszor nagyobb volt, mint a teljes mintára számított érték.

VI. 5. ÁBRA: A PSZICHOLÓGIAI TŐKE EGY SZÓRÁSNYI VÁLTOZÁSNAK SZÁZALÉKOS KERESETI HATÁSA PÁLYAKEZDŐKNÉL ÉS A TELJES NÉPESSÉGBEN



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 szórási 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 pályakezdőkre számított 2007-es modell, ott 10%-os szignifikancia-szintet használtam. A pályakezdők adatain futtatott regressziós modellek a VI. 8. fejezetben találhatók.

VI. 2. 1. 5. A hatás nagysága kontrollváltozókhoz képest

Az eddigiekben a pszichológiai tőke hatását önmagában, a többi hatástényező változatlanlanságát feltételezve értékeltem. Természetesen ez egy nagyon erős feltételezés, hiszen a valóságban a hatások összeadódnak, ami a gyakorlatban azt jelenti, hogy felerősíthetők, illetve kiolthatják egymás hatását. Megválaszolandó kérdés tehát, hogy a társadalmi-demográfiai jellemzők és a humántőke beruházás hatásának figyelembevétele mellett a pszichológiai tőke bevonása valóban többlet információhoz vezet-e a kereseti különbségek magyarázása szempontjából.

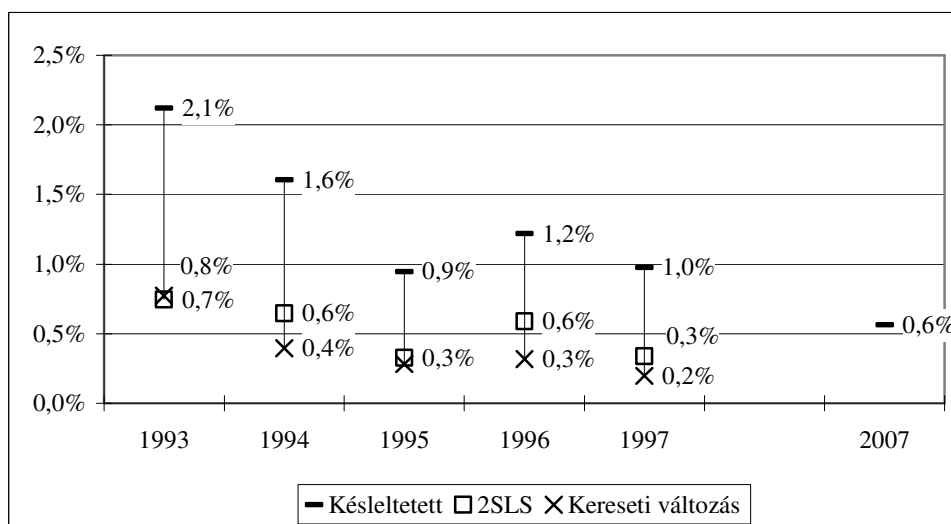
A többszörös korrelációs együttható (R) azt mutatja meg, hogy a vizsgált magyarázómechanizmusok együttesen miként korrelálnak a függő változóval. Ha a magyarázó változók páronként ortogonálisak egymásra, akkor az R értéke megegyezik a kétváltozós korrelációs együtthatók összegével. Esetünkben mindez valószínűleg nem teljesül, mivel a magyarázó változók összefüggnek egymással. Vizsgálható azonban, hogy egy újabb magyarázóelv bevonása mennyivel növeli a többszörös korrelációs együttható értékét. A növekmény értelmezhető úgy, mint az a többlet információ, amit a vizsgált hatás a többi magyarázó tényező mellett biztosít. Könnyebben értelmezhető azonban az R statisztikából levezethető R^2 . Ennek változása azt mutatja, hogy a függő változó magyarázhatóságát a többi magyarázó tényezőhöz képest hány *százalékkal* növeli egy újabb magyarázó mechanizmus bevonása.

A VI. 5. ábrán a saját sors kézbentartását kifejező index által okozott R^2 változást ábrázoltam modelltípusonként. Megállapítható, hogy ahhoz a modellhez képest, amelyben a társadalmi-demográfiai jellemzők és a humántőke beruházás hatásai egyaránt szerepelnek, a személyes jellemzők szerepeltetése *növeli* a magyarázott varianciát. A növekmény nagysága körülbelül megfelel a hasonló tárgyú (külföldi) kutatások által kimutatott eredményeknek. Pusztán a saját sors kézbentartását mérő index bevonása (modelltípusonként eltérő mértékben) de 0,5% és 2,5% között növeli a magyarázott varianciát. A legnagyobb növekmény a *késleltetett* míg a legkisebb általában a *kereseti változás* modelltípus esetében tapasztalható.

A pszichológiai tőke munkabérre gyakorolt hatásnak többi változó melletti jelentőségét árnyalja az, ha a személyes jellemzők által okozott R^2 változást egy másik – kitüntetett fontosságú – hatás által okozott R^2 változáshoz viszonyítjuk. Ebben az esetben elmondható, hogy a többi modellbe bevont változó hatását figyelembe véve (a késleltetett modelltípussal

számolva), pusztán a pszichológiai tőke körülbelül tizedannyira emeli meg a magyarázott varianciát, mint pusztán az iskolázottság tenné, és nagyságrendileg fele annyira járulnak hozzá a magyarázott variancia emelkedéséhez, mint a férfi/női különbségek.

VI. 6. ÁBRA: A PSZICHOLÓGIAI TŐKE ÁLTAL OKOZOTT VARIANCIANÖVEKEDÉS MODELLTÍPUSONKÉNT



Az ábrán az R^2 statisztika változását tüntettem fel modelltípusonként. A változás a társadalmi-demográfiai jellemzőket, és a humántőke hatásokat tartalmazó modellhez van viszonyítva. Az ábrán csak azok az R^2 változások szerepelnek, amelyek 5%-os szignifikancia-szinten különböznek a nullától.

VI. 2. 2. A pszichológiai tőke hosszú távú hatása és hozama

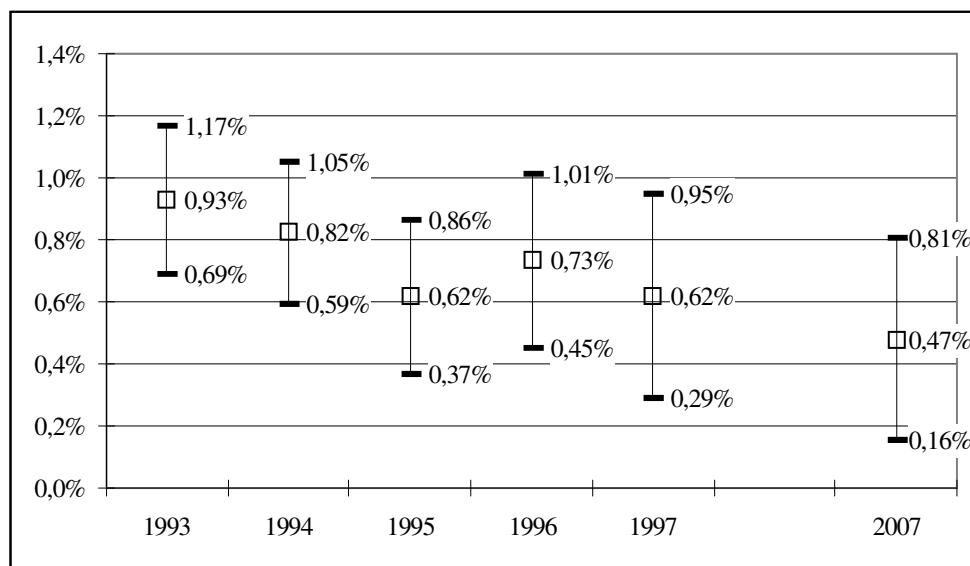
VI. 2. 2. 1. A hatás trendje

A VI. 2. 1. fejezetben megállapítottam, hogy a személyes jellemzők tartósan (akár 14 éves időperiódusban) is befolyásolják a keresetet. A hosszú távú hatás hipotézisében először azt fogalmaztam, hogy a pszichológiai tőke hosszú távon meghatározza a keresetet. Ezt az állítást önmagában bizonyítja az, hogy az 1993-ban mért személyes jellemzőknek 2007-ben is kimutatható a kereseti hatása. Kérdéses azonban, hogy vajon hatás volumene időben növekvő vagy csökkenő trendet mutat-e.

A VI. 7. ábrán a *késleltetett* modell esetében ábrázoltam a konfidencia intervallummal együtt ábrázoltam a standardizálatlan regressziós együtthatót, vagyis megjelöltem azt az értéktartományt, amelyben az esetek 95%-ban megtalálható a becsült együttható. Az ábrán

látható, hogy a becült együttthatóhoz tartozó konfidencia intervallumok átfednek, mindez pedig az indikálja, hogy lényeges csökkenés nem mutatható ki a becült paraméter értékében.

VI. 7. ÁBRA: A 95%-OS KONFIDENCIA INTERVALLUMMAL BECSÜLT STANDARDIZÁLATLAN REGRESSZIÓS EGYÜTTTHATÓ A KÉSLELTETETT MODELLTÍPUS ESETÉBEN



A β értelmezése: a magyarázó változó *egységnyi* változására a függő változó *ceteris paribus* hány százalékot változik ($\% \Delta y = (100 \times \beta) \times \Delta x$)

A pusztán grafikai ábrázolás azonban félrevezető lehet, ezért szükséges lenne, ha a hatás *változásához* is lehetne szignifikancia-értéket számolni. A megoldást az ömlesztett legkisebb négyzetek módszer (*pooled OLS*) alkalmazása (Wooldridge: 2003) jelenti. Itt az adatokat első lépésben úgynevezett *long formátumba* kell hozni, ahol egy dummy változó jelzi, hogy a különféle adatok melyik évből származnak. Lényegében a különböző évekből származó adatok egymás alá kerülnek. A vizsgált hatás változásának becslése a különböző évek adatait egymástól elkülönítő dummy változó és a vizsgálandó hatás interakciójával történik. Természetesen technikai akadályja nincsen annak, hogy az összes hatás időbeli változását vizsgáljuk. Ebben az esetben azonban csak a pszichológiai tőke hatásának változását akartam vizsgálni, az összes többi hatást pedig az egyszerűség kedvéért változatlannak tételeztem fel (nem szerepeltek interakciós változók).

Az ömlesztett legkisebb négyzetek módszerre átírt *késleltetett* modelltypust a VI. 1. egyenletben határoztam meg. A többi modelltypus esetében külön már nem írom fel a regressziós egyenleteket, mert azok hasonló módon értendők. A *késleltetett* modelltypust tehát a következő módon határoztam meg:

$$\log_{10} W_i = \alpha + \beta_1 \times Z_i + \beta_2 \times C_i + \beta_3 \times H_i + \beta_4 \times P_{i93} + \beta_5 \times Y_{it} + \beta_6 \times (Y_{it} \times P_{i93}) + \varepsilon_i, \quad (\text{VI. 1.})$$

ahol a megszokott jelöléseken túl szerepel Y , ami bináris változó, és azt jelzi, hogy az adatok melyik évből származnak. Ez a változó lényegében a t index helyett szerepel, mivel itt a különböző évekből származó adatok nem egymás mellett külön oszlopban (*wide formátum*), hanem egymás alatt egy oszlopban (*long formátum*) szerepelnek. Azt, hogy a pszichológiai tőke hatása egyik évről a másikra megváltozott-e, az interakciós változó esetében kiszámolt regressziós együtthatóhoz (β_6) tartozó szignifikanciaérték mutatja meg.

Minden modelltípus esetében kezelendő probléma, hogy az adatok nem függetlenek egymástól, mivel ugyanazoknak a személyeknek az adatai szerepelnek a különböző években. Ez csökkenti az adatok szórását, és ezért csökken a paraméterbecslések standard hibája, ami inkonzisztens becslést okoz. A probléma megoldását az egyéni azonosítók szerint klaszterezett adatok regressziós elemzése jelenti.

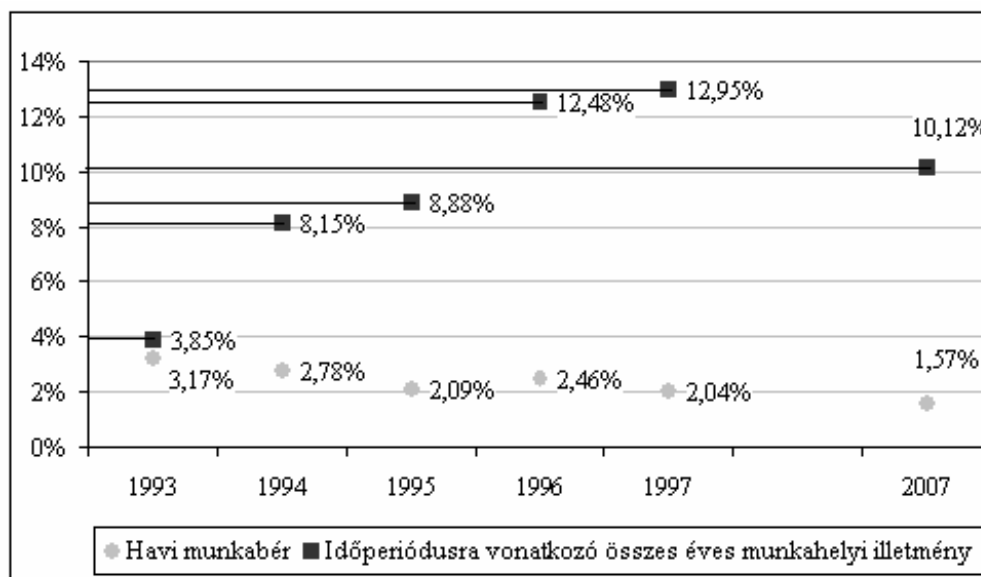
Az eredmények azt mutatják, hogy mind a nulladrendű korrelációnak, mind a kontrollváltozók mellett mért hatásnak a nagyságában mutatkozó ingadozások a véletlen művei, nincsen bennük csökkenő trend (10%-os szignifikancia szinten sem). A saját sors kézbentartását mérő index hatásának időben változó értéke mindhárom modelltípus esetében abból adódik, hogy az adatok különböző évekből származnak. Az éveket megkülönböztető dummy változóhoz tartozó paraméter (β_5) ugyanis szignifikáns különbségekre utal. A hatás időbeli csökkenő trendjére vonatkozó hipotézisemet (a β_6 paraméterhez tartozó szignifikanciaszint alapján) el kell vetni. Az eredmény abból a szempontból meglepő, hogy hasonló típusú hatások más területeken végzett elemzése (Róbert: 2001) azt mutatja, hogy az idő egy adott pontján mért jelenség hatása az idő múlásával lecseng.

VI. 2. 2. 2. A pszichológiai tőke életpályán belüli hozama

A pszichológiai tőke hozamának vizsgálata egy időperiódus alatt felhalmozott összes kereset magyarázatát kívánja meg. Mivel itt egy adott időperiódusban felhalmozott összes keresetet magyarázom, két különböző állítás igazságáról szeretnék meggyőződni. Egyrészt a korábbi kutatások tapasztalata alapján azt feltételezem, hogy minél hosszabb időperiódust vizsgálunk a pszichológiai tőke hozama annál nagyobb lesz. Ez az állítás *az időperiódusra vonatkozó hozamok trendjének emelkedést jelenti*. Másrészt feltételezem, hogy a pszichológiai tőke *életpályán belül göngyölített hozama növekszik*. Amennyiben az előző állítás igaz, ez utóbbi teljesen egyértelmű, ugyanakkor eddig senki nem igazolta, és pénzmennyiségben kifejezhető értékét sem adták meg. (Egyértelmű, hiszen, mint ahogyan az előző fejezetben láthattuk a pszichológiai tőke hatásának nagyságában kimutatott csökkenést véletlen ingadozásnak kell tartani. Másrészt a korábbi kutatások tapasztalata szerint a pszichológiai tőke bérhozamának nagysága a vizsgált periódus hosszának növekedésével együtt nő. Végül minél hosszabb időszakot vizsgálunk, annál „sikerebb” emberek alkotják az elemzési egységeket, akiknél a vizsgált személyes jellemzők nagyobb hatása sejthető.)

A VI. 8. ábrán a pszichológiai tőke hozamát adott időperiódus összes főmunkahelyről származó keresetének összegére határoztam meg (IV. 2. egyenlet, késleltetett periódus modell). Az ábrán (már ismerős módon) a személyes jellemzők egy szórásnnyi változásra – *ceteris paribus* – bekövetkező kereseti változást ábrázoltam százalékos formában ($\bar{\beta}$ együttható). Összehasonlításuképpen feltüntettem a pszichológiai tőke utolsó havi munkabérre gyakorolt hatását is (IV. 1. egyenlet, késleltetett modell típus).

VI. 8. ÁBRA: A PSZICHOLÓGIAI TŐKE 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 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 szórási 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 pszichológiai tőke hozamát 1993-2007 között tesztelő modellt, ott 5%-os szignifikancia-szintet használtam. A modellek leíró statisztikái a VI. 7. fejezetben találhatók.

Az ábra alapján megállapítható, hogy a nagyságát tekintve nincsen különbség abban, hogy utolsó havi munkabérre, vagy az éves összes főmunkahelyről származó keresetre vizsgáljuk a pszichológiai tőke hatását illetve hozamát. Az 1993-ban ebből származó eltérés ugyanis minimális. A konfidencia intervallumok feltüntetése nélkül is megállapítható, hogy a pszichológiai tőkének 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.

Ebben az esetben is felmerül azonban a kérdés, hogy az időperiódusok közötti eltérések jelentősek-e, vagyis mondhatjuk-e azt, hogy a pszichológiai tőke hozama annál inkább növekszik, minél hosszabb időperiódust vizsgálunk. Ebben az esetben is elvégeztem tehát az ömlesztett legkisebb négyzetek módszerén alapuló becslést (lásd VI. 1 egyenlet). Eredményeim alapján megállapítható, hogy ha a kiindulási évhez képest növeljük a vizsgált

időperiódus hosszát, akkor a pszichológiai tőkének 1%-os szignifikancia szint mellett szignifikánsan növekszik a munkakeresetre gyakorolt hozama (a VI. 1. táblázat felső sora). Ugyanakkor, ha a viszonyítási alapot az 1993-1996 közötti összes keresetre gyakorolt hozam képzi, akkor ettől már szignifikánsan nem különbözik a pszichológiai tőke 1993-1997 közötti és 1993-2007 közötti összes keresetre gyakorolt hozama, de az 1993-1997 és 1993-2007 közti összes keresetre gyakorolt hozamok között sincsen szignifikáns különbség, még 10%-os szignifikancia-szint használata mellett sem (lásd a táblázat átlója). A korábbi kutatási eredményekkel összhangban megállapítható, hogy a vizsgált kereseti időszak hosszának növelésével szignifikánsan növekszik a pszichológiai tőke hozama. A pszichológiai tőke 1996 után megszerzett éves összes keresetre gyakorolt hozamában bekövetkezett változások pedig *egymástól* szignifikánsan nem térnek el).

VI. 1. TÁBLÁZAT: A PSZICHOLÓGIAI TŐKE ADOTT IDŐPERIÓDUSRA VONATKOZÓ ÉVES ÖSSZES KERESETRE GYAKOROLT HOZAMÁBAN KIMUTATHATÓ VÁLTOZÁSOK

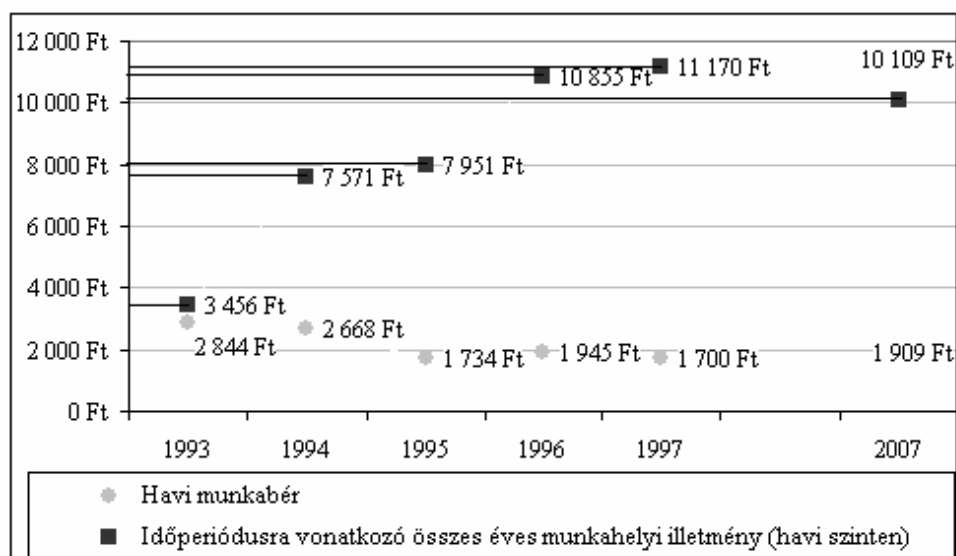
	1993-1994	1993-1995	1993-1996	1993-1997	1993-2007
1993	van***	van***	van***	van***	van***
1993-1994		van***	van***	van***	van***
1993-1995			van***	van***	van*
1993-1996				nincs	nincs
1993-1997					nincs

Jelölés: *** legalább 0,01; ** legalább 0,05; * legalább 0,1 szinten szignifikáns együttható (a hozam változására vonatkozó együttható esetében).

A VI. 9. ábrán azt ábrázoltam, hogy ez éves összeresetre megadott százalékos hozam pénzmennyiségben (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 szórásnyit) 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 összehasonlításuképpen feltüntettem a pszichológiai tőke adott évben mért havi munkabérre gyakorolt hatását. Megállapítható, hogy a mért személyes jellemzők hatása állandó, hozama azonban növekszik. Ennek oka nyilvánvalóan az, hogy a munkaerőpiacon hosszú ideig jelenlévők eleve

sikeresebbek, mint az onnan kiesők vagy kiszoruló, és ezért – ebben a „válogatott társaságban” – a vizsgált paraméter nagysága joggal lehet nagyobb, mint a teljes mintában.

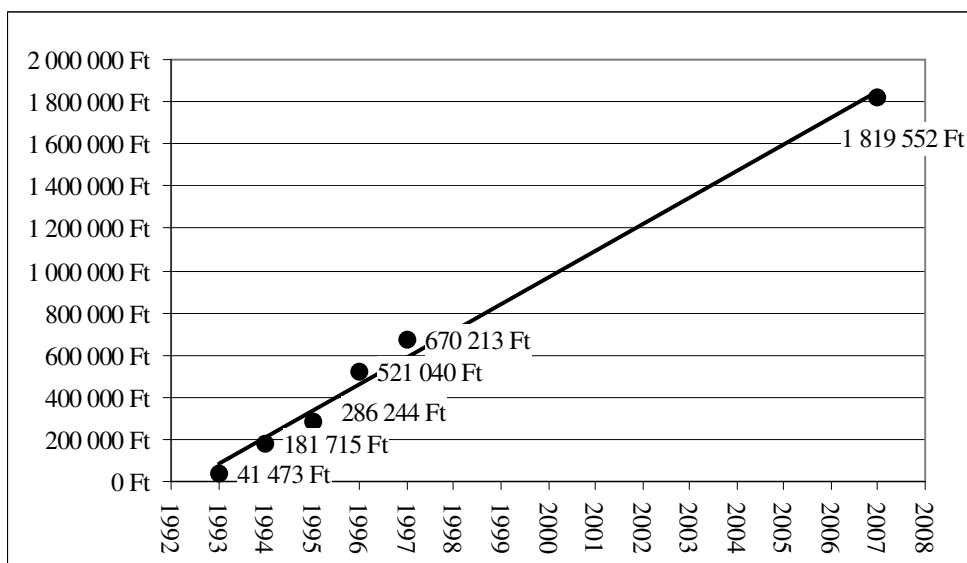
VI. 9. ÁBRA: A PSZICHOLÓGIAI TŐKE HOZAMA A VIZSGÁLT IDŐPERIÓDUSOKBAN



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 standardizáltan együtthatókból (β) számolt értékek vannak feltüntetve kivéve a pszichológiai tőke hozamát 1993-2007 között tesztelő modellt, ott 5%-os szignifikancia-szintet használtam

Miután már ismerjük, hogy mekkora a pszichológiai tőke adott időszakra vonatkozó hozama, nem nehéz kiszámolni annak életpályán belül göngyölített nagyságát. Ebben az esetben a kérdés arra vonatkozik, hogy egy átlagos fizetésű, ám sorsát jobban irányítani képes ember esetében (minden más különбözőség kiszűrése mellett) összesen mekkora nettó keresmény írható személyes jellemzői „számlájára” (2008-as árakon számolva). A VI. 10. ábráról leolvasható, hogy a vizsgált személyes jellemzőkben a közel másfél évtizedes időperiódus elején bekövetkezett egy szórányi változás a majdnem 15 éves időperiódus alatt göngyölítve átlagos kereset esetében, ceteris paribus elven, körülbelül nettó 2 millió Ft-ot jelent.

VI. 10. ÁBRA: A PSZICHOLÓGIAI TŐKE EGY SZÓRÁSNYI VÁLTOZÁSÁNAK KUMULÁLT HOZAMA ÁTLAGOS KERESET ESETÉBEN 2008-AS ÁRAKON SZÁMOLVA



A pszichológiai tőke időperiódusra vonatkozó hozama (VI. 8. ábra) szorozva az adott időszak hónapjainak számával.

VI. 3. A pszichológiai tőke humántőkévé konvertálhatósága

Ebben a fejezetben azt vizsgálom meg, hogy a pszichológiai tőke milyen kapcsolatban áll a humántőke beruházással. A korábbi kutatási eredmények ugyanis a személyes jellemzők életpályán belül kumulálódó hozamát a pszichológiai tőke humán tőkévé konvertálhatóságában látták, ezt empirikusan ugyanakkor nem tesztelték. Vizsgálatom tárgyát az képzi, hogy azok, akiknél a saját sors kézben tartását mérő index magas értékeket vesz fel, milyen humántőke beruházással kapcsolatos jellemzőkkel rendelkeznek. Mivel a humántőke a regressziós elemzésekben mint kontrollváltozó is szerepelt, célom olyan indikátorainak kiválasztása volt, amelyek a modellekben közvetlenül nem szerepeltek

A saját sors irányítását mérő indexet eloszlása alapján 3 részre bontottam. Nagyjából a felső 20%-ot *belső kontroll*al rendelkezők csoportjának, az alsó 20%-ot *külső kontroll*al rendelkezők csoportjának neveztam, míg a középső 60%-ot átlagosnak kezeltem, és őket *középső csoport*nak neveztam el.⁸³ Megvizsgáltam, hogy a személyes jellemzőik alapján ilyen módon csoportosított emberek milyen humántőke beruházással kapcsolatba hozható jellemzőkkel írhatóak le. Eredményeimet a VI. 2. táblázatban foglaltam össze.

⁸³ Az egyes kategóriákat a saját sors kézben tartását mérő index következő intervallumaiban definiáltam: -9 és -2 között *külső kontroll*; -1 és 4 között *középső csoport*; míg 5 és 9 között *belső kontroll*.

Bár közvetlenül nem a tudásba való befektetés jele, a táblázat első oszlopában megjelenített halálozási statisztikák azt mutatják, hogy a halálozás összefüggésbe hozható a pszichológiai tőkével. A *belső kontrollal* rendelkezők körében (a saját sors kézben tartását mérő index eloszlása alapján kialakított legmagasabb pontszámokkal rendelkező 20%) ugyanis fele olyan valószínű a mortalitás, mint a *külső kontrollal* rendelkezők körében (az eltérések az életkori hatás kiszűrése nélkül értendők). Humántőkébe egyáltalán befektetni nyilvánvalóan a csak a „túlélők” tudtak.

A táblázat második oszlopában azoknak az arányát jelenítettem meg a személyes jellemzők alapján kialakított különböző típusokban, akik 1992 óta részt vettek valamilyen iskolai rendszerű képzésben. A *belső kontrollal* és a *külső kontrollal* rendelkezők közötti eltérés ebben az esetben körülbelül 3,5-szeres, ugyanakkor 5,5-szeres az eltérés mutatkozik a két csoport között a diploma vagy doktori fokozat megszerzését tekintve (a táblázat harmadik oszlopa). Ugyan az egyéb alternatív magyarázó tényezők hatása ebben az esetben sincsen kiszűrve, megállapítható, hogy a pszichológiai tőke alapján jelentős eltérések vannak a továbbtanulási hajlandóságban.

A nyelvtudás alapján szintén lényeges differenciák mutathatóak ki az egyes csoportok között. A saját sors kézben tartását mérő index eloszlása alapján a felső 20% és alsó 20% közötti eltérés a bármilyen idegen nyelv legalább társalgási szintű ismeretét tekintve közel 3-szoros. A *belső kontrollal* rendelkezők talán éppen az említett humántőke többletük miatt a vizsgált 15 éves időperiódusban másfélszer annyira voltak mobilak a munkaerőpiacon, mint a *külső kontrollal* rendelkezők, és kevésbé voltak kitéve a munkanélküliség kockázatának.

VI. 2. HUMÁNTŐKE BERUHÁZÁSSAL KAPCSOLATOS JELLEMZŐK A SAJÁT SORS KÉZBENTARTÁSÁT MÉRŐ
INDEX ELOSZTLÁSA ALAPJÁN KIALAKÍTOTT HÁROM KATEGÓRIÁBAN

	Meghalt	1992 óta részt vett iskolai rendszerű képzésben	1992 óta diplomát vagy doktori fokozatot szerzett	Beszél valamilyen idegen nyelven	Munkahelyet váltott (1992-2007)	Volt munkanélküli (1992-2007)
(A) Külső kontroll	23,8%	7,6%	1,6%	8,55%	51,64%	21,71%
(B) Középső csoport	14,9%	20,4%	4,4%	17,02%	73,39%	20,85%
(C) Belső kontroll	10,6%	26,3%	9,1%	24,07%	79,39%	16,36%
C / A	0,45	3,46	5,57	2,81	1,54	0,75

A VI. 2. táblázatban közölt eltérések nem tisztán a pszichológiai tőke hatásának tudhatóak be, ugyanis az egyéb lehetséges hatások szűrése nem történt meg. A VI. 3. táblázatban ezért olyan logisztikus regressziók esélyhányadosait közöltem. A modellek függő változói a humántőke beruházással kapcsolatos indikátorok voltak⁸⁴, a magyarázóváltozó változókkal pedig főként a demográfiai különbségek és a családi háttér hatását szűrtem.⁸⁵ A táblázatban közölt esélyhányadosok azt fejezik ki, hogy a függő változó 1-gyel kódolt kategóriájába való tartozás esélye mennyivel *változik*, ha magyarázó változó egy egységet emelkedik. A könnyebb értelmezhetőség kedvéért a táblázat második sorában a százalékos változást tüntettem fel, vagyis hogy a magyarázó változó egységnyi növekedésére hány százalékkal változik annak esélye, hogy a függő változó 1-es értéket vesz. A táblázatban csak a saját sors kézbe tartását mérő index hatására bekövetkező változásokat tüntettem fel (de a VI. 8. fejezetben a komplett modellek szerepelnek). Az eredmények alapján megállapítható, hogy pszichológia tőke hatása csak az egyetemi végzettség megszerzésére nincs hatással, és a legnagyobb mértékben az iskolai rendszerű képzésben való részvételt és a munkaerő-piaci mobilitást befolyásolja.

⁸⁴ 1-gyel kódoltam az adott kategóriába tartozókat, a többieket 0-val.

⁸⁵ A kontrollváltozók között a nem, az életkor (lineáris, négyzetes komponens), a településtípus (város, megyeszékhely, Budapest, referenciakategória: község) iskolai végzettség, szülők iskolai végzettsége és a pszichológiai tőke szerepelt.

VI. 3. TÁBLÁZAT: A PSZICHOLÓGIAI TŐKE HATÁSA NÉHÁNY HUMÁNTŐKE BERUHÁZÁSSAL KAPCSOLATOS JELLEMZŐ ESETÉBEN

	Meghalt	1992 óta részt vett iskolai rendszerű képzésben	1992 óta diplomát vagy doktori fokozatot szerzett	Beszél valamilyen idegen nyelven	Munkahelyet váltott (1992-2007)	Volt munkanélküli (1992-2007)
Exp (b)	0,98*	1,126***	1,092	1,082***	1,106***	0,918***
Százalékos változás	-2,0%*	12,6%***	9,2%	8,2%***	10,6%***	-8,2%***

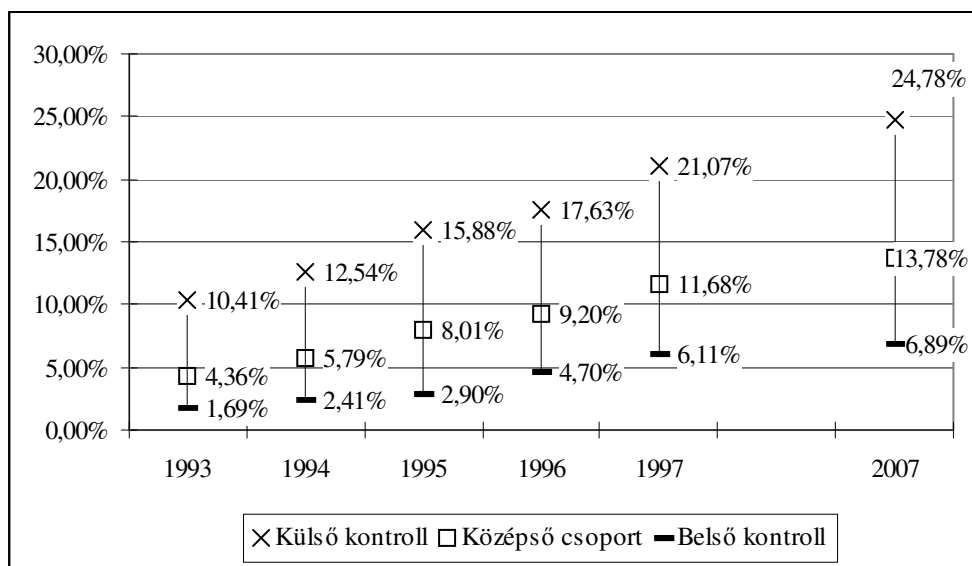
Jelölés: *** legalább 0,01; ** legalább 0,05; * legalább 0,1 szinten szignifikáns együttható.

A táblázatban közölt modellek 0,001 szinten szignifikánsak.

A táblázatban szereplő modellek teljes egészében a VI. 10. táblázatban találhatóak.

Az előzőekben említettem, hogy a belső kontrollal rendelkezők csoportjában a mortalitás esélye alacsonyabb, mint a külső kontrollal bírónál. A munkaerő-piacról való kilépés egy másik lehetősége a korai nyugdíjazás⁸⁶. A VI. 11. ábrán azt ábrázoltam, hogy az egyes csoportokban hogyan alakul a kora nyugdíjasok aránya. Az ábráról látható, hogy a *külső kontrollal* rendelkezők között ez a szám nem csak magasabb, hanem nagyobb ütemben is növekszik a korai nyugdíjasok aránya, mint a *belső kontrollal* rendelkezők esetében. Egy korábbi munkámban (Keller 2008c: 142) megállapítottam, hogy kontrollváltozók bevonása mellett is a személyes jellemzők okai annak, hogy valaki „idő előtt” hagyja el munkaerő-piacot, illetve annak is, ha valaki tartósan jelent tud lenni ott.

VI. 11. ÁBRA: A KORAI NYUGDÍJASOK ARÁNYA A SAJÁT SORS KÉZBENTARTÁSÁT MÉRŐ INDEX ELOSZLÁSA ALAPJÁN KIALAKÍTOTT HÁROM KATEGÓRIÁBAN

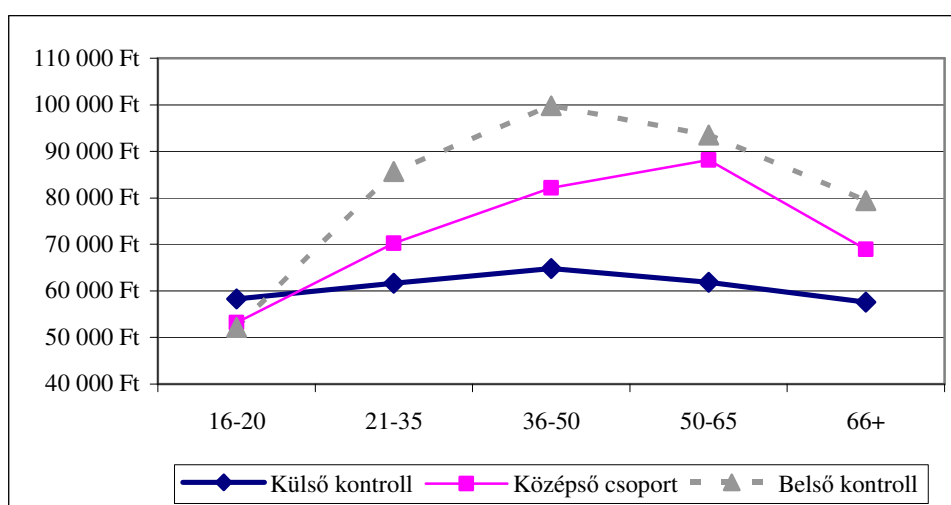


Jelölés: *** legalább 0,01; ** legalább 0,05; * legalább 0,1 szinten szignifikáns együttható.

⁸⁶ Korai nyugdíjba vonulóknak neveztem az 55 éves koruk előtt nyugdíjba vonulókat.

A saját sors kézbe tartásával operacionalizált pszichológiai tőke tehát nem csak a humántőke befektetésre van hatással, hanem arra is, hogy valaki egyáltalán képes-e bennmaradni ott. A munkaerő-piacon való bennmaradás pedig növeli a munkahelyi tapasztalatot, ami a humántőke egy speciális típusa (Mincer: 1962). Mindezek alapján nem meglepő, hogy a három vizsgált csoport közül a belső kontrollal rendelkezők kor-kereseti profilja emelkedik a legmeredekebben (VI. 12. ábra).

VI. 12. ÁBRA: A SAJÁT SORS KÉZBENTARTÁSÁT MUTATÓ INDEX ELOSZLÁSA ALAPJÁN KIALAKÍTOTT HÁROM KATEGÓRIA KOR-KERESETI PROFILJA 2008-AS ÁRAKON



Az ábrán az 1993-ban mért utolsó havi főmunkahelyről származó nettó munkabér átlaga van ábrázolva 2008-as árakra inflálva.

VI. 4. Indirekt és interakciós hatások

Az R statisztika tanulmányozása esetében már felhívtam a figyelmet arra, hogy a többszörös korrelációs együttható abban az esetben, ha a magyarázóváltozók korrelálatlanok lennének, a kétváltozós korrelációk összegével lenne egyenértékű. Abban az esetben, ha ez a feltétel nem teljesül, tehát a vizsgált hatásmechanizmusok valamelyest összefüggenek, a direkt hatásokon kívül indirekt hatások is léteznek. A saját sors kézbe tartását mérő indexszel operacionalizált pszichológiai tőke – munkabérre vonatkozó – hatása ezért direkt és indirekt hatásokra oszlik.

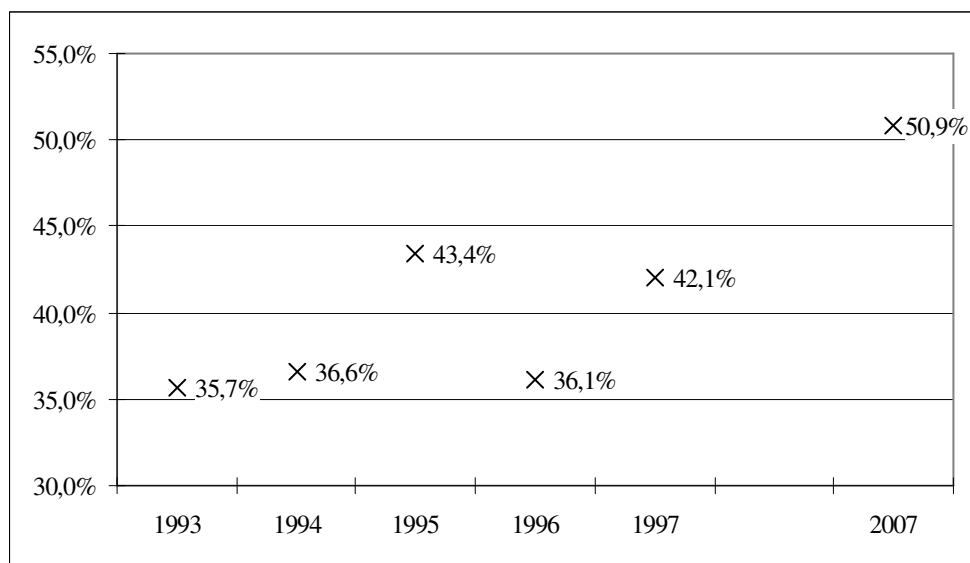
A *teljes hatás* megfeleltethető a két változó közötti korrelációnak (r). Alvin és Hauser (1975: 39) tanulmánya alapján az a különbség, amely ennek az együtthatónak az értékében a többi magyarázó tényező hatására keletkezik, a teljes hatás többi magyarázó változón keresztül érvényesülő hányada, vagyis az *indirekt hatás*. Praktikus megfontolásokból a standardizált regressziós együtthatók (B) csökkenését érdemes figyelni, hiszen kétváltozós szinten a standardizált regressziós együttható és a korrelációs együttható ugyanaz (Alvin és Hauser 1975: 41). Végül a *direkt hatás* a többváltozós regressziós egyenlet vizsgált változójához tartozó standardizált regressziós együtthatójának értékéből olvasható ki.

A három hatástípus (teljes, indirekt, direkt) megkülönböztetése többféle statisztika létrehozására kínál lehetőséget. A VI. 13. ábrán a pszichológiai tőke iskolázottságon keresztül érvényesülő indirekt hatását viszonyítom teljes hatásához a késleltetett modell típus esetében⁸⁷. Az ábráról látható, hogy ennek a típusú indirekt hatásnak a nagysága kisebb ingadozásoktól eltekintve növekszik, és 2007-re a személyes jellemzők munkabérre gyakorolt hatásának csaknem felét teszi ki (a teljes hatás arányában)⁸⁸. Egyéb humántőke beruházással kapcsolatos tényezőknél (munkahelyek száma, munkatapasztalat) keresztül azonban a pszichológiai tőkének gyakorlatilag nem érvényesül indirekt hatása. Viszonylag jelentős (5-15%) közötti a nyelvtudáson keresztül érvényesülő indirekt hatás (a mindenkor teljes hatáshoz viszonyítva), ennek azonban az iskolázottságtól nincsen független kereseti hatása. A személyes jellemzők tehát mind a keresetre, mind a humántőke beruházásra hatással vannak, és ezen kívül a humántőke beruházáson keresztül érvényesülő kereseti hatás is számottevő.

⁸⁷ A 2SLS modell esetében nem volt értelme egy ilyen elemzést végezni, mert az instrumentum-pszichológiai tőke független minden 1992-es munkaerő-piaci hatástól, beleértve az iskolai végzettséget is. Lenne ugyanakkor értelme az 1992 után megszerzett iskolai végzettségek hatását vizsgálni, itt azonban csak 2007-ben beszélhetünk érdemleges hatásról (a pszichológiai teljes hatásának 16%-át teszi ki az 1992 után megszerzett iskolai végzettségeken keresztül érvényesülő indirekt hatás), nyilvánvalóan azért mert iskolai végzettség megszerzése hosszabb időszakot vesz igénybe. A *kereseti változás* modell típus pedig lényegében kibővített változata a *késleltetett* modell típusnak, emiatt az interakciós hatások tekintetében külön nem vizsgáltam.

⁸⁸ Számításaim elvégzéséhez a késleltetett modell típusot használtam fel, amely azonban különbözött a IV. 1. egyenletben megjelölttől. Ebben az esetben a következő formulát használtam, a már megszokott jelölésekkel: $\log_{10} W_{i,t} = \alpha + \beta_1 \times P_{i,93} + \beta_2 \times I_{i,t} + \beta_3 \times Z_{i,t} + \beta_4 \times C_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$. Itt P -vel jelöltem a pszichológiai tőkét, I -vel az iskolai végzettséghez tartozó elvégzett osztályok számát T -vel pedig a többi magyarázó változót, amely tartalmazta H -t (az iskolai végzettség nélkül), Z -t és C -t (ezek a jelölések már a megszokott módon értendők, lásd: IV. 1. egyenlet).

VI. 13. ÁBRA: A PSZICHOLÓGIAI TŐKE ISKOLÁZOTTSÁGON KERESZTÜL ÉRVÉNYESÜLŐ INDIREKT HATÁSA A TELJES HATÁS %-ÁBAN



Az előzőekben megállapítottam, hogy a pszichológiai tőke direkt hatása mellett lényeges szerepet játszik az iskolázottságon keresztül érvényesülő indirekt hatás. Ezután a felismerés után vizsgáltam meg azt, hogy vajon iskolázottság (vagy valamilyen ezzel összefüggő jellemző szerint) kimutathatóak-e különbségek a pszichológiai tőke kereseti hatásban. Goldsmith (2000a) például a pszichológiai tőkének foglalkozási típusok szerint eltérő nagyságú hatását mutatta ki. Míg a pszichológiai tőke indirekt hatásának elemzése során a humántőke beruházáson keresztül érvényesülő kereseti hatások kimutatására koncentráltam, most az azzal közös hatások elemzésére fordítom a figyelmemet.

Az ilyen jellegű kérdésfeltevés úgynevezett interakciós hatások bevonásával végezhető el. Az *interakciós hatás* két, egyenként már a regresszió elemzésbe bevont hatás *szorzataként értendő*. Ebben az esetben azonban, mivel társadalmi csoportokon belül vizsgálom a hatást: binárisan kódolt kategóriák és a saját sors kézbentartását mérő index szorzata jelentette az interakciós hatást. Az 1/0 kódolásból adódik, hogy szükséges egy viszonyítási kategória megállapítása. Ehhez a kategóriához képest tudjuk majd megállapítani a pszichológiai tőke hatásában megmutatkozó csoport-különbségeket. Maga a viszonyítási kategória nem kerül be a regressziós elemzésbe (kihagyott kategória), a modelltől azonban az ebben a kategóriában mért hatás is kiolvasható; méghozzá úgy, hogy a viszonyítási kategóriában mért hatást az interakciós hatások nélküli változó veszi fel, az ehhez képesti eltéréseket, illetve azok szignifikanciáját az interakciós hatásokra kiszámolt együtthatók mutatják.

A foglalkozási csoportok bizonyos szempontból összefüggenek az iskolázottsággal (a kialakított foglalkozási kategóriák iskolai végzettsége szignifikánsan különbözik egymástól). Négy foglalkozási csoportot különítettem el (a beosztáskódok alapján). Az alkalmazottakon belül megkülönböztettem fizikai és szellemi munkát végzőket, és megkülönböztettem egymástól a vállalkozókat és vezető beosztásúakat. Ez a négy csoport foglalkozási státus alapján (az átlagos ISEI pontszám alapján) sorrendbe is rendezhető. A fizikai munkát végzőktől alig különbözik az önállóak vagy vállalkozók elsősorban iparosokból kereskedőkből álló csoportja (ISEI pontszám: 30-40), őket a szellemi foglalkozásúak (ISEI pontszám: 50), majd a vezető beosztásúak követik a sorrendben (ISEI pontszám: 60). A regressziós modellben (a már ismert kontrolltényezők mellett) a foglalkozási csoportok és azok személyes jellemzőkkel vett interakcióját szerepeltettem. Ez a modell gyakorlatilag a *késleltetett* modell egy bővített variánsa, amelyben a pszichológiai tőke foglalkozási csoportokkal vett interakciós hatásai is szerepelnek.

Az VI. 4. táblázatból látható, hogy a fizikai munkát végzők csoportjához képest (a társadalom foglalkozási státus szerint vett alja) a szellemi foglalkozásúak esetében (tehát a társadalom foglalkozási státus szerint vett közepén) különbözik szignifikánsan a pszichológiai tőke kereseti hatás. Az egyes foglalkozási csoportokban a hatás nagysága úgy számolható ki, ha a viszonyítási kategóriához tartozó standardizálatlan regressziós együtthatóhoz (β) hozzáadjuk (negatív együttható esetében ez értelemszerűen kivonást jelent) azt a *különbséget*, amennyivel a vizsgált csoportban mért hatás *eltér* a viszonyítási kategóriától. Mindezek alapján megállapítható, hogy a hatás nagyságában nincsen jelentős különbség a fizikai munkát végzők és az önállóak, valamint – és ez a meglepőbb eredmény – a fizikai munkát végzők és a vezető beosztásúak között. Ha a hatás nagyságát a középső foglalkozású státusúakra is kiszámoljuk (szellemi foglalkozásúak), akkor általában 0 közeli együtthatót kapunk, vagyis ebben a csoportokban a vizsgált személyes jellemzőknek lényegében nincsen hatása.

Az eredményeket értelmezve kézenfekvő az a magyarázat, hogy a személyes jellemzők kereseti hatása csak kifejezetten a magas és alacsony foglalkozási pozíciókban érvényesül. Minderre magyarázat lehet, hogy a magasabb pozíciók nagyobb *önállóságot* követelnek meg, míg az alacsonyabb foglalkozási pozíciókban a vizsgált személyes jellemzők a *megbízhatóság* és pontos munkavégzés indikátorai lehetnek. Véleményem szerint azonban célszerűbb kevésbé messzemenő következtetéseket levonni. Egyrészt azért mert iskolázottság alapján nem sikerült ezt az állítást mélyebben is alátámasztani.⁸⁹ Másrészt pedig a létrehozott

⁸⁹ Az interakciós hatásoknál ezeken kívül még teszteltem a munkatapasztalat, valamint az életkor és a pszichológiai tőke közös hatását. Ebben a két esetben sem sikerült kimutatni szignifikáns hatást.

foglalkozási csoportok (különösen a vezető beosztásúak csoportja) meglehetősen alacsony elemszámú (lásd F. 14. táblázat).

VI. 4. TÁBLÁZAT: INTERAKCIÓS HATÁSOK A FOGLALKOZÁSI CSOPORTOKKAL BŐVÍTETT KÉSLELTETETT MODELLTÍPUSBAN

	Viszonyítási kategória (fizikai munkát végzők)	Önállók/vállalkozók	Szellemi foglalkozásúak	Vezetők
1993	0,011***	0,004	-0,003	0,000
1994	0,007***	0,004	-0,004	-0,002
1995	0,007***	-0,002	-0,006**	0,003
1996	0,008***	-0,001	-0,008**	0,002
1997	0,006***	0,011***	-0,009***	0,006
2007	0,004*	0,003	0	-0,008

A táblázatban a saját sors kézbentartását mérő indexhez tartozó standardizált regressziós együtthatók (β) szerepelnek. Viszonyítási kategória a fizikai munkát végzők csoportja. A pszichológiai tőke keresetre gyakorolt hatásának nagysága a többi foglalkozási csoportban: a viszonyítási kategória + az adott csoportban mért hatás.

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

A regressziós egyenletek eredményei teljes terjedelemben a VI. 8. fejezetben találhatóak.

VI. 5. Az elemzés egyéb eredményei

A VI. 8. fejezetben teljes terjedelmükben is közölt eredmények összhangban vannak a bérregressziós vizsgálatok megállapításaival. A férfiak többet keresnek, mint a nők. Az életkor emelkedésével egy ideig növekszik a munkabér, majd csökkenni kezd. A nagyobb településeken lakók és az iskolázottabbak magasabb keresettel rendelkeznek. Végül azok, akik részmunkaidőben dolgoznak, kevesebbet keresnek, mint a teljes munkaidőben foglalkoztatottak⁹⁰. A hiányzó bér adatok pótlására kiválasztott módszer enyhe pozitív torzítást okozott, ezt azonban kontroll alatt tudtam tartani. Szintén kontroll alatt tartottuk a szelekciós torzítást (a vizsgált magyarázómechanizmussal összefüggésben lévő torzítás), amely várakozásaim szerint negatív torzítást okozott. A pszichológiai tőke 2007-es modellben történő pótlása (inputálása) azonban sem pozitív sem negatív kereseti hatással nem rendelkezett.

⁹⁰ Az általános munkatapasztalattal kapcsolatban meg kell jegyezni, hogy annak hatása általában nem szignifikáns, ennek oka azonban – mint azt már korábban jeleztem – az, hogy az általános munkatapasztalat specifikációjából adódóan (és mivel az életkor is szerepel a modellben), nem csak a munkában eltöltött évek hatását méri.

VI. 6. Az eredmények jelentőségének értelmezése

„A ... olyan kellően motivált jelöltet keres, aki rendelkezik a megfelelő képzettséggel, képességekkel és motivációval az együttmunkálkodáshoz.”
(részlet egy álláshirdetésből)

Az elemzés eredményei a saját sors kézbentartásával operacionalizált pszichológiai tőke kismértékű hatását mutatják. A hatás nagysága – mint ahogyan azt külföldi adatállományok alapján végzett kutatások is kimutatták – mind százalékos formában, mind pénzmennyiségben kifejezve nem tartozik a legjelentősebb tényezők közé. A téma kutatási eredményeinél azonban sikerült néhány lépéssel tovább is jutni. Jelentős eredménynek tartom ezért – és ezt empirikus evidenciákkal is igazoltam –, hogy a hatás nagysága időben nem csökken, továbbá a személyes jellemzők egy adott időperiódus összes keresetére vonatkozó hatása annál nagyobb, minél hosszabb időszakot vizsgálunk; végül megállapítottam, hogy a pszichológiai tőke életpályán belüli hatása kumulálódik. Mindezek az eredmények feltételezhetően azzal magyarázhatóak, hogy a személyes jellemzők nem csak pénztőkévé, hanem humántőkévé is konvertálhatóak. Munkám egyik lényeges eredményének tartom ezért, hogy a személyes jellemzők *hatását* az eddigi kutatásoknál pontosabban tudtam számszerűsíteni, valamint a pszichológiai tőke életpályán belüli *hozamára* is becslést adtam.

Elvégzett kutatásom másik jelentősége azonban módszertani jellegű, és nem a hatás vagy a hozam nagyságára, hanem létezésére vonatkozik. Vizsgálatom célja a kereseti egyenlőtlenségek magyarázásában a humántőke hatások mellett is lényeges komponens kimutatása és elemzése volt. Ennek érdekében a klasszikus humántőke-modellt személyes jellemzők bevonásával (a pszichológiai tőkével) bővítettem ki. Ezek operacionalizálásának azonban két technikai korlátja is van. Egyrészt csekély azoknak az adatállományoknak a száma, amelyekben ilyen modellek tesztelésére lehetőséget biztosítanak: hiszen a személyes jellemzők mérésére kifejlesztett skálák megkérdezésén túl szükséges a panel-adatállomány: vagyis, hogy ugyanazokról az emberekről több időpontban legyenek adataink. Magyarországon erre egyedül az MHP adatállomány alkalmas. Ebben a vonatkozásban különösen lényegesnek tartom, hogy az Andorka Rudolf által összegyűjtött – a sors

irányítására és az opotimizmusra vonatkozó – kérdésekből kialakított index egyezését tesztelni tudtam a mintának felhasznált Rotter-skálával.⁹¹

Az adathiányon kívül létezik egy logikai vagy értelmezési korlát is. Nem szabad ugyanis figyelmen kívül hagyni, hogy a saját sors kézbentartásával operacionalizált pszichológiai tőke munkabérre gyakorolt hatása annak ellenére volt kimutatható, hogy maga a hatást jelentő tulajdonság egy aktuális bértárgyalásban egyáltalán nem materializálódik. A személyes jellemzőket ugyanis nem lehet papírokkal igazolni, sőt külsőleg általában nem is láthatóak. Itt tehát olyan hatást sikerült kimutatni, amit a munkaadó intuíciói „tapogatnak ki” egy aktuális bértárgyalás hangulatában. Ez a *személyiség hozama*, amellyel ebben az esetben a munkavállaló közvetlen realizál, de az is elképzelhető, hogy léteznek olyan – ebben a kutatásban nem mért – tulajdonságok, amelyek egyszerűen a személyes szimpátia miatt lesznek „beárazva”. Személyes, nem képzettség-jellegű, tulajdonságokra – mint a mottónak használt idézetből látható – van igény a munkaerő-piacon, kérdéses azonban, hogy a munkaadó mivel méri azt. Az általam vizsgált személyes jellemzők többé-kevésbé egzaktul mérhetőek, egy konkrét bértárgyaláson azonban valószínűleg azok „mérése” az intuíciókon alapul. Könnyen elképzelhető, hogy a személyes jellemzők munkaadói benyomások alapján mért változata a „valóságban” az általam kimutatottnál jóval nagyobb kereseti hatást és hozamot eredményeznek.

VI. 7. Összegzés

Az empirikus elemzésem eredményei a következő pontokban összegezhetők:

- A saját sors kézbentartásával operacionalizált pszichológiai tőke munkabérre gyakorolt hatásának iránya pozitív, ami azt jelenti, hogy a sorsukat irányítani képes, jövőjükben bizakodó emberek *ceteris paribus* magasabb keresettel rendelkeznek.
- Az okság problémájának kezelése miatt megállapítható az is, hogy a személyes jellemzők a kereseti egyenlőtlenség egyik lehetséges okának tekinthetők.
- A saját sors kézbentartásával mért pszichológiai tőke legalább annyira jó magyarázótenyezője a kereseti egyenlőtlenségeknek, mint a korábbi kutatások során

⁹¹ Ennek lehetővé tételéért ismét szeretnék köszönetet mondani Tóth István Györgynek, aki engedélyezte, hogy a szükséges kérdések a Tárki egyik kutatásában szerepeljenek.

használt skálák (Rotter-féle külső/belső kontroll; Rosenberg-féle önértékelés skála, stb.).

- A pszichológiai tőke nagysága a korábbi munkaerő-piaci hatásokat eltérő szigorúsági fokon kezelő modellek esetében különbözik egymástól. Mivel a különbség nem számottevő, a különböző módokon számított együtthatókat tapasztalati úton kapott speciális megbízhatósági intervallumnak lehet tartani.
- A saját sors kézbentartását mérő index egy szórásnyi változása minden egyéb tényező változatlanságát feltételezve 3% és 1% közötti többlet keresetet jelent a vizsgált periódusban.
- Átlagos fizetés estében, 2008-as árakon számolva ez a változás nettó egy-három ezer forintos intervallumban van. Az intervallum középső értékére számítva ez a hatás egy átlagos bruttó fizetés esetében 4000 Ft.
- Bár a személyes jellemzőket befolyásolhatja a munkaerő-piaci történet, azok kereseti hatása nem azonos a munkaerő-piaci múlt hatásával, hiszen a munkatapasztalattal *par excellence* nem rendelkező pályakezdők esetében (a teljes mintában becsült értékhez képest) a pszichológiai tőke hatása körülbelül kétszer nagyobb.
- Pusztán a saját sors kézbentartását mérő index (a humántőke és társadalmi-demográfiai kontrollváltozók bevonása után) 0,5% és 2,5% között növeli a magyarázott varianciát, ez körülbelül tizedannyi, mint pusztán az iskolázottság hatására bekövetkezett növekmény, és nagyságrendileg az általános munkatapasztalat által okozott növekedés kétszerese.
- A pszichológiai tőke hosszú távon is meghatározza a keresetet. Az 1993-ban mért személyes jellemzők még a 2007-es béradat esetében is pozitív befolyással bírnak. A hatásnak nincsen egyértelmű csökkenő trendje.
- A pszichológiai tőke hozamát azok esetében van értelme elemezni, akik hosszabb időszakon keresztül jelen tudnak lenni a munkaerő-piacon. Megállapítható, hogy a személyes jellemzők munkaerő-piaci hozama nagyobb, mint annak hatása, és nagysága függ a vizsgált kereseti időperiódus hosszától, még hozzá úgy, hogy hosszabb időperiódus esetében nagyobb hozamról beszélhetünk.
- Úgy tűnik, hogy azoknál, akik hosszú időszakon keresztül permanensen jelen tudtak lenni a munkaerő-piacon, a személyes jellemzőknek nemcsak életpályán belüli hozama, hanem hatása is nagyobb, mint a munkaerő-piaci múlt szempontjából

hátrányos helyzetben lévőknél. Feltételezhetően az objektív értelemben vett „sikeresség” és a személyes jellemzők pozitív kereseti hatása felerősíti egymást.

- Közel másfél évtized alatt (ezt az időszakot végig a munkaerő-piacon töltve) a saját sors kézbentartását mérő index értékében bekövetkezett egy szórásnyi változás göngyölítve átlagos kereset esetében, ceteris paribus elven, körülbelül nettó 2 millió Ft-ot jelent.
- A személyes jellemzők életpályán belül kumulálódó hozama kapcsolatba hozható a pszichológiai tőke humántőkévé történő konvertálásával. A belső kontrollal rendelkezőknél kontrollváltozók mellett is nagyobb a továbbtanulás és a nyelvtudás esélye, mint a külső kontrollal bírónál, ugyanakkor a magas pszichológiai tőkével bírók mobilabbak a munkaerőpiacon kevésbé vannak kitéve a munkanélküliség kockázatának, kevésbé „menekülnek el” onnan a korai nyugdíjazás formájában, mint az alacsony pszichológiai tőkével jellemezhető emberek.
- A pszichológiai tőke iskolázottságon keresztül érvényesülő indirekt hatásának a nagysága kisebb ingadozásoktól eltekintve növekszik, és 2007-re a személyes jellemzők munkabérre gyakorolt hatásának csaknem felét teszi ki (a teljes hatás arányában).
- A személyes jellemzők mind a keresetre, mind a humántőke beruházásra hatással vannak, és ezen kívül a humántőke beruházáson (iskolázottság) keresztül érvényesülő kereseti hatás is számottevő.
- A kimutatott hatás a kérdőíves megkérdezés módszerével mérte a pszichológiai tőke kereseti hatását és hozamát. A valóságban (egy konkrét béralkuban) ennek „mérése” az egyéni intuíciókon alapul. Könnyen elképzelhető, hogy a interperszonális benyomások alapján mért személyes jellemzők jóval nagyobb kereseti különbségeket okoznak. A kimutatott eredményeket a racionalizálhatósági feltételezés mellett kapott legjobb becslésnek kell tartani.

VI. 8. A fejezetben közölt regressziós modellek

VI. 5. TÁBLÁZAT: KÉSLELTETETT 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	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)
Részmunkaidőben 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) ***
Pszichológiai tőke			0,009 (0,153) ***			0,008 (0,13) ***			0,006 (0,1) ***
A pszichológiai tőke 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 pszichológiai tőke egy szórásnyi változásának hatása a munkabérre (%-ban)	3,171%			2,775%			2,092%		
0-ad rendű korreláció (pszichológiai tőke és munkabér)	0,247***			0,218***			0,209***		

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)
Szelekciós 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)
Rézmunkaidőben 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) ***
Pszichológiai tőke			0,007 (0,114) ***			0,006 (0,103) ***			0,005 (0,072) ***
A pszichológiai tőke 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 pszichológiai tőke egy szórásnyi változásának hatása a munkabérre (%-ban)	2,458%			2,035%			1,574%		
0-ad rendű korreláció (pszichológiai tőke és munkabér)	0,210***			0,220***			0,206***		

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. 8. táblázatban találhatók.

VI. 6. 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)		
Konstans	3,78 () ***	3,68 () ***	3,657 () ***	3,677 () ***	3,404 () ***	3,399 () ***	3,908 () ***	3,628 () ***	3,622 () ***
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) *
Szelekciós 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)
Részmunkaidőben 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) ***
Instrumentum-pszichológiai tőke			0,005 (0,088) ***			0,005 (0,081) ***			0,004 (0,057) ***
A pszichológiai tőke 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 pszichológiai tőke (instrumentum) egy szórási változásának hatása a munkabérre (%-ban)	1,776%			1,739%			1,190%		
0-ad rendű korreláció (instrumentum- pszichológiai tőke és munkabér)	0,091***			0,073***			0,042		

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)
Szelekciós 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)
Rézmunkaidőben 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) ***
Instrumentum-pszichológiai tőke			0,005 (0,078) ***			0,004 (0,059) **			0,002 (0,025)
A pszichológiai tőke 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 pszichológiai tőke (instrumentum) egy szórásnyi változásának hatása a munkabérre (%-ban)	1,700%			1,180%			0,518%		
0-ad rendű korreláció (instrumentum- pszichológiai tőke és munkabér)	0,089***			0,080***			0,042		

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.

VI. 7. 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)
Részmunkaidőben 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) ***
Pszichológiai tőke			0,006 (0,094) ***			0,004 (0,066) ***			0,003 (0,055) ***
A pszichológiai tőke 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 pszichológiai tőke 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) ***
Pszichológiai tőke			0,004 (0,059) ***			0,003 (0,046) **			0,004 (0,056)
A pszichológiai tőke 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 pszichológiai tőke 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.

VI. 8. TÁBLÁZAT: KÉSLELETETETT MODELLTÍPUSSAL SZÁMOLT REGRESSZIÓS EGYÜTTHATÓK PÁLYAKEZDŐK ESETÉBEN

	Függő változó: Főmunkahelyről származó utolsó havi logaritmizált munkabér (1997)			Függő változó: Főmunkahelyről származó utolsó havi logaritmizált munkabér (2007)		
Konstans	3,4 () *	3,226 ()	5,472 () ***	7,992 () ***	5,137 () ***	6,724 () ***
Férfi	0,024 (0,063)	0,026 (0,071)	0,054 (0,145)	0,021 (0,041)	0,012 (0,024)	0,027 (0,052)
Életkor	0,048 (0,471)	0,059 (0,58)	-0,13 (-1,283)	-0,22 (-3,032) **	-0,074 (-1,019)	-0,172 (-2,368)
Életkor négyzet	0 (-0,066)	0 (-0,217)	0,003 (1,605)	0,004 (3,794) ***	0,001 (1,327)	0,003 (2,75)
Nőtlen/hajadon	0,028 (0,067)	0,021 (0,051)	-0,007 (-0,017)	0,024 (0,046)	-0,008 (-0,016)	0,002 (0,004)
Elvált	0,049 (0,043)	0,057 (0,05)	0,053 (0,047)	-0,009 (-0,004)	0,004 (0,002)	0,012 (0,006)
Özvegy	0,007 (0,003)	-0,015 (-0,008)	-0,002 (-0,001)	37,564 (12,82) ***	-29,347 (-10,016) *	-29,555 (-10,087) *
Város	-0,04 (-0,096)	-0,047 (-0,112)	-0,068 (-0,162)	-0,019 (-0,035)	-0,044 (-0,08)	-0,033 (-0,06)
Megyeszékhely	-0,03 (-0,067)	-0,035 (-0,079)	-0,035 (-0,077)	-0,02 (-0,035)	-0,023 (-0,04)	-0,026 (-0,045)
Budapest	0,022 (0,052)	0,017 (0,042)	0,034 (0,083)	-0,026 (-0,043)	-0,055 (-0,092)	-0,055 (-0,092)
A munkabér inputált	0,049 (0,097)	0,051 (0,1)	0,029 (0,057)	0,038 (0,049)	-0,01 (-0,013)	0,008 (0,01)
Szelekciós torzítás	-0,001 (-0,001)	0,002 (0,001)	0,069 (0,04)	-37,478 (-12,803) ***	29,971 (10,239) **	30,127 (10,292) *
Általános munkatapasztalat		0,027 (0,163)	0 (-0,001)		0,063 (1,019) ***	0,072 (1,167) ***
Általános munkatapasztalat (négyzet)		-0,007 (-0,223)	0,001 (0,021)		-0,004 (-1,837) ***	-0,005 (-2,118) ***
Részmunkaidőben dolgozik					-0,295 (-0,191) ***	-0,28 (-0,181) ***
Iskolázottság		0,007 (0,07)	-0,001 (-0,011)		0,046 (0,529) ***	0,045 (0,508) ***
Pszichológiai tőke			0,022 (0,362) ***			0,01 (0,118) *
A pszichológiai tőke inputált						-0,075 (-0,146)
R ²	0,119	0,351	0,369	0,229	0,237	0,333
R ² változás	0,119**	0,232	0,018***	0,229**	0,008***	0,096*
Súlyozott N	100			189		
A pszichológiai tőke egy szórásnyi változásának hatása a munkabérre (%-ban)	6,78%			3,04%		

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 0,05 szinten szignifikánsak. A táblázatban szereplő adatokra vonatkozó leíró statisztikák az F. 11. táblázatban találhatóak.

VI. 9. TÁBLÁZAT: A PSZICHOLÓGIAI TŐKE 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) ***
Szelekciós 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) ***
Pszichológiai tőke			0,011 (0,112) ***			0,024 (0,152) ***			0,027 (0,12) ***
A pszichológiai tőke 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 pszichológiai tőke egy szórásnyi változásának hatása a munkabérre (%-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) ***
Pszichológiai tőke			0,038 (0,135) ***			0,039 (0,123) ***			0,033 (0,086) **
A pszichológiai tőke 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 pszichológiai tőke 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.

VI. 10. TÁBLÁZAT: A PSZICHOLÓGIAI TŐKE HUMÁNTŐKÉVÉ KONVERTÁLHATÓSÁGA – LOGISZTIKUS REGRESSZIÓ

	Meghalt	1992 óta részt vett iskolai rendszerű képzésben	1992 óta diplomát vagy doktori fokozatot szerzett	Beszél valamilyen idegennyelven	Munkahelyet váltott (1992-2007)	Volt munkanélülű (1992-2007)
Férfi	1,852***	0,415***	0,728	0,847	1,679***	1,474**
Életkor	1,136***	0,834***	0,93	0,863***	1,409***	1,168***
Életkor négyzet	1*	1,001	0,999	1,002***	0,995***	0,997***
Város	0,954	1,024	1,698	0,515***	1,297	1,391
Megyeszékhely	1,003	1,55	1,896	0,492**	2,211**	2,001**
Budapest	0,663***	0,932	0,628	1,2	1,701*	0,738
Iskolázottság	0,939***	1,131**	1,319***	1,272***	1,186***	0,936
Apa iskolázottsága		1,053	1,126*	1,092***	1,051	0,915**
Anya iskolázottsága		1,154***	1,244***	1,069*	1,046	1,057
Pszichológiai tőke	0,98*	1,126***	1,092	1,082***	1,106***	0,918***
Konstans	0,001***	1,527	0,001***	0,076***	0,003***	0,144**
-2 Log likelihood	2968,252***	539,321***	255,993***	818,476***	737,436***	824,789***
Cox & Snell R Square	0,214	0,308	0,171	0,175	0,475	0,140
Súlyozott N	4557	1139	1141	1138	1141	1141

A táblázatban az Exp (B) együtthatók szerepelnek.

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

Kihagyott kategóriák: nő, község,.

A táblázatban közölt modellek 0,001 szinten szignifikánsak.

A táblázatban szereplő adatokra vonatkozó leíró statisztikák az F. 13. táblázatban találhatók.

VI. 11. TÁBLÁZAT: A PSZICHOLÓGIAI TŐKE FOGLALKOZÁSI CSOPORTOKKAL VETT INTERAKCIÓIT IS TARTALMAZÓ KÉSLELTETETT REGRESSZIÓS MODELLEK

	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	3,852 ()***	3,755 ()***	3,611 ()***	3,89 ()***	3,663 ()***	3,638 ()***	3,973 ()***	3,817 ()***	3,786 ()***
Férfi	0,068 (0,17)***	0,086 (0,214)***	0,097 (0,242)***	0,042 (0,101)***	0,084 (0,199)***	0,083 (0,198)***	0,073 (0,175)***	0,082 (0,198)***	0,081 (0,194)***
Életkor	0,014 (0,751)***	0,009 (0,499)	0,007 (0,349)	0,017 (0,885)***	0,008 (0,408)*	0,008 (0,423)*	0,013 (0,683)***	0,005 (0,232)	0,005 (0,28)
Életkor négyzet	0 (-0,262)*	0 (-0,111)	0 (-0,235)	0 (-0,423)***	0 (-0,335)	0 (-0,332)	0 (-0,431)***	0 (-0,133)	0 (-0,166)
Nőtlen/hajadon	-0,023 (-0,042)	-0,032 (-0,058)**	-0,027 (-0,049)**	-0,014 (-0,025)	-0,021 (-0,037)	-0,017 (-0,031)	-0,01 (-0,018)	-0,016 (-0,03)	-0,013 (-0,024)
Elvált	-0,018 (-0,023)	-0,014 (-0,018)	-0,016 (-0,021)	-0,006 (-0,008)	-0,003 (-0,004)	-0,002 (-0,003)	0,003 (0,004)	0,004 (0,005)	0,004 (0,005)
Özvegy	-0,018 (-0,017)	-0,023 (-0,022)	-0,04 (-0,037)*	0,019 (0,017)	0,03 (0,027)	0,032 (0,028)	-0,001 (-0,001)	0,003 (0,002)	0,001 (0)
Város	-0,052 (-0,118)***	-0,017 (-0,039)	0,026 (0,06)*	0,009 (0,02)	0,011 (0,024)	0,012 (0,025)	0,029 (0,063)**	0,001 (0,003)	0,001 (0,003)
Megyeszékhely	0 (0)	0,009 (0,017)	0,029 (0,052)**	-0,007 (-0,012)	0,008 (0,013)	0,007 (0,011)	0,025 (0,043)	0,035 (0,061)***	0,035 (0,06)**
Budapest	0,112 (0,223)***	0,09 (0,179)***	0,089 (0,177)***	0,074 (0,145)***	0,082 (0,161)***	0,079 (0,156)***	0,102 (0,204)***	0,081 (0,162)***	0,077 (0,156)***
A munkabér inputált	0,059 (0,089)***	0,063 (0,096)***	0,07 (0,105)***	0,017 (0,027)	0,038 (0,058)***	0,041 (0,063)***	0,021 (0,033)	0,028 (0,044)**	0,03 (0,047)**
Szelekciós torzítás	-2,532 (-0,571)***	-1,074 (-0,242)***	0,352 (0,079)	-3,167 (-0,557)***	0,068 (0,012)	0,131 (0,023)	-1,683 (-0,339)***	-0,015 (-0,003)	0,016 (0,003)
Általános munkatapasztalat		0 (-0,003)	0,004 (0,199)		0,004 (0,206)*	0,004 (0,218)*		0,002 (0,107)	0,002 (0,101)
Általános munkatapasztalat (négyzet)		0 (-0,171)	0 (-0,302)*		0 (-0,267)**	0 (-0,292)**		0 (-0,175)	0 (-0,175)
Részmunkaidőben dolgozik		-0,1 (-0,089)***	-0,105 (-0,093)***		-0,135 (-0,118)***	-0,13 (-0,114)***		-0,204 (-0,185)***	-0,203 (-0,184)***
Iskolai végzettség		0,011 (0,134)***	0,02 (0,253)***		0,026 (0,309)***	0,025 (0,303)***		0,024 (0,288)***	0,024 (0,283)***
Önálló/vállalkozó		0,021 (0,028)	-0,005 (-0,006)		0,039 (0,055)***	0,017 (0,024)		0,085 (0,127)***	0,083 (0,124)***
Szellemi foglalkozású		0,053 (0,121)***	0,057 (0,129)***		0,045 (0,099)***	0,052 (0,114)***		0,051 (0,111)***	0,064 (0,14)***
Vezető		0,052 (0,259)***	0,051 (0,254)***		0,193 (0,231)***	0,19 (0,228)***		0,194 (0,233)***	0,172 (0,207)***
Pszichológiai tőke (fizikai munkát végzők)			0,011 (0,19)***			0,007 (0,116)***			0,007 (0,106)***
Pszichológiai tőke × önálló/vállalkozó			0,004 (0,03)			0,004 (0,025)			-0,002 (-0,013)
Pszichológiai tőke × szellemi foglalkozású			-0,003 (-0,035)			-0,004 (-0,039)			-0,006 (-0,061)**
Pszichológiai tőke × vezető beosztású			0 (-0,009)			-0,002 (-0,014)			0,003 (0,018)
A pszichológiai tőke inputált									
R2	0,287	0,389	0,403	0,255	0,368	0,379	0,202	0,390	0,398
Súlyozott N	1546			1718			1652		

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	4,021 ()***	3,827 ()***	3,795 ()***	4,207 ()***	3,893 ()***	3,88 ()***	4,707 ()***	4,343 ()***	4,327 ()***
Férfi	0,048 (0,117)***	0,091 (0,221)***	0,091 (0,22)***	0,037 (0,096)***	0,077 (0,199)***	0,076 (0,195)***	0,072 (0,177)***	0,069 (0,17)***	0,068 (0,166)***
Életkor	0,02 (0,99)***	0,004 (0,189)	0,004 (0,192)	0,013 (0,691)***	0,008 (0,439)*	0,007 (0,392)	0,005 (0,257)	0,011 (0,54)	0,012 (0,57)
Életkor négyzet	0 (-0,629)***	0 (-0,122)	0 (-0,121)	0 (-0,269)*	0 (-0,455)*	0 (-0,402)	0 (-0,154)	0 (-0,442)	0 (-0,464)
Nőtlen/hajadon	-0,007 (-0,013)	-0,007 (-0,012)	-0,005 (-0,008)	0,001 (0,002)	0,006 (0,012)	0,009 (0,017)	-0,019 (-0,037)	-0,028 (-0,056)*	-0,026 (-0,05)
Elvált	-0,031 (-0,039)*	-0,025 (-0,032)	-0,024 (-0,031)	-0,02 (-0,026)	-0,009 (-0,011)	-0,005 (-0,006)	0 (0,001)	0,011 (0,016)	0,015 (0,022)
Özvegy	-0,002 (-0,002)	0,012 (0,01)	0,011 (0,009)	-0,015 (-0,013)	-0,019 (-0,017)	-0,019 (-0,017)	-0,018 (-0,019)	0,011 (0,011)	0,013 (0,014)
Város	-0,008 (-0,017)	0,023 (0,05)*	0,023 (0,052)*	-0,073 (-0,174)***	0,021 (0,05)	0,03 (0,072)*	0,034 (0,078)**	0,014 (0,033)	0,014 (0,032)
Megyeszékhely	-0,024 (-0,042)	0,04 (0,07)**	0,043 (0,075)**	-0,101 (-0,183)***	0,021 (0,039)	0,031 (0,057)	0,044 (0,088)**	0,007 (0,015)	0,005 (0,011)
Budapest	0,016 (0,033)	0,09 (0,184)***	0,09 (0,183)***	0,093 (0,201)***	0,088 (0,191)***	0,087 (0,189)***	0,148 (0,287)***	0,084 (0,164)***	0,084 (0,162)***
A munkabér inputált	0,039 (0,062)***	0,051 (0,08)***	0,046 (0,072)***	0,029 (0,053)**	0,032 (0,058)***	0,031 (0,057)***	0,03 (0,043)	0,001 (0,002)	0 (0)
Szelekciós torzítás	-2,877 (-0,433)***	0,369 (0,056)	0,5 (0,075)	-3,356 (-0,523)***	0,333 (0,052)	0,586 (0,091)	-0,315 (-0,217)***	-0,029 (-0,02)	-0,025 (-0,017)
Általános munkatapasztalat		0,005 (0,262)*	0,005 (0,271)**		0,002 (0,135)	0,002 (0,124)		-0,002 (-0,096)	-0,002 (-0,098)
Általános munkatapasztalat (négyzet)		0 (-0,312)**	0 (-0,326)**		0 (-0,1)	0 (-0,112)		0 (-0,016)	0 (-0,019)
Részmunkaidőben dolgozik		-0,141 (-0,132)***	-0,137 (-0,127)***		-0,088 (-0,065)***	-0,086 (-0,063)***		-0,188 (-0,246)***	-0,185 (-0,243)***
Iskolai végzettség		0,024 (0,285)***	0,024 (0,286)***		0,022 (0,274)***	0,022 (0,277)***		0,023 (0,297)***	0,022 (0,287)***
Önálló/vállalkozó		0,022 (0,035)	0,014 (0,023)		0,065 (0,106)***	0,016 (0,026)		0,022 (0,034)	0,012 (0,019)
Szellemi foglalkozású		0,034 (0,074)***	0,051 (0,111)***		0,052 (0,121)***	0,077 (0,181)***		0,084 (0,186)***	0,083 (0,184)***
Vezető		0,19 (0,219)***	0,169 (0,193)***		0,223 (0,279)***	0,192 (0,241)***		0,192 (0,252)***	0,221 (0,291)***
Pszichológiai tőke (fizikai munkát végzők)			0,008 (0,136)***			0,006 (0,102)***			0,004 (0,066)*
Pszichológiai tőke × önálló/vállalkozó			-0,001 (-0,008)			0,011 (0,092)***			0,003 (0,019)
Pszichológiai tőke × szellemi foglalkozású			-0,008 (-0,078)**			-0,009 (-0,103)***			0 (-0,001)
Pszichológiai tőke × vezető beosztású			0,002 (0,014)			0,006 (0,039)			-0,008 (-0,052)
A pszichológiai tőke inputált									-0,001 (-0,001)
R2	0,201	0,312	0,325	0,231	0,345	0,362	0,139	0,435	0,440
Súlyozott N	1539			1485			917		

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. 14. táblázatban találhatóak.

VII. ÖSSZEFOGLALÁS

VII. 1. Az elvégzett munka összefoglalása és a kutatási kérdések megválaszolása

Dolgozatomat a kereseti egyenlőtlenségek magyarázatában a humántőke beruházás hatása mellett is jelentős magyarázó mechanizmus bemutatásának szántam. Új magyarázó mechanizmusok használatának/bevezetésének jogosultságát az adja, hogy a mindennapi életben a kereseti egyenlőtlenségek okaként sok olyan intuíció és sejtés merül fel, amelyeknek egzakt tudományos bizonyítása egyáltalán nem történt meg. Mi sem mutatja ezt jobban, mint az, hogy a kereseti egyenlőtlenségeket magyarázó modellek a munkabér szórásának körülbelül 2/3-át megmagyarázatlanul hagyják.

Új oksági mechanizmusok tesztelése azonban az okság mechanizmusainak tisztázásán túl megköveteli bizonyos feltételek teljesítését, amelyekkel biztosítható, hogy a magyarázó jelenségnek ne az események bekövetkezése után tulajdonítsunk prediktív erőt. Háromféle oksági mechanizmust jelöltem meg, amelyek egymás alternatívájaként működhetnek. A hatékonysági mechanizmus szerint bizonyos személyes tulajdonságok a hatékony munkavégzés irányába ösztönözhetik a cselekvést. Az optimizmus mechanizmusa alapján feltételezhető, hogy vágyott, jövőbeli, állapot elérése a jelen helyzet irányítására ösztönöz. Végül a munkahelyi kapcsolatok mechanizmusa szerint bizonyos személyes jellemzők szerepe elsősorban a főnök-beosztott kapcsolatban történő érdekérvényesítés szempontjából jelentősek.

Az okság technikai feltételeinek biztosítását két módon végeztem el. Miután bizonyítottam, hogy az általam vizsgált pszichológiai tőke körülbelül 10%-ban munkaerő-piaci hatások alakítják, ezeket a hatásokat három különböző modelltípus segítségével szűrtem ki. A modelltípusok közti különbség a munkaerő-piaci hatások kezelésének szigorúságában állt. Annak érdekében, hogy meggyőződhsek arról, hogy a vizsgált személyes jellemzőkkel nem a munkaerő-piaci múlt hatását mérem a munkatapasztalattal par excellence nem rendelkező pályakezdők esetében is megmértem a vizsgált hatást.

Első kutatási kérdésem a személyes jellemzők magyarországi hatásának vizsgálatára vonatkozott. Eddigi tudásom szerint ugyanis ilyen jellegű vizsgálat Magyarországon még nem történt. Megállapítottam, hogy a saját sors kézbentartásával operacionalizált pszichológiai tőke ceteris paribus pozitívan befolyásolja a keresetet. A hatás nagyságát tekintve hasonló a korábbi

külföldi kutatások során kimutatott hatás nagyságához⁹². A pszichológiai tőkét ugyan meghatározzák a különféle munkaerő-piaci események, annak munkabérre gyakorolt hatása azonban ezen hatások kiszűrése mellett is jelentős.

Második kutatási kérdésem a személyes jellemzők hosszú távú hatásának létezésére vonatkozott. Megállapítottam, hogy ugyanazoknak a személyes jellemzőknek akár másfél évtizedig is hatással vannak a munkabérre, a hatás nagyság tapasztalható ingadozások a véletlen eredményei, abban csökkenő trendet nem lehetett megállapítani. A pszichológiai tőke hatását minden adott időpontban a munkaerő-piacon lévő (és érvényes béradattal rendelkező) emberre kiszámoltam. A személyes jellemzők 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 tulajdonságoknak nagyobb hatása volt megfigyelhető, a pszichológiai tőkével magyarázható *kereseti hozam* pedig annál nagyobb volt, minél hosszabb időperiódusban vizsgáltam a munkabért. A személyes jellemzők életpályán belüli növekvő és kumulálódó hozama kapcsolatba hozható a pszichológiai tőke humántőkévé konvertálhatóságával. A sorsukat irányítani képes és optimista emberek ugyanis nagyobb eséllyel tanulnak tovább, beszélnek nyelveken és mobilabbak a munkaerő-piacon, valamint kisebb eséllyel szorulnak ki onnan (akár időlegesen, akár permanensen), mint az ilyen tulajdonságokkal nem rendelkezők.

Végül a harmadik kutatási kérdésem a pszichológiai tőke indirekt kereseti hatására vonatkozott. Ebben a tekintetben megállapítottam, hogy a személyes jellemzők indirekt kereseti hatása elsősorban az iskolai végzettségen keresztül érvényesül. A pszichológiai tőke tehát nem csak humántőkévé és pénztőkévé, hanem humántőkéen keresztül pénztőkévé is konvertálható. Mivel viszonylag jelentős a pszichológiai tőke iskolázottságon keresztül érvényesülő indirekt hatása, megvizsgáltam, hogy az iskolázottságon – vagy valamilyen ezzel összefüggésbe hozható jellemzővel –közös van-e a pszichológiai tőkének kereseti hatása. Foglalkozási csoportonként sikerült kimutatnom ilyen – interakciós – hatásokat. Az eredményeim azt mutatták, hogy elsősorban a magas és alacsony foglalkozási pozícióknak van a pszichológiai tőkével közös kereseti hatása. Feltételezhetően felül a magasabb munkaerő-piaci pozíciókhoz tartozó határozottság, önállóság, magabiztosság, míg alul (alacsonyabb foglalkozási pozíciókban) a megbízhatóság kiszámíthatóság miatt értékelődhetnek fel a személyes jellemzők. Ennek az állításnak az alaposabb tesztelését azonban mintám elemszáma nem tette lehetővé:

⁹² Iránya azonban ellentétes, ez azonban a használt skálák kompozíciójának köszönhető.

Elbizonytalanító ugyanakkor, hogy iskolázottság szerint (ahol nagyobb elemszámú csoportokkal tudtam dolgozni) nem sikerült kimutatni hasonló hatást.

VII. 2. A kutatás érdemei és korlátai

Az elvégzett kutatás érdemei közé tartozik, hogy a magyar adatok felhasználásával elsőként mutattam be egy eddig csak külföldi adatállományokon tesztelt magyarozó mechanizmus (pszichológiai tőke) működését. Továbbá sikerült kidolgoznom egy olyan indikátort (saját sors kézbentartását mérő index), amely nem csak hasonló jellemzőkkel bír, mint a mintának felhasznált Rotter-féle skála, hanem ahhoz bérregreszióban is hasonlóan viselkedik. Munkám azonban nem csak a korábbi külföldi kutatások magyarországi adaptálása, hanem két ponton további lépéseket is tettem. Egyrészt fogalmilag és módszertanilag is elválasztottam egymástól személyes jellemzők hatását és életpályán belüli hozamát. Megállapítottam, hogy mivel a pszichológiai tőke hozama csak a munkaerőpiacon tartósan jelen lévőkre számolható ki, annak pénzmennyiségben kifejezhető nagysága (hasonlón a regressziós együtthatók formájában megadott nagyságához) nagyobb, mint pusztán egy adott időpontban mért hatás nagysága. Másrészt a pszichológiai tőke indirekt hatásának vizsgálata arra a megállapításra vezetett, hogy az erős összefüggést mutat a humántőke beruházással. Interakciós hatások bevonásával sikerült kimutatnom azt is, hogy a személyes jellemzők hatása a társadalom munkajövedelem szerint vett csoportjaiban különböző.

Kutatásom gyengeségei közé egyrészt a kutatási design tartozik. A mintám csak az 1993-ban 16 év felettieket tartalmazta, ez gyakorlatilag egy kohorsz vizsgálatát jelentette. A hatás nagyságának becslésénél azonban szerencsésebb lett volna a teljes gazdaságilag aktív népességgel dolgozni. A hatás életpályán belüli hozamának vizsgálatában ugyanakkor a kutatási design-nak nem ez a jellemzője jelenti a gondot, hanem az, hogy az 1998 és 2006 közötti időszakra csak retrospektív kérdésekkel van rálátásunk. Munkabéradat ebben az időszakban egyáltalán nem áll rendelkezésre, és az egyéb munkaerő-piaci események elemzése során is csak a kérdezettek emlékezetére hagyatkozhatunk. A vizsgálat egy másik technikai korlátja, hogy a felhasznált személyes jellemzők legalább 16 éves korban kerültek felvételre, ez pedig különösen a pályakezdőknél vizsgált modellek érvényességét korlátozza. Szerencsésebb lett volna ugyanis, ha pszichológiai tőkéhez használandó változók ténylegesen a gyerekkorban kerültek volna megkérdésre.

Kutatásom során azzal az előfeltevéssel éltem, hogy a személyes jellemzők egyrészt mérhetőek, másrészt kereseti hatásukat racionálisan indokolható/belátható módon fejtik ki. A mérhetőség mellett szól, hogy a saját sors kézbentartását mérő index időben viszonylag stabil (IV. 3. 1.), mégis biztosra vehető, hogy a munkaerő-piacon egy valóságos béralkuban a vizsgált személyes jellemzők nem az általam választott módon vannak mérve. Nem lehet megbecsülni azt, hogy „valós” körülmények között a személyes jellemzők hatása az általam kimutatotthoz képest nagyobb vagy kisebb. Továbbá a saját sors kézbentartásával operacionalizált pszichológiai tőke kereseti hatásának vizsgálata során számba vettem néhány lehetséges hatásmechanizmust. A hatás mechanizmusai a racionalitás szempontjait figyelembe véve indokolhatóak, ugyanakkor könnyen elképzelhetőek nem racionális mechanizmusok. Sőt, mivel „valóságos körülmények között”, a személyes jellemzők mérése sem egzakt a nagyon valószínű, hogy azok nem a józan ész szempontjait figyelembe véve fejtik ki hatásukat. A kapott eredményeket ezért úgy kell értelmezni, mint a pszichológiai tőke „laboratóriumi” körülmények között kimutatott hatását: vagyis a racionalizálhatósági feltételezés mellett kapott legjobb becslésnek.

Végül meg kell jegyezni, hogy miközben a személyes jellemzők bérhatásának elemzésével foglalkoztam ehhez kapcsolódóan nem érintettem az igazságosság vagy méltányosság kérdését, ez ugyanis nem a feltáró adatelemzés, hanem sokkal inkább foglalkozáspolitikai kérdése. Elemzésem érvényességi köre ezért kifejezetten a munkajövedelem eloszlására vonatkozik. A munkabér nagysága pedig csak korlátozott mértékben hozható összefüggésbe a társadalmi státusszal, és még kevesebb köze van az adott foglalkozás vagy pozíció társadalmi hasznosságához. Ezekben a kérdésekben egyáltalán nem foglaltam állást.

VII. 3. Javaslatok a téma további kutatását illetően

Az elvégzett kutatómunka lezárt néhány kérdést, ugyanakkor új kérdéseket nyitott meg. Kutatásommal ahhoz a külföldi kutatási hagyományhoz csatlakoztam, amely lényegében az önbizalom kereseti hozamát vizsgálta. Felmerül azonban a kérdés, hogy más személyes tulajdonságok milyen kereseti hozammal rendelkeznek? Egy ilyen jellegű kutatás elvégzéséhez mindenképpen szükséges lenne megvizsgálni, hogy a munkaerő-piacon a munkavállalók mely személyes tulajdonságait értékelik/keresik a legjobban? Mostani munkám során álláshirdetések szövegeire és különböző, munkaadók között végzett, felmérések adataira hivatkoztam (I, 2.), ugyanakkor hiánypótló volna a téma alapos és viszonylag sok személyes jellemzőre kiterjedő vizsgálata.

Mindazonáltal a témával foglalkozó későbbi kutatásoknak lépéseket kell tennie abba az irányba, hogy a személyes jellemzőket kereseti különbségek okának lehessen tartani (IV. 4.), és meg kell adniuk az okság vélt mechanizmusait (II. 2.). A már meglévő empirikus eredmények között is szép számmal találni olyanokat, amelyek nem felelnek meg ezeknek a kritériumoknak. Másrészt jó volna, ha a személyes jellemzők kereseti hatásának és hozamának kutatása fogalmilag és módszertanilag is elválna egymástól, valamit a direkt hatások mellett az indirekt hatásokra is kitérnének az elemzések. Az általam megkezdett kutatási irányt – legalábbis Magyarországon – az interakciós hatások vizsgálatával lenne érdemes folytatni, ehhez azonban mindenekelőtt nagyobb elemszámú mintára lenne szükség. Végül, mivel kutatásom igazolta, hogy a személyes jellemzők kimutatható hatása érvényesül a munkaerő-piacon, érdemes lenne a későbbiekben azt a kérdést is megvizsgálni, hogy mindez a közpolitikára milyen feladatokat ró.

IRODALOM

- ALWIN, Duane F. – HAUSER, Robert M. (1975): The Decomposition of Effects in Path Analysis
In.: *American Sociological Review*, 40. évfolyam, 1. szám, 37-47.
- ANDORKA, Rudolf (1994): Deviáns viselkedések Magyarországon – általános értelmezési keret az elidegenedés és az anómia fogalmak segítségével. In: MÜNNICH, Iván és MOKSONY, Ferenc (szerk.): *Devianciák Magyarországon*. Budapest: Közélet Kiadó. 32–75.
- 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.
- ANDRISANI, Paul J. (1981): Internal-External Attitudes, Sense of Efficacy, and Labor Market Experience: A Reply to Duncan and Morgan. In.: *Journal of Human Resources*, 16. évfolyam, 4. szám, 658-666.
- ATKINSON, John W. (1964): *An Introduction to Motivation*. Princeton, Van Nostrand.
- BARTUS, Tamás (2001): *Social Capital and Earnings Inequalities. The Role of Informal Job Search in Hungary*. University of Groningen (PhD disszertáció) http://web.uni-corvinus.hu/bartus/pdf/bartus_2001_phd.pdf (letöltés dátuma: 2009. május 26.)
- BARRO, Robert J – MCCLEARY, Rachel. M. (2003): *Religion and Economic Growth*, NBER Working Paper Series, Working Paper 9682. <http://www.nber.org/papers/w9682>
- BANFIELD, Edward (1958): *The moral basis of a backward society*. Glencoe, IL: The Free Press.
- BECK, Aaron T. – RIAL, William Y . RICKELS, Karl. (1974): Short form of Depression Inventory: Cross validation. In.: *Psychological Reports*, 34. évfolyam, 1184-1186.
- BJÖRKLUND, Anders – JÄNTTI, Markus – SOLON, Gary (2005): Influences of Nature and Nurture on Earning Variation. In: BOWLES, Samuel – GINTIS, Herbert – OSBORNE GROVES, Melissa (szerk): *Unequal Chances*, Princeton University Press and Russell Sage Foundation, New York.
- BLAU, Peter M. – DUNCAN, Otis D. (1967): *The American Occupational Structure*, John Wiley and Sons, New York. Magyarul: A rétegződés folyamata. In.: RÓBERT P. (szerk) (1998): A

- társadalmi mobilitás – hagyományos és új megközelítések*, Új Mandátum Könyvkiadó, Budapest, 141-152.
- 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.
- BRING, Johan (1994): How to Standardize Regression Coefficients. In.: *The American Statistician*, 48. évfolyam, 3. szám, 209-213.
- BUCHANAN, Gregory M. – SELIGMAN, Martin E. P. (szerk) (1995): *Explanatory style*. NJ: Erlbaum, Hillsdale.
- CANBERRA GROUP (2001): *Final Report and Recommendations*. Kézirat. Ottawa.
- CARVER, Charles S., – SCHEIER, Michael F. (1981). *Attention and self-regulation: A control-theory approach to human behavior*. Springer-Verlag, New York.
- CASE, Anne – PAXON, Christina – ISLAM, Mahnaz (2008): Making Sense of the Labor Market Height Premium: Evidence from the British Household Panel Survey. *NBER Working Paper* No. 14007.
- COLEMAN, James S. (1990): *Foundations of Social Theory*. Chicago: Belknap Press
- COSTA, Paul T. – MCCRAE, Robert R. (1995): Domains and facets: Hierarchical personality assessment using the Revised NEO Personality Inventory. *Journal of Personality Assessment*, 64. évfolyam, 1. szám, 21-50
- 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.
- DUNCAN, Greg J. – MORGAN, James N. (1981): Sense of Efficacy and Subsequent Change in Earnings – A Replication. In.: *The Journal of Human Resources*, 16. évfolyam, 4. szám, 649-657.

- DUNCAN, Greg J. – DUNIFON, Rachel (1998): Soft-skills and Long-Run Market Success. In.: *Research in Labour Economics*, 17. évfolyam, 123–149.
- 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.
- EHRENBERG, Ronald G – SMITH, Robert S. (2000): *Modern Labor Economics: Theory and Public Policy*. Longman, New York.
- ELSTER, John (1995): *A társadalom fogaskerekei*, Osiris-Századvég, Budapest.
- ERIKSON, R. – GOLDTHORPE, J. H. (1992): *The constant flux: a study of class mobility in industrial societies*.
- EYSENCK, Hans-Jürgen – KAMIN, Leon (1981): *Intelligence: the Battle for the Mind*. Palgrave Macmillan, London.
- FÁBIÁN Zoltán – KOLOSI Tamás – RÓBERT Péter (2000): Fogyasztás és életstílus. In.: KOLOSI T. – TÓTH I. Gy. – VUKOVICH Gy. (szerk.): *Társadalmi riport 2000*, 225-259.
- FREEMAN, Richard B. (1985): Who Escapes? The Relation of Church-Going & Other Background Factors to the Socio-Economic Performance of Black. Male Youths. from Inner-City Poverty Tracts. *NBER Working Paper*, No. 1656.
- FUKUYAMA, Francis (2001): Culture and economic development: cultural concerns. In.: SMELSER, Neil J. – BALTES Paul B. (szerk.): *International Encyclopedia of the Social and Behavioral Sciences*. Oxford: Pergamon, 3130-3134.
- GANZEBOOM, Harry B. G.; TREIMAN, Donald J. (1996): Internationally Comparable Measures of Occupational Status for the 1988 International Standard Classification of Occupations. In.: *Social Science Research*, 25. évf., 201-239.
- GELISSEN, John – DE GRAAF, Paul M. (2006): Personality, Social Background, and Occupational Career Success. In.: *Social Science Research*, 35. évf, 3. szám, 702-726.
- GOLDSMITH, Arthur H. – VEUM, Jonathan R. – DARITY, William (1996): The impact of labor force history on self-esteem and its component parts, anxiety, alienation and depression. In.: *Journal of Economic Psychology*, 17. évfolyam, 183-220.
- 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 (2000a): Working Hard for the Money? Efficiency Wages and Worker Effort. In.: *Journal of Economic Psychology*, 21. évfolyam, 4. szám, 351-385.

- GOLDSMITH, Arthur H. – VEUM, Jonathan R. – DARITY, William (2000b): Motivation and Labor Market Outcomes, In.: *Research in Labor Economics*, 19. évfolyam, 109-46.
- GOLEMAN, Daniel (2000): Érzelmi intelligencia. Háttér Kiadó, Budapest.
- GOLEMAN, Daniel (2004): Érzelmi intelligencia a munkahelyen. Edge 2000 Kiadó, Budapest
- GRANOVETTER, Mark (1982): The Strength of Weak Ties: A Network Theory Revisited. In MARSDEN, Peter V. – LIN, Nan.(szerk) *Social Structure and Network Analysis*, Beverly Hills: Sage. 105-130.
- GUILFORD, Joan S. – ZIMMERMAN, Wayne S. – GUILFORD, J. P. (1976): *The Guilford – Zimmerman Temperament Survey Handbook. Twenty-five Years of Research and Application*, CA: EDITS, San Diego.
- GUIO, Luigi – SAPIENZA, Paola – ZINGALES, Luigi (2006): *Does Culture Affect Economic Outcomes?* NBER Working Paper, No.: 11999, <http://www.nber.org/papers/w11999> (letöltés dátuma: 2008. november 11.)
- GURIN, Gerald – GURIN, Patricia (1970): Expectancy Theory and the Study of Poverty. In.: *The Journal of Social Issues*, 26. évfolyam, 2. szám, 83-104.
- HAMERMESH, Daniel, S – BIDDLE, Jeff, E (1993): Beauty on the Labour Market. *NBER Working Paper, No. 4518*.
- HECKMAN, James J. (1979): Sample Selection Bias as a Specification Error In.: *Econometrica*, 47. évfolyam, 1. szám, 153-161.
- HEGEDŰS, András (1977): *A szocialista társadalom struktúrájáról*. Akadémiai kiadó, Budapest, 1977.
- HEMPEL, Carl G. – OPPENHEIM, Paul (1948): Studies in the Logic of Explanation. In.: *Philosophy of Science*, 15. évfolyam, 2. szám, 135-175.
- HOLLINGSHEAD, August. B. – REDLICH, Frederick. C. (1958): *Social class and mental illness: A community study*. Wiley, New York.
- HUDOMIET Péter (2008): A panelkopás természete és a súlyozás sikeressége a HÉV-ben. In.: KOLOSI Tamás – TÓTH István György (szerk): *Újratervezés – Életutak és alkalmazkodás a rendszerváltás évtizedeiben*, Társi, Budapest, 227-238.
- INGLEHART, Ronald (1997): *Modernization and Postmodernization – Cultural and Political Change in 43 Societies*. Princeton University Press, New Jersey
- KELLER Tamás (2008a): Értékrend és társadalmi pozíció. *Századvég, Új Folyam* 47. szám, 151-187.
- KELLER Tamás (2008b): Lét és tudat: társadalmi helyzet, attitűdök – vallásosság. In.: TÓTH István Gy. – SZIVÓS Péter: *Köz, teher, elosztás*, Társi Zrt, Budapest, 221-235.

- KELLER Tamás (2008c): Optimizmus és depresszió: objektív helyzet és szubjektív állapot. In.: KOLOSI Tamás – TÓTH István György (szerk): *Újratervezés – Életutak és alkalmazkodás a rendszerváltás évtizedeiben*, Társi, Budapest, 135-145.
- KELLER Tamás (2008d) Fátum vagy nehéz örökség? Intergenerációs személyiségvonások szerepe a jövedelmek átörökítésében. In.: *Szociológiai Szemle*, 18. évfolyam, 4. szám, 32-47.
- KERTESI Gábor – KÖLLŐ János (1997): Reálberek és kereseti egyenlőtlenségek. In.: *Közgazdasági Szemle*, 44. évf, július-augusztus, 612-634.
- KOLOSI, Tamás (1982): Struktúra, rétegződés, metodológia. In.: KOLOSI T. (szerk): *Elméletek és hipotézisek. Rétegződés-modell vizsgálat I.* Társadalomtudományi Intézet Bp. 1982.
- KOLOSI, Tamás (1987): *Tagolt társadalom*. Gondolat. Bp.
- KOLOSI, Tamás (2006): Előre – a státusmegszerzés és az esélyegyenlőség komplex megközelítése. *Szociológiai Szemle*, 17. évf., 1. szám, 93-102.
- KOLOSI Tamás – RUDAS Tamás (1988): *Empirikus problémamegoldás a szociológiában*. OMIKK-TÁRSI, Budapest.
- KOLOSI Tamás – TÓTH István György – KELLER Tamás (2008): Rendszerváltás, nyertesek és vesztesek. In.: KOLOSI Tamás – TÓTH István György (szerk): *Újratervezés – Életutak és alkalmazkodás a rendszerváltás évtizedeiben*, Társi, Budapest, 11-50.
- KOLTAI Júlia – RUDAS Tamás (2008): A TÁRSI HÉV – 2007 kutatás súlyozása. In.: KOLOSI Tamás – TÓTH István György (szerk): *Újratervezés – Életutak és alkalmazkodás a rendszerváltás évtizedeiben*, Társi, Budapest, 205-219.
- KOPP Mária – SZEDMÁK Sándor – LŐKE János – SKRABSKI Árpád (1996): Magyar lelkiállapot az átalakuló társadalomban. In.: *Századvég, Új Folyam*, 2. szám, 87-102.
- KOPP Mária – SZÉKELY András – SKRABSKI Árpád (2007): Mi magyarázhatja a magyar férfiak idő előtti egészségromlását és halálozási arányát? In.: *Polgári Szemle* 3. évf., 6.szám. 6-19.
- KOPP Mária (szerk) (2008): *Magyar lelkiállapot 2008. Esélyerősítés és életminőség a mai magyar társadalomban*. Semmelweis Kiadó, Budapest.
- LANE, Jonathan P. – MORGAN, James N. (1975): Patterns of Change in Economic Status and Family Structure. In: DUNCAN, Greg J. – MORGAN, James N. (szerk.): *Five Thousand American Families-Patterns of Economic Progress*, 2. kötet, Ann Arbor: Institute for Social Research, University of Michigan.
- LAZARSFELD, Paul F. – OBERSCHALL, Anthony R. (1965): Max Weber and Empirical Social Research. In.: *American Sociological Review*, 30. évfolyam, 2. szám, 185-199.
- LENSKI, Gerhard E. (1954): Status crystallization: a non-vertical dimension of social status. In.: *American Sociological Review* 19. évf., 8. szám, 405-13.

- LUTHANS, Fred – YOUSSEF, Carolyn M. – AVOLIO, Bruce J. (2007): *Psychological Capital: Developing the Human Capital Edge*. Oxford University Press. Oxford.
- MATLIN, Margaret – STANG, David (1978): *The Pollyanna principle*. MA: Schenkman, Cambridge.
- MACHIAVELLI, Niccoló (1978): A fejedelem. In.: *Niccolò Machiavelli művei*, I kötet. Európa Könyvkiadó, Budapest, 1978, 7-86.
- MARE, Robert. D. (1981): Change and Stability in Educational Stratification. In.: *American Sociological Review*, 46. évfolyam, 2. szám, 72-87.
- MAIER, Steven F. – SELIGMAN, Martin. E. P. (1976): Learned helplessness: Theory and evidence. In.: *Journal of Experimental Psychology: General*, 105. évfolyam, 1. szám, 3–46.
- 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.
- MINCER, Jacob (1974): *School, Experience and Earning*. NBER, New York.
- MOKSONY Ferenc (2006): *Gondolatok és adatok – Társadalomtudományi elméletek empirikus ellenőrzése*. Aula Kiadó, Budapest.
- MORGAN, James N. (1974): Change in Global Measures. In: DUNCAN, Greg J. – MORGAN, James N. (szerk.): *Five Thousand American Families-Patterns of Economic Progress*, 1. kötet, Ann Arbor: Institute for Social Research, University of Michigan.
- MORGAN, James N. (1976): A Seven-Year Check on the Possible Effects of Attitudes, Motives and Behavior Patterns on Change in Economic Status. In.: DUNCAN, Greg J. – MORGAN, James N. (szerk.): *Five Thousand American Families-Patterns of Economic Progress*, 4. kötet, Ann Arbor: Institute for Social Research, University of Michigan.
- 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.
- MURRAY, Michael P. (2006): Avoiding Invalid Instruments and Coping with Weak Instruments. In.: *Journal of Economic Perspective*, 20. évf., 4. szám, 111-132
- NYHUS, Ellen K. – PONS, Empar (2005): The Effects of Personality on Earnings. In.: *Journal of Economic Psychology*, 26. évfolyam, 363–384.
- 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.)
- PÁTHY-DENCŐ BLANKA – HUDOMIET Péter (2008): Nyomtalanul? – adatfelvételi tapasztalatok. In.: KOLOSI Tamás – TÓTH István György (szerk): *Újratervezés – Életutak és alkalmazkodás a rendszerváltás évtizedeiben*, Társ. Budapest, 183-204.
- PUTNAM, Robert D. (1993): *Making Democracy Work: Civic Traditions in Modern Italy*. Princeton University Press, Princeton, NJ
- PUTNAM, Robert D. (2000): *Bowling Alone. The Collapse and Revival of American Community*. New York, Simon&Schuster.
- PEARLIN, Leonard I. – SCHOOLER, Carmi (1979): The Structure of Coping. In.: *Journal of Health and Social Behavior*, 19. évfolyam, 1. szám, 2-21.
- PEARLIN, Leonard I. – MENAGHAN, Elizabeth G. – LIEBERMAN, Morton A. – MULLAN, Joseph T. (1981): The Stress Process. In.: *Journal of Health and Social Behavior*, 22. évfolyam, 4. szám, 337-356.
- PETERSON, Christopher (2000): The Future of Optimism. In.: *American Psychologist*, 55. évfolyam, 1. szám, 44-55.
- 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.
- RAY, John J. (1979): A Quick Measure of Achievement Motivation – Validity in Australian and Reliable in Britain and South Africa. In.: *Australian Psychologist*, 14. évfolyam, 3. szám, 337–344.
- RÓBERT Péter (1986): *Származás és mobilitás*. Társadalomtudományi Intézet, Budapest (Rétegződés-modell vizsgálat, VII.)

- RÓBERT, Péter (1997): Foglalkozási osztályszerkezet. In.: *Szociológiai Szemle*, 8. évf., 2. szám, 5-48.
- RÓBERT Péter (2000): Az életstílus meghatározottságának változása, 1982-1998. In.: *Szociológiai Szemle*, 10. évfolyam, 2. szám.
- 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.
- SAUNDERS, Peter (1995): Might Britain be a Meritocracy? In.: *Sociology* 29. évf., 1. szám, 34–41.
- SAUNDERS, Peter (1997): Social mobility in Britain: An empirical evaluation of two competing explanations. In.: *Sociology*, 31. évf., 2. szám, 261–88.
- SAUNDERS, Peter (2002): Reflections on the Meritocracy Debate in Britain: a Response to Richard Breen and John Goldthorpe. In.: *The British Journal of Sociology*, 53 évf., 4. szám, 559–574.
- SCHEIER, Micael F. – CARVER, Charles S. – BRIDGES, Michael W (1994): Distinguishing Optimism from Neuroticism (and Trait Anxiety, Self-Mastery and Self-Esteem): a Reevaluation of the Life Orientation Test. In.: *Journal of Personality and Social Psychology*, 67. évfolyam, 6. szám, 1063-1078.
- SCHULZE, Gerhard (1992): *Die Erlebnisgesellschaft. Kultursoziologie der Gegenwart*. Frankfurt - New York, Campus Verlag.
- SCHUMANN, Siegfried – SCHOEN, Harald (2005): *Persönlichkeit. Eine vergessene Größe der empirischen Sozialforschung*. VS Verlag für Sozialwissenschaften, Wiesbaden.
- SCHWARTZ, Shalom H. (1992): Universals in the content and structure of values: theoretical advances and empirical tests in 20 countries. In ZANNA, Mark (ed.), *Advances in Experimental Social Psychology*. Vol. 25, New York: Academic Press. Magyarul: SCHWARTZ, Shalom H. (2003): Univerzálák az értékek tartalmában és struktúrájában. Elméleti előrelépések és empirikus próbák húsz országban. In.: VÁRINÉ SZILÁGYI Ibolya (szerk.): *Az értékek az életben és a retorikában*. Akadémiai Kiadó, Budapest, 2003., 105-154.
- SEEMAN, Melvin (1959): On the Meaning of Alienation. In.: *American Sociological Review*, 24. évfolyam, 6. szám, 783-791.
- SELIGMAN, Martin E. P. (1991). *Learned optimism*. Knopf, New York.

- SEMYKINA, Anastasia – LINZ, Susan (2005): Gender Differences in Personality and Earnings: Evidence from Russia. *William Davidson Institute Working Paper*, Number 791, April 2005.
- SIK Endre (2006): Tőke-e a kapcsolati tőke, s ha igen, mennyiben nem? In.: *Szociológiai Szemle*, 16. évfolyam, 2. szám, 72-95.
- SIMKUS, Albert A. (1981): Comparative Stratification and Mobility. In.: *International Journal of Comparative Sociology*, 22. évfolyam, 3-4. szám, 213-236.
- SPIELBERGER, Charles – GORSUCH, R. L. – LUSHENE, R. E. (1974): *Manual for the State-Trait Anxiety Inventory*. Palo Alto, CA: Consulting Psychologist Press.
- SROLE, Leo (1956): Social Integration and Certain Corollaries: An Exploratory Study. In.: *American Sociological Review*, 21. évf., 6. szám, 709-716.
- SZÁNTÓ Zoltán (1998): A makroszociológia mikroalapjairól (multidiszciplináris megközelítésben). In.: *Szociológiai Szemle*, 8. évf, 2. szám, 89-108.
- SZÉKELYI Mária – TARDOS Róbert (1994): Várakozások, attitűdök, gazdasági siker. In.: *Szociológiai Szemle*, 4. évfolyam, 1. szám, 31-56.
- TAAGEPERA, Rein (2008): *Beginners' Logical Models in Social Sciences*. Kézirat. http://www.psych.ut.ee/stk/Beginners_Logical_Models.pdf (letöltve: 2009. 02. 06.)
- TABELLINI, Guido (2005): *Culture and Institutions: Economic Development in the Regions of Europe*. In.: CESifo Working Paper No. 1492. http://www.cesifo-group.de/DocCIDL/cesifo1_wp1492.pdf (letöltve: 2009. 05. 26.)
- TARDOS Róbert (1998): Szociológiai válaszkísérletek a mikro-makro problémára. In.: *Szociológiai Szemle*, 8. évf, 1. szám, 3-22.
- TIGER, Lionel (1979): *Optimism: The biology of hope*. Simon & Schuster, New York.
- TITMA, Mikk – TRAPIDO, Denis (2002): Prediction of Success in Post-Communist Societies: Evidence from Latvia and Estonia. In.: *Society and Economy*, 24. évfolyam, 3. szám, 297-331.
- TITMA, Mikk – TUMA, Nancy, B. – ROOTS, Ave (2007): Adolescent Agency and Adult Economic Success in Transitional Society. In.: *International Journal of Psychology*, 42. évfolyam, 2. szám, 102-109.
- TÓTH István György (2000): Előrejutás a társadalmi ranglétrán – egy magyarázat kísérlet. In.: SPÉDER Zsolt – TÓTH Pál Péter (szerk.): *Emberi viszonyok*. Cseh-Szombathy László tiszteletére. Budapest, Andorka Rudolf Társadalomtudományi Társaság – Századvég Kiadó. 223-246.

- TÓTH István György (2005): *Jövedelemeloszlás. A gazdasági rendszerváltástól az Unió csatlakozásig*. Andorka Rudolf Társadalomtudományi Társaság – Századvég Kiadó, Budapest.
- TREIMANN, Donald J. (1970): Industrialization and Social Stratification. In.: Laumann, E. O. (szerk): *Social Stratification: Research and Theory for the 1970s*. Bobbs-Merrill, Indianapolis
- TURNER, Charles F. – MARTINEZ, Daniel C. (1977): Socioeconomic Achievement and the Machiavellian Personality. In.: *Sociometry*, 40. évfolyam, 4. szám, 325-336.
- YOUNG, Michael (1958): *The Rise of Meritocracy*. London, Thames and Hudson.
- VARGA Júlia (1995): Az oktatás megtérülési rátái Magyarországon. In.: *Közgazdasági Szemle*. 42. évfolyam, 6. szám.
- VARGA Károly (1974): *Teljesítmény-motiváció és a kutatói-fejlesztő munka hatékonysága*. Akadémiai Kiadó, Budapest.
- VARIAN, Hal R (2005): *Mikroökonómia középfolon. Egy modern megközelítés*. Akadémiai Kiadó, Budapest.
- VEENHOVEN, Ruut (2002): Why social policy needs subjective indicators. In.: *Social Indicators Research*. 58. évfolyam, 1. szám. 33–46.
- VUKOVICH György – HARCSA István (1998): A magyar társadalom jelzőszámok tükrében. In.: KOLOSI Tamás – TÓTH István György – VUKOVICH György: *Társadalmi Riport 1998*, Társi Budapest.
- WARNER, Lloyd – MEEKER, Marchia – ELLS, Kenneth (1949): *Social Class In America*. Science Research Associates, Inc., Chicago.
- WEBER, Max (1982): *A protestáns etika és a kapitalizmus szelleme*. Gondolat Kiadó, Budapest.
- WEBER Max (1988): Zur Psychophysik der industriellen Arbeit. In.: Weber Max (1988): *Gesammelte Aufsätze zur Soziologie und Sozialpolitik*. Tübingen, 153-163. [Első megjelenés: Archiv für Sozialwissenschaft und Sozialpolitik, 27. Bd., Heft 3, 1908, 730-770.]
<http://www.zeno.org/Soziologie/M/Weber,+Max/Schriften+zur+Soziologie+und+Sozialpolitik/Zur+Psychophysik+der+industriellen+Arbeit/IX.+Zwischen+gr%C3%B6%C3%9Feren+Zeitr%C3%A4umen> (letöltve: 2009. március 9.)
- WOOLDRIDGE, Jeffrey M. (2002): *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. MIT Press, Cambridge
- 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.

Honlapok:

<http://www.bls.gov/nls/>

<http://portal.ksh.hu/>

<http://www.tarki.hu/hu/>

<http://www.psy.miami.edu/faculty/ccarver/sciLOT-R.html>

www.ballarat.edu.au/bssh/psych/RotterLOC.pdf

www.yorku.ca/rokada/psycetest/rosenbrg.pdf

<http://www.zeno.org/Soziologie/M/Weber,+Max>

FÜGGELEK

F. 1. Külföldi és hazai adatállományok

A saját sors kézbentartásával operacionalizált pszichológiai tőke munkaerő-piaci hatását vizsgáló külföldi irodalom három panel adatállományból meríti az információkat (National Longitudinal Survey, National Child Development Study, Panel Study of Income Dynamics).. Ebben a fejezetben ezeket az adatállományokat mutatom be.

A téma empirikus külföldi irodalmának jelentős része az amerikai National Longitudinal Surveys (NLS) adataira támaszkodik. Ez lényegében egy olyan survey sorozat, amely különböző korosztályokat kísér végig a U. S. Department of Labor megbízásából. A kohorszokból többlépcsős véletlen kiválasztással kerülnek a megkérdezettek a mintába. A vizsgálat kezdetén, 1966-ban, két korosztályból gyűjtöttek adatokat, az akkor 45-59 év közötti (1907 és 1921 között született) férfiakról (5020 fő), és a 14-24 éves (1942-1952 között született) férfiakról (5225 fő). Erről a két korosztályról összességében 1966 és 1990 között vannak információink 13 megkérdezés eredményeképpen. A Rotter-féle külső/belső kontrollt mérő skálát 1968-ban, 1969-ben, 1976-ban és 1981-ben kérdezték meg. 1968-ban az 5393 főből álló 30 és 44 év közötti női (1924-1938 között született), illetve 5533 fős 14-24 év közötti (1946-1954 között született) női minta indult, amely összesen 22 kérdés során az 1967 és 2003 közötti időszakról szolgáltat adatokkal. A Rotter-féle skálát 1969-ben, 1972-ben, 1977-ben és 2001-ben kérdezték meg. Az

1979-ben 14 és 22 év közötti (1957 és 1965 között született) korosztály vizsgálatát egy 12686 férfi és női megkérdezett adatait tartalmazó állomány (NLSY: National Longitudinal Survey of Youth) teszi lehetővé, ahol a Rotter-féle skála 1979-ben, míg a Rosenberg-féle skála 1980-ban, 1987-ben és 2006-ban lett lekérdezve. A National Longitudinal Survey of Youth 1997 (NLSY97) kiindulási populációját az 1980 és 1984 között született korosztály képezi, és a *design* különösen az iskolából a munkaerő-piacra történő átállásra fókuszál, a szülői háttér figyelemmel kísérésével.⁹³

A Panel Study of Income Dynamics (PSID) nevű kutatás 1968-ban kezdődött el, eredetileg 4800 Amerikai Egyesült Államokból származó háztartás vizsgálatával. Eddig több mint harminc hulláma volt a kutatásnak, amely tárgyát tekintve a gazdasági és demográfiai változásokra koncentrál. 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.⁹⁴

A National Child Development Study (NCDS) egy olyan longitudinális survey, amelynek keretében 1958. március 3-a és 9-e között Angliában, Skóciában és Welsben született gyerekek követéses vizsgálata történik (18060 fő). A kutatás célja az emberi életút vizsgálata, illetve annak alakulásában közrejátszó faktorok elemzése. A követéses vizsgálatnak eddig hét hulláma készült el. A pszichológiai tőkével összefüggő kérdéseket Osborne Groves (2005a) elemzete, nevezetesen az agresszió és visszahúzódnak kereseti hatásai képezték elemzéseinek tárgyát.

Magyarországon a már ismerttetett MHP-HÉV adatállományon két panel adatállomány tesz lehetővé az általam elvégzett kutatáshoz hasonló (bár rövidebb időszakra vonatkozó) elemzést. „Életünk fordulópontjai” a KSH Népeségtudományi Kutatóintézete által 2001-ben megkezdett felmérés, amely a 18–75 év közötti népesség reprezentatív mintáján alapul. A felmérésnek 2004/2005-ben zajlott le a második hulláma és további hullámok vannak tervbe véve.⁹⁵ A minta tervezett nagysága 15000 fő.⁹⁶ A kérdőív kérdései között megtalálhatók az anómia mérésére alkalmas kérdések, ezek azonban nem egyeznek meg teljesen az általunk felhasznált kérdésekkel.

A HEP (Hungarostudy Egészség Panel) származtatott követéses vizsgálat. Maga a minta egy keresztmetszeti vizsgálatból származik (Hungarostudy 2002) és azoknak az adatiból áll, akik hozzájárultak, hogy a későbbiekben újra felkeressék őket. A Medián Közvélemény- és Piackutató Kft által elvégzett vizsgálatban 2005/06-ban így 4689 személyről vannak adatok (két időpontból).

⁹³ <http://www.bls.gov/nls/>

⁹⁴ <http://psidonline.isr.umich.edu/>

⁹⁵ <http://www.dpa.demografia.hu/brossura.pdf>

⁹⁶ <http://www.dpa.demografia.hu/Kapitany.pdf>

Az adatgyűjtés célja a magyar lakosság testi-lelki egészségének monitorozása és követése. A kérdések között megtalálható a Beck-féle depresszió skála és az Andorka Rudolf által összeállított anómia kérdések rövidített változata⁹⁷ is (Kopp et al.: 2007; Kopp, 2008). Az adatok eddigi feldolgozása (Kopp, 2008) kevésbé használja ki az adatok panel természetét. A közölt tanulmányok módszertanilag meglehetősen egyenlőtlen színvonalúak, és a kutatás koncepciójának köszönhetően csak egy-egy tanulmány képvisel (részeiben) az általam választott elemzési irányhoz hasonló szemléletet.

F. 2. A saját sors kézbentartásának mérésére kifejlesztett skálák

F. 1. TÁBLÁZAT: LOT-R (LIFE ORIENTATION TEST REVISED)

Forrás: <http://www.psy.miami.edu/faculty/ccarver/sciLOT-R.html> és Scheier et al., 1994: 1073.

1.	In uncertain times, I usually expect the best. Bizonytalan időkben mindig a legjobbra számítok.	A	B	C	D	E
2.*	It's easy for me to relax. Könnyen ki tudok kapcsolni.	A	B	C	D	E
3.	If something can go wrong for me, it will. Ha valami rosszul végződhet, az úgy is fog végződni.	A	B	C	D	E
4.	I'm always optimistic about my future. Bízom a jövőmben.	A	B	C	D	E
5.*	I enjoy my friends a lot. Szeretek a barátaimmal lenni.	A	B	C	D	E
6.*	It's important for me to keep busy. Fontosnak tartom, hogy mindig legyen valami elfoglaltságom.	A	B	C	D	E
7.	I hardly ever expect things to go my way. Soha nem számítok arra, hogy a dolgok úgy fognak történni, ahogyan szeretném.	A	B	C	D	E
8.*	I don't get upset too easily. Nem zaklatom fel magam egykönnyen.	A	B	C	D	E
9.	I rarely count on good things happening. Ritkán számítok arra, hogy jó dolgok fognak történni.	A	B	C	D	E
10.	Overall, I expect more good things to happen to me than bad. Mindent egybe véve több jó dolog történik velem, mint rossz.	A	B	C	D	E

Kiértékelés

- A csillaggal jelölt kérdések kitöltő kérdések

⁹⁷ A kérdések nem teljesen azonosak az általam felhasznált itemekkel, ezért a saját sors kézbentartását mérő index közvetlenül nem állítható elő. A HEP anómia-kérdéseinek elemzése megtalálható Skrabski Árpád tanulmányában (Kopp, 2008: 126-7).

- A skálát úgy kell pontozni, hogy a magas pontszámok jelentsék az optimizmust, ez néha fordított skálázást jelent (3., 7., 9. kérdést fordított skálával kell mérni).
- A (I agree a lot / teljesen egyetértek); B (I agree a little / valamennyire egyetértek); C (I neither agree nor disagree / inkább egyetértek, mint nem értek egyet); D (I disagree a little / valamennyire nem értek egyet); E (I disagree a lot / egyáltalán nem értek egyet)

F. 2. TÁBLÁZAT: A RÖVIDÍTETT ROTTER-FÉLE SKÁLA

- A teljes, 29 kérdést tartalmazó skála angol nyelven megtalálható itt: www.ballarat.edu.au/bssh/psych/RotterLOC.pdf
- Az empirikus szociológiai kutatásokban a rövidített Rotter-skála használatos. Ez került be az NLS vizsgálatba is. A kérdések forrása: Andrisani, 1977: 314; Goldsmith et al., 1996: 217.
- A skála azt méri, hogy az egyén sorsa alakulásában belső vagy külső körülményeket vél-e felfedezni.

1.	a.) What happens to me is my own doing (internal response). Tőlem függ, mi történik velem (belső kontroll). b.) Sometimes I feel that I don't have enough control over the direction my life is taking (external response). Néha úgy érzem, sorsom alakulását nem tudom befolyásolni (külső kontroll).
2.	a.) When I make plans, I am almost certain that I can make them work (internal response). Ha eltervezek valamit, szinte biztosan meg is tudom azt valósítani (belső kontroll). b.) It is not always wise to plan too far ahead, because many things turn out to be a matter of good or bad fortune anyhow (external response). Nem mindig bölcs dolog nagyon előre tervezni, mert sok dolog egyszerűen csak a szerencsén múlik (külső kontroll).
3.	a.) In my case, getting what I want has little or nothing to do with luck (internal response). Céljaim elérését nem bízom a szerencsére (belső kontroll). b.) Many times we might just as well decide what to do by flipping a coin (external response). Legtöbbször pénzfeldobással is eldönthetném, milyen döntést hozzak (külső kontroll).
4.	a.) It is impossible for me to believe that chance or luck plays an important role in my life (internal response). Számomra elképzelhetetlen, hogy a véletlen vagy a szerencse fontos szerepet játszik az életemben (belső kontroll). b.) Many times I feel that I have little influence over the things that happen to me (external response). Gyakran úgy érzem, nagyon kevés befolyásom van azokra a dolgokra, amelyek velem történnek (külső kontroll).

Kiértékelés

- A belső kontroll válaszai 0, míg a külső kontrollé 1 pontot érnek (Vö.: Goldsmith et al., 1996: 217).⁹⁸
- Andrisani (1977: 313) a válaszokat olyan négy értékű skálán kódolja, amelynek az egyik véglete a külső, a másik a belső kontrollt jelenti.)
- A skála az ilyen módon pontozott kérdések összegeként jön létre.
- A magas pontszámok az alacsony belső kontrollt jelentik.

Magyarországon legjobb információim szerint egyszer került lekérdezésre a rövidített Rotter-féle skála, a Társi által 2009 tavaszán végzett 1000 fős országos reprezentatív mintán alapuló adatfelvétel keretében.

⁹⁸ Goldsmith et al., (1996) idézett tanulmánya egyébként az irodalomban rendhagyó módon a belső kontrollt pontozza magas pontszámokkal.

F. 3. TÁBLÁZAT: PEARLIN-FÉLE ÖNKONTROLL

Forrás: Pearlin 1987: 20; és Pearlin et al., 1981: 333.

A skála azt méri, hogy az egyén mennyire tudja kezében tartani sorsa irányítását.

1.	Sometimes I feel I'm being pushed around in life. Néha úgy érzem, csak sodródok az életemben.	SA	A	D	SD
2.	What happens to me in the future mostly depends on me. Jövőm alakulása elsősorban tőlem függ.	SA	A	D	SD
3.	There is really no way I can solve some of the problems I have. Problémáim egy részét egyszerűen nem tudom egyedül megoldani.	SA	A	D	SD
4.	There is little I can do to change many of the important things in my life. Gyakran fontos dolgokban is tehetetlen vagyok.	SA	A	D	SD
5.	I often feel helpless in dealing with the problems of life. Gyakran tehetetlennek érzem magam életem problémáival szemben.	SA	A	D	SD
6.	I have little control over the things that happen to me. Sorsom alakulását alig tudom befolyásolni.	SA	A	D	SD
7.	I can do just about anything I really set my mind to. Amit elhatározok, azt véghez is viszem.	SA	A	D	SD

Kiértékelés

- Az egyes válaszokhoz a következő pontszámokat kell rendelni: SA (Strongly agree / teljesen egyetért) =1, A (Agree / egyetért) =2, D (Disagree / nem ért egyet) =3, SD (Strongly disagree / egyáltalán nem ért egyet) =4.
- Az index főkomponens elemzés során áll elő.

F. 4. TÁBLÁZAT ANDORKA RUDOLF ÁLTAL ÖSSZEGYŰJTÖTT KÉRDÉSEK

Forrás: Andorka 1994: 70-2.

1.	Érzi-e, hogy nincs célja, értelme az életének?	A	B	C	D	E
2.	Előfordul-e, hogy elveszíti a hitét önmagában és úgy érzi, hogy semmire sem jó?	A	B	C	D	E

(A = Soha, B = Néha, C = Gyakran, D = Nagyon gyakran, E = Állandóan)

3.	Nem nagyon érdemes tervezgetni, távolabbi életcélokat kitűzni.	A	B	C
4.	Az események, a célok, az elvek olyan gyorsan változnak, hogy az ember azt sem tudja, miben higgyen, mi szerint éljen.	A	B	C

(A = Nem értek egyet, B = Részben egyetértek, C = Teljesen egyetértek)

5.	Megvan rá a lehetőségem, hogy elérjem az életben azt, amit szeretnék.	A	B	C
6.	A saját döntéseimtől függ, hogyan alakul életem.	A	B	C

(A = Nem igaz, B = Részben igaz, C = Teljesen igaz)

F. 5. TÁBLÁZAT: A MAGYAR HÁZTARTÁS PANEL VIZSGÁLAT KERETÉBEN 1993-BAN, 1996-BAN ÉS 1997-BEN FELTETT ANÓMIÁT ÉS ELIDEGENEDÉST MÉRŐ KÉRDÉSSOR

1.	Nem tudom problémáimat megoldani.	A	B	C	D
2.	Amit elhatározok, azt véghez is viszem.	A	B	C	D
3.	Sorsom alakulását alig tudom befolyásolni.	A	B	C	D
4.	Jövőm alakulása elsősorban tőlem függ.	A	B	C	D
5.	Gyakran fontos dolgokban is tehetetlen vagyok.	A	B	C	D
6.	Gondjaim többségén alig tudok enyhíteni.	A	B	C	D
7.	Gyakran érzem magányosnak magam.	A	B	C	D
8.	Manapság alig tudok eligazodni az élet dolgaiban.	A	B	C	D
9.	Aki vinni akarja valamire, rákényszerül arra, hogy egyes szabályokat áthágjon.	A	B	C	D
10.	Bízom a jövőmben.	A	B	C	D
11.	A munkámban általában nem lelem örömet.	A	B	C	D

A = Teljesen igaz, B = Részben igaz, C = Inkább igaz, D = Egyáltalán nem igaz

F. 6. TÁBLÁZAT: ROSENBERG-FÉLE ÖNÉRTÉKELÉS (SELF-ESTEEM) SKÁLA

Forrás: www.yorku.ca/rokada/psyc/test/rosenbrg.pdf (letöltve: 2008. november 11.)

Az önértékelés skála 10 kérdésből áll. A kérdéseket Likert skálán kell megválaszolni (teljesen egyetért, egyetért, nem ért egyet, egyáltalán nem ért egyet). A kérdéssor 5024 főből álló, new yorki középiskolások adatait tartalmazó mintán lett kifejlesztve. A középiskolások 10, véletlenül kiválasztott iskolából kerültek ki.

A skála azt méri, hogy az egyén milyen érzelmekkel viseltet saját maga iránt.

1.	On the whole, I am satisfied with myself. Mindent egybe vetve elégedett vagyok magammal.	SA	A	D	SD
2.*	At times, I think I am no good at all. Néha úgy érzem, egyáltalán nem vagyok jó/talpraesett.	SA	A	D	SD
3.	I feel that I have a number of good qualities. Úgy gondolom, jó néhány jó tulajdonságom van.	SA	A	D	SD
4.	I am able to do things as well as most other people. Ugyanolyan jól intézem az ügyeimet, mint a többi ember.	SA	A	D	SD
5.*	I feel I do not have much to be proud of. Úgy gondolom, nincsen semmi olyan tulajdonságom, amire büszke lehetnék.	SA	A	D	SD
6.*	I certainly feel useless at times. Kétségkívül úgy érzem, nem vagyok jó semmire .	SA	A	D	SD
7.	I feel that I'm a person of worth, at least on an equal plane with others. Úgy gondolom, legalább annyira értékes vagyok, mint a többi ember.	SA	A	D	SD
8.*	I wish I could have more respect for myself. Jó volna jobban tisztelni magamat.	SA	A	D	SD
9.*	All in all, I am inclined to feel that I am a failure. Hajlamos vagyok arra, hogy kész csódnak érezzem magamat.	SA	A	D	SD
10.	I take a positive attitude toward myself. Pozitívan állok önmagamhoz.	SA	A	D	SD

Kiértékelés

- Az egyes válaszokhoz a következő pontszámokat kell rendelni: SA (Strongly agree / teljesen egyetért) =3, A (Agree / egyetért) =2, D (Disagree / nem ért egyet) =1, SD (Strongly disagree / egyáltalán nem ért egyet) =0.
- A csillaggal jelölt kérdéseket fordított skálával kell kiértékelni: SA=0, A=1, D=2, SD=3.
- Az önértékelés pontszámai a kérdésekre adott pontszámok összege.
- Magasabb pontszám, nagyobb önértékelést jelent.
- A csillaggal jelölt kérdésekből főkomponens elemzéssel létrehozható a self-denigration index – önleértékelési skála (Pearlin: 1978: 20)

A skála minden különösebb engedély nélkül használható, a szerző családja azonban szeretné, ha a használatról informálnák őket (The Morris Rosenberg Foundation, Department of Sociology, University of Maryland 2112 Art/Soc Building College Park, MD 20742-1315)

F. 3. A pszichológiai tőke szerepe az intergenerációs kereseti mobilitásban⁹⁹

A pályakezdők almintáját használva (VI. 2. 2.) egy speciális kutatási kérdés is megválaszolható: nevezetesen: a családon belül átörökölt személyes jellemzők kereseti hatásai. A téma magyar adatokon való vizsgálata eddigi tudásom szerint nem történt meg, a kérdésfelvetésnek azonban (amerikai) előzményei.

Osborne (2005b) az NLS 1907-1921, illetve 1942-1952 között született férfiak mintájában keresett apa-fiú párokat, hogy a generációk közti kereseti hasonlóságban kimutathatóvá váljon a családon belül átörökölt személyes jellemzők kereseti hatása. A használt útmodellben az apa és fiú generációk esetében felvett Rotter-féle külső/belső kontrollt mérő skála és a munkabér mellett a fiú generáció iskolázottsága, valamint munkatapasztalata is szerepelt. A Rotter skála az 1968-as adatfelvételtől származott, az iskolai végzettség az 1976-ig megszerzett végzettséget jelentette, az *apa keresete* az 1966 és 1968 közötti logaritmizált átlagkereset, a *fiú keresete* az 1980 és 1981 közötti logaritmizált átlagkereset volt. Az apa és fiú közötti, keresetben megmutatkozó, hasonlóság (korreláció) dekompozíciója során nyilvánvalóvá vált, hogy annak 11%-a személyes jellemzők hasonlóságából adódik.

Az elemzéshez használt adatok szintén a Magyar Háztartás Panel vizsgálatból (MHP), illetve a Magyar Háztartás Panel és a Háztartások Életút Vizsgálata összevont adatbázisából (MHP-HÉV) származnak, így egyrészt az 1993-1997, illetve az 1993-2007 közötti elmozdulásokat lehetett nyomon követni. Mivel a vizsgálandó kérdés a családban átörökölt személyes jellemzők keresetet befolyásoló erejére vonatkozik, a következő definíciós megszorításokat és logikai feltételezéseket tettem.

A mobilitás kutatások fogalomhasználatától eltérően, a használt adatbázis adottságaihoz alkalmazkodva, nem apa és fiú nemzedékeket vizsgáltam, hanem a háztartásfő és annak gyereke között elemeztem a generációs hasonlóságokat. A *háztartásfő* és a *gyerek* fogalmak tehát a mobilitás kutatások analógiájára az *apa* és *fiú* fogalmak helyett szerepelnek ebben a fejezetben, a *gyerekek* azonban foglalkoztatáspolitikai szempontból *pályakezdők*, mert beléptek a munkaerő-piacra, életkori értelemben pedig inkább *fiatalok*, mert 16 év felettiek. Az MHP-ben *háztartásfő*ként a legidősebb aktív korú férfit definiálják.¹⁰⁰ A *gyerek* definíciója szűkebb, mint

⁹⁹ Ez a fejezet a Szociológiai Szemlében megjelent dolgozatom egyik része (Keller: 2008d).

¹⁰⁰ „Háztartásfőnek mindig a legidősebb aktív korú (18-60 éves) férfit tekintjük, ha ilyen nincs: a legidősebb aktív korú (18-55 éves) nőt. Ha a háztartás csak inaktívokból áll, a legidősebb (18 éven felüli) inaktív korú férfit, ha az sincs, a legidősebb inaktív korú nőt tekintjük háztartásfőnek. A háztartásfő személye változhatott a panelvizsgálat időszakában” (http://www.tarki.hu/adatbank-h/panelcd/magyar/doc_hu/overv_h.html#htfo). Ebben a tanulmányban

azt a háztartásfőhöz való viszonyt kifejező változó lehetővé tenné. Arra törekedtem ugyanis, hogy a gyerek pszichológiai tőke adata független legyen a munkatapasztalattól, vagyis a személyes jellemzők exogének legyenek a munkabérre. A leszámazotti kapcsolaton (a háztartásfő gyereke) kívül ezért életkori (1993-ban 16 és 25 év közötti) megszorítást is alkalmaztam. Azok, akiket ezzel a módszerrel gyerekként definiáltam, a vizsgált periódus elején túlnyomó többségben tanulók (51%), a periódus végén pedig olyan kereső tevékenységet folytatnak, amelyből munkabér származik (88%). A *munkabér* definiálása az utolsó havi főmunkahelyről származó nettó jövedelem (nettó fizetés vagy munkabér) tízes alapú logaritmusaival történt.¹⁰¹ A *pszichológiai tőke* méréséhez pedig a megszokott – a *saját sors kézbe tartását kifejező* – skálát használtam, amelynek kialakításakor az egyéni problémamegoldó képességre és a jövőbe vetett bizalomra került a hangsúly.

Az endogenitás fogalmi megszorításokkal történő biztosítása során, mint ahogyan a korábbi kutatások eredményei (Osborne 2005b) mutatják, felléphetnek elemszám problémák. Összehasonlítottam tehát a *háztartásfő* és *gyerek* pszichológiai tőkéje közötti korrelációs együtthatót abban az esetben, ha *gyerek* definíciójába a leszámazotti kapcsolaton kívül az életkor (0,434-es együttható; 117 fő), illetve ha a leszámazotti kapcsolat és a tanulói státus (0,447-as együttható; 60 fő) tartozott bele. Mivel a két együttható csak kis mértékben tér el egymástól, a nagyobb mintanagyság mellett döntöttem. Az elemzést tehát az MHP adatbázis 117 háztartásfő-gyerek páros adatait tartalmazó mintáján végeztem el. Ennyi volt ugyanis azoknak a hiánytalan adatsorral rendelkező, gyerekként definiáltaknak a száma, akik 1993-ban 16 és 25 év között voltak, és valamely háztartáson belül, mint a háztartásfő gyereke lettek számba véve.¹⁰²

Az okságra vonatkozó feltételezések logikailag indokolhatóak: egyrészt feltételezem, hogy a *háztartásfő* adatai befolyásolják a *gyerek* adatait, nem pedig fordítva. Másrészt feltételezem, hogy az időben korábbi esemény hat az időben későbbi eseményre, egyszerűen a dolgok természeténél fogva, ezért magyarázom a *gyerek* keresetét (1997) korábbi időpontban mért személyes jellemzőkkel (1993). Mivel az adatok közül csak a *gyerek* béradata származik 1997-

az 1992-es háztartásfőhöz való viszonyt mérő változóval dolgoztam. Az elemzésben használt mintában a háztartásfők közül 56% a férfiak és 44% a nők aránya.

¹⁰¹ Az háztartásfő esetében az *e2jfomfm*, a gyerek esetében pedig az *e6jfomfm* nevű változók a Magyar Háztartás Panel adatbázisban. Az elemzés során végig logaritmizált béradatokkal dolgoztam, a szövegben azonban az egyszerűbb megfogalmazás érdekében néhány helyen nem tettem ki a *kereset* vagy *munkabér* szavak elé a *logaritmizált* megszorítást.

¹⁰² Az 1993-as év azért bírt jelentőséggel, mert ebben az évben kérdezték először a felhasználni kívánt szubjektív indikátorokat, a 16 év pedig az egyéni kérdőív kitöltésének alsó korhatára volt. A 25 éves korhatár meghatározására azért volt szükség, hogy a *gyerek* pszichológiai tőkéje keresetere nézve exogén legyen. Mivel azok a 25 év alattiak, akik szüleikkel egy háztartásban éltek, túlnyomó többségben tanulók voltak, tehát nem volt munkatapasztalatuk, azzal a hipotézissel éltem, hogy pszichológiai tőkéjüket főként a szülői háttér alakítja.

ből (a többi adat 1993-as), a *háztartásfő* keresete és pszichológiai tőkéje között nem ok-okozati kapcsolatot feltételeztem, hanem kölcsönhatást.

Az adatokon egy viszonylag egyszerű modellt teszteltem, amely két, legkisebb négyzetek módszerén alapuló regressziós egyenlet *útmodell*be történő kapcsolásával jött létre. Először a *gyerek* pszichológiai tőkéjét magyaráztam a *háztartásfő* keresetével és pszichológiai tőkéjével:

$$P_{gy93} = \alpha + \beta_1 \times P_{h93} + \beta_2 \times \log_{10} W_{h93} + \varepsilon, \quad (F.1.)$$

ahol P a pszichológiai tőkét (a saját sors kézbentartását mutató indexszel mérve), $\log_{10} W$ a főmunkahelyről származó utolsó havi nettó munkabér tízes alapú logaritmusát, ε a hibtagot jelenti. A „gy” index a gyerekre, a „h” pedig a háztartásfőre utal, a „93” pedig azt jelenti, hogy az adatok az 1993-as adatfelvételből származnak. Majd egy másik regressziós egyenlettel a *gyerek* keresetét írtam fel pszichológiai tőkéje, illetve a *háztartásfő* pszichológiai tőkéjének és keresetének függvényeként:

$$\log_{10} W_{gy97} = \alpha + \gamma_1 \times P_{gy93} + \gamma_2 \times P_{h93} + \gamma_3 \times \log_{10} W_{h93} + v, \quad (F.2.)$$

ahol azonos jelöléseket használtam, mint az előző egyenletben, azzal a különbséggel, hogy „93”-as és „97”-es indexek is szerepelnek, attól függően, hogy az adatok 1993-ból, vagy 1997-ből származtak. A VII. 2. egyenletben a hibtagot v -vel jelöltem.

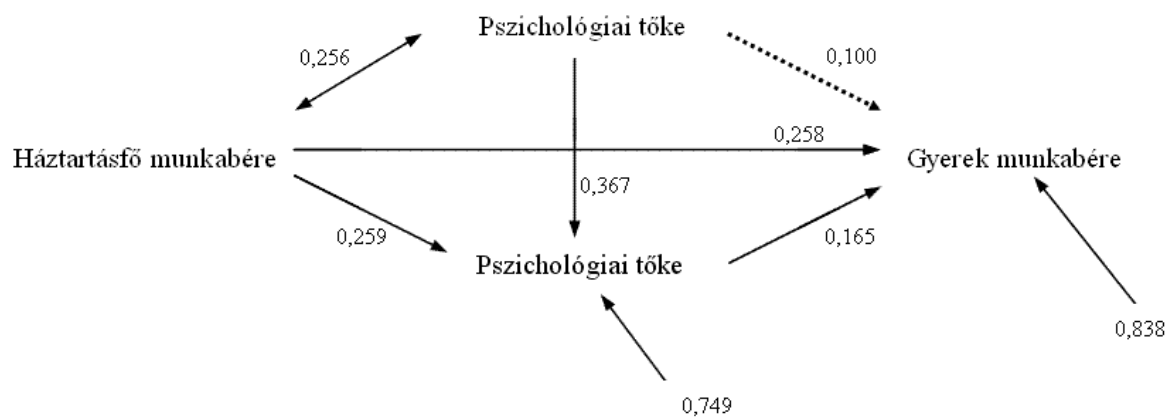
Az elemzés tárgyát képző négy változót (*háztartásfő* munkabére, *háztartásfő* pszichológiai tőkéje, *gyerek* munkabére, *gyerek* pszichológiai tőkéje) a modellépítés során rombuszformában helyeztem el (*rombuszmodell*), ahol a rombusz csúcsain a változók vannak, a rombusz oldalai és átlói pedig az egyes feltételezett hatásokat jelentik (lásd VII. 1. ábra, ahol a nyilak iránya a feltételezett hatások iránya). Elvileg a változók közötti kapcsolatot reprezentáló rombuszmodell minden oldala és átlója valamilyen hatást fejez ki. Gyakorlatilag – a mintában – azonban nem minden hatás volt jelentős. Azokat a hatásokat, amelyek 10%-os szignifikancia szinten sem bizonyultak lényegesnek, szaggatott vonallal jelöltem.

Az ábrán a standardizált regressziós együtthatók vannak feltüntetve, kivéve a *háztartásfő* munkabére és pszichológiai tőkéje esetében, ahol a kölcsönhatás feltételezése miatt a Pearson-féle korrelációs együttható szerepel.¹⁰³ Az útmodell a F. 1. és F. 2. számú regressziós egyenletek összekapcsolásából, valamint a *háztartásfő* munkabére és pszichológiai tőkéje közötti korrelációs

¹⁰³ Ebben az esetben egyébként a korrelációs együttható és a standardizált regressziós együttható értéke azonos.

kapcsolatból jön létre. A két regressziós modell esetében feltüntettem a modellbe be nem vont változók hatását ($1-R^2$).

F. 1. ÁBRA: INTERGENERÁCIÓS HATÁSOK A GYEREK (LOGARITMIZÁLT) MUNKABÉRÉRE, ÚTMODELL



N=117

Az útmodellt alkotó két regressziós egyenlet paraméterbecslései, illetve a *háztartásfő* munkabére és pszichológiai tőkéje közötti korrelációs együttható értéke táblázatos formában a F. 7. táblázatban található. Itt közöltem a *háztartásfő* munkabére és a *gyerek* munkabére közötti korrelációs együttható értékét is. Ennek dekompozíciójára vonatkozik ugyanis az útmodell.

F. 7. TÁBLÁZAT: AZ ÚTMODELLBEN FELHASZNÁLT REGRESSZIÓS EGYENLETEK ÉS A KORRELÁCIÓS EGYÜTTHATÓK

Magyarázó változók	1. Egyenlet Függő változó: a gyerek pszichológiai tőkéje	2. Egyenlet Függő változó: a gyerek (logaritmizált) munkabére	Korrelációs együttható: háztartásfő pszichológiai tőkéjé	Korrelációs együttható: gyerek (logaritmizált) munkabére
A háztartásfő pszichológiai tőkéje	0,367***	0,100		
A háztartásfő (logaritmizált) munkabére	0,259***	0,258***		0,342***
A gyerek pszichológiai tőkéje		0,165*	0,256***	
R ²	0,251	0,162		

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

A táblázatban standardizált regressziós együtthatók szerepelnek (a korrelációs együtthatók azonosak a standardizált regressziós együtthatóval).

A pszichológiai tőkét a saját sors kézbe tartását mutató indexszel mértem.

N=117

A két regressziós modell 0,001 szinten szignifikáns.

A táblázatban szereplő adatokra vonatkozó leíró statisztikák az F. 12. táblázatban találhatók.

Az elemzés segítségével kimutathatóvá vált, hogy a háztartásfő és annak gyereke közötti teljes kereseti hasonlóságnak egy része a hasonló pszichológiai tőkén (saját sors kézbe tartása és jövőbe vetett bizalom) keresztül jelentkezik. Az F. 7. ábrán ez a három útból álló hatás: ami a háztartásfő keresetének a *háztartásfő* pszichológiai tőkéjén és a *gyerek* pszichológiai tőkéjén keresztül érvényesülő hatása a *gyerek* keresetére.

A hatás nagyságának megállapításakor a háztartásfő és annak gyereke közötti teljes kereseti korrelációt (értéke 0,342) bontom fel direkt és indirekt hatásokra, ahol a direkt hatás 0,258. Ez pedig azt jelenti, hogy a teljes hatás körülbelül negyede, indirekt módon, a modellbe bevont változókon keresztül érvényesül. A vizsgált hatás nagysága a teljes intergenerációs kereseti hasonlóság körülbelül 5%-a ($0,256 \times 0,367 \times 0,165$, vagyis 0,016.)

Végül rákérdeztem arra, hogy mennyire tartós a szülői ennek a „szülői örökségnek” a hatása. A kérdés megválaszolása érdekében megnőveltem a vizsgált időszakot: 1993-2007 viszonylatában (az MHP-HÉV adatbázist használva) vizsgáltam a problémát. Az adatokra az F. 7. ábrán ismertetett modellt illesztettem, azzal a különbséggel, hogy a F. 2. egyenlet függő változója 2007-ből származott, nem pedig 1997-ből. Minden egyéb definíció és feltételezés tekintetében a már bemutatott módon jártam el. Ebben az esetben a mintába 108 személy adatai kerültek be. A vizsgált, három útból álló hatás azonban itt már nem szignifikáns. Mindez abból a szempontból nem meglepő, hogy tudjuk: a társadalmi státust csak egy viszonylag rövid ideig határozza meg a szülői háttér, és ezek után a szülői háttér már csak közvetett formában érzékelteti hatását (Róbert:

2001). Feltételezhető, hogy a *gyerek* pszichológiai tőkéje időközben (munkatapasztalatok, házasság, stb. révén) megváltozott, és az „apától” örökölt személyes jellemzők már nem befolyásolják a keresetet.

Összefoglalva megállapítható, hogy a generációk keresete közötti kapcsolat egy része a családon belül öröklődő személyes beállítódásoknak köszönhető. Az eredmények alapján továbbgondolásra érdemes, hogy a szülői háttér adott esetben hátráltató befolyása éppen a pályakezdés idején a legerősebb. Valamint feltételezhető, hogy az örökölt hátrányos helyzet egyfajta örökölt mentalitással is kapcsolatban áll.

F. 4. A regressziós becslésekhez tartozó leíró statisztikák

F.7. TÁBLÁZAT: AZ V. 1. TÁBLÁZATBAN KÖZÖLT MODELLEK LEÍRÓ STATISZTIKÁI: ÁTLAG ÉS (SZÓRÁS)

	1993-as modell	1996-os modell	1997-es modell
Pszichológiai tőke	2,238 (3,537)	2,901 (3,386)	2,947 (3,164)
Főmunkahelyről származó, utolsó havi nettó munkabér (logaritmus)	4,091 (0,209)	4,303 (0,207)	4,353 (0,207)
Férfi	0,477 (0,5)	0,466 (0,499)	0,46 (0,499)
Életkor	38,436 (10,974)	37,257 (9,982)	37,142 (9,9)
Életkor (négyzet)	1597,675 (890,001)	1487,668 (769,696)	1477,447 (759,354)
Nőtlen/hajadon	0,154 (0,361)	0,18 (0,384)	0,181 (0,385)
Elvált	0,074 (0,261)	0,079 (0,27)	0,085 (0,279)
Özvegy	0,038 (0,192)	0,034 (0,181)	0,033 (0,179)
Város	0,298 (0,457)	0,312 (0,464)	0,298 (0,457)
Megyeszékhely	0,145 (0,352)	0,141 (0,348)	0,148 (0,356)
Budapest	0,184 (0,388)	0,215 (0,411)	0,216 (0,412)
A munkabér inputált	0,1 (0,301)	0,07 (0,255)	0,055 (0,227)
Általános munkatapasztalat	19,99 (10,974)	18,255 (10,348)	17,688 (10,492)
Általános munkatapasztalat (négyzet)	519,96 (504,795)	440,251 (413,944)	422,86 (406,31)
Speciális munkatapasztalat	9,062 (8,845)	8,267 (8,603)	8,126 (8,55)
Speciális munkatapasztalat (négyzet)	160,311 (273,299)	142,304 (256,544)	139,085 (247,413)
Részmunkaidőben dolgozik	0,025 (0,156)	0,022 (0,148)	0,02 (0,139)
Iskolázottság (a legmagasabb iskolai végzettséghez tartozó képzési idő)	11,164 (2,607)	11,559 (2,517)	11,53 (2,508)
Súlyozott N	1760	1535	1496

F. 8. TÁBLÁZAT: A KÉSLELTETETT MODELLTÍPUSHOZ (VI. 5. TÁBLÁZAT) TARTOZÓ MODELLEK LEÍRÓ STATISZTIKÁI: ÁTLAG ÉS (SZÓRÁS)

	1993-as modell	1994-es modell	1995-ös modell	1996-os modell	1997-es modell	2007-es modell
Főmunkahelyről származó, utolsó havi nettó munkabér (logaritmus)	4,156 (0,207)	4,243 (0,213)	4,313 (0,209)	4,355 (0,215)	4,446 (0,198)	4,924 (0,217)
Férfi	0,475 (0,5)	0,481 (0,5)	0,488 (0,5)	0,503 (0,5)	0,494 (0,5)	0,512 (0,5)
Életkor	38,313 (11,104)	38,349 (10,972)	38,352 (10,732)	38,713 (10,711)	38,71 (10,288)	43,394 (10,019)
Életkor (négyzet)	1591,125 (902,595)	1591,004 (892,563)	1585,984 (876,737)	1613,371 (890,491)	1604,233 (846,934)	1983,309 (891,967)
Nőtlen/hajadon	0,159 (0,365)	0,179 (0,384)	0,182 (0,386)	0,183 (0,387)	0,179 (0,383)	0,202 (0,402)
Elvált	0,07 (0,255)	0,077 (0,266)	0,077 (0,266)	0,073 (0,261)	0,074 (0,262)	0,101 (0,301)
Özvegy	0,036 (0,186)	0,036 (0,187)	0,033 (0,178)	0,032 (0,175)	0,033 (0,178)	0,046 (0,209)
Város	0,297 (0,457)	0,298 (0,457)	0,303 (0,46)	0,294 (0,456)	0,309 (0,462)	0,318 (0,466)
Megyeszékhely	0,156 (0,363)	0,149 (0,356)	0,149 (0,357)	0,151 (0,358)	0,144 (0,351)	0,212 (0,409)
Budapest	0,188 (0,391)	0,216 (0,412)	0,222 (0,416)	0,221 (0,415)	0,226 (0,418)	0,198 (0,399)
A munkabér inputált	0,09 (0,287)	0,111 (0,314)	0,12 (0,325)	0,111 (0,315)	0,135 (0,342)	0,092 (0,289)
Szelekciós torzítás	0,119 (0,219)	0,087 (0,174)	0,076 (0,174)	0,108 (0,187)	0,089 (0,193)	0,065 (0,14)
Általános munkatapasztalat	19,942 (11,083)	19,397 (11,351)	19,391 (11,047)	19,681 (11,017)	19,695 (10,727)	23,877 (10,869)
Általános munkatapasztalat (négyzet)	520,454 (511,235)	505,037 (510,592)	497,957 (493,781)	508,642 (504,181)	502,899 (484,65)	688,128 (548,948)
Részmunkaidőben dolgozik	0,03 (0,171)	0,033 (0,178)	0,035 (0,183)	0,035 (0,185)	0,022 (0,146)	0,076 (0,266)
Iskolázottság (a legmagasabb iskolai végzettséghez tartozó képzési idő)	11,367 (2,534)	11,451 (2,513)	11,548 (2,471)	11,593 (2,473)	11,639 (2,433)	12,197 (2,682)
Pszichológiai tőke	2,457 (3,412)	2,568 (3,373)	2,531 (3,396)	2,582 (3,349)	2,683 (3,291)	2,84 (3,319)
A pszichológiai tőke inputált						0,126 (0,332)
Súlyozott N	1745	1826	1757	1679	1592	927

F. 9. TÁBLÁZAT: A 2SLS MODELLTÍPUSHOZ TARTOZÓ MODELLEK (VI. 6. TÁBLÁZAT) LEÍRÓ STATISZTIKÁI: ÁTLAG ÉS (SZÓRÁS)

	1993-as modell	1994-es modell	1995-ös modell	1996-os modell	1997-es modell	2007-es modell
Főmunkahelyről származó, utolsó havi nettó munkabér (logaritmus)	4,165 (0,203)	4,253 (0,215)	4,324 (0,207)	4,371 (0,219)	4,456 (0,201)	4,927 (0,211)
Férfi	0,477 (0,5)	0,475 (0,5)	0,485 (0,5)	0,498 (0,5)	0,488 (0,5)	0,487 (0,5)
Életkor	38,789 (10,441)	39,26 (10,082)	39,424 (9,636)	40,067 (9,246)	40,431 (8,878)	46,281 (8,484)
Életkor (négyzet)	1613,556 (847,915)	1642,899 (833,699)	1647,038 (803,787)	1690,782 (787,938)	1713,38 (762,632)	2213,79 (802,014)
Nőtlen/hajadon	0,142 (0,349)	0,143 (0,35)	0,135 (0,342)	0,125 (0,331)	0,12 (0,325)	0,113 (0,317)
Elvált	0,072 (0,259)	0,077 (0,266)	0,078 (0,268)	0,079 (0,27)	0,077 (0,267)	0,105 (0,307)
Özvegy	0,033 (0,18)	0,038 (0,192)	0,036 (0,187)	0,038 (0,19)	0,037 (0,189)	0,053 (0,224)
Város	0,297 (0,457)	0,3 (0,459)	0,304 (0,46)	0,306 (0,461)	0,319 (0,466)	0,328 (0,47)
Megyeszékhely	0,157 (0,364)	0,148 (0,355)	0,149 (0,356)	0,148 (0,356)	0,14 (0,347)	0,202 (0,402)
Budapest	0,185 (0,389)	0,208 (0,406)	0,213 (0,409)	0,214 (0,41)	0,219 (0,414)	0,183 (0,387)
A munkabér inputált	0,084 (0,278)	0,081 (0,273)	0,099 (0,299)	0,098 (0,298)	0,12 (0,326)	0,081 (0,274)
Szelekciós torzítás	0,118 (0,219)	0,089 (0,176)	0,078 (0,176)	0,114 (0,197)	0,093 (0,195)	0,071 (0,131)
Általános munkatapasztalat	20,408 (10,451)	20,86 (10,154)	21,072 (9,655)	21,668 (9,273)	22,126 (8,978)	27,875 (8,759)
Általános munkatapasztalat (négyzet)	525,63 (479,808)	538,185 (481,778)	537,207 (459,256)	555,409 (457,344)	570,127 (450,055)	853,61 (512,759)
Részmunkaidőben dolgozik	0,024 (0,152)	0,026 (0,159)	0,027 (0,164)	0,028 (0,164)	0,019 (0,137)	0,083 (0,276)
Iskolázottság (a legmagasabb iskolai végzettséghez tartozó képzési idő)	11,413 (2,546)	11,509 (2,545)	11,597 (2,502)	11,657 (2,514)	11,68 (2,505)	12,119 (2,574)
Pszichológiai tőke (instrumentum)	0,122 (3,273)	0,17 (3,274)	0,083 (3,28)	0,053 (3,263)	0,191 (3,204)	0,285 (3,039)
A pszichológiai tőke (instrumentum) inputált						0,149 (0,356)
Súlyozott N	1554	1532	1449	1353	1282	660

F. 10. TÁBLÁZAT: A KERESETI VÁLTOZÁS MODELLTÍPUSHOZ (VI. 7. TÁBLÁZAT) TARTOZÓ MODELLEK LEÍRÓ STATISZTIKÁI: ÁTLAG ÉS (SZÓRÁS)

	1993-as modell	1994-es modell	1995-ös modell	1996-os modell	1997-es modell	2007-es modell
Főmunkahelyről származó, utolsó havi nettó munkabér (logaritmus)	4,165 (0,204)	4,252 (0,214)	4,32 (0,208)	4,363 (0,216)	4,455 (0,198)	4,927 (0,222)
Férfi	0,479 (0,5)	0,482 (0,5)	0,482 (0,5)	0,496 (0,5)	0,495 (0,5)	0,519 (0,5)
Életkor	38,929 (10,694)	38,615 (10,499)	38,703 (10,423)	39,132 (10,205)	39,153 (10,024)	45,29 (9,054)
Életkor (négyzet)	1629,725 (879,61)	1601,275 (848,783)	1606,509 (855,038)	1635,376 (845,01)	1633,331 (834,037)	2132,926 (838,394)
Nőtlen/hajadon	0,142 (0,35)	0,162 (0,368)	0,166 (0,372)	0,161 (0,368)	0,165 (0,371)	0,145 (0,353)
Elvált	0,07 (0,256)	0,077 (0,266)	0,076 (0,265)	0,075 (0,263)	0,078 (0,268)	0,113 (0,317)
Özvegy	0,036 (0,186)	0,037 (0,188)	0,034 (0,183)	0,034 (0,18)	0,033 (0,18)	0,047 (0,211)
Város	0,296 (0,456)	0,301 (0,459)	0,297 (0,457)	0,304 (0,46)	0,312 (0,464)	0,322 (0,468)
Megyeszékhely	0,156 (0,363)	0,145 (0,352)	0,152 (0,359)	0,148 (0,355)	0,145 (0,352)	0,205 (0,404)
Budapest	0,193 (0,395)	0,216 (0,412)	0,226 (0,418)	0,225 (0,418)	0,23 (0,421)	0,181 (0,385)
A munkabér inputált	0,089 (0,285)	0,093 (0,29)	0,107 (0,309)	0,102 (0,303)	0,125 (0,331)	0,073 (0,261)
Szelekciós torzítás	0,118 (0,217)	0,088 (0,176)	0,078 (0,177)	0,108 (0,189)	0,091 (0,196)	0,063 (0,121)
Főmunkahelyről származó utolsó havi logaritmizált munkabér (az előző évben mért adat)	4,098 (0,206)	4,17 (0,205)	4,254 (0,215)	4,322 (0,212)	4,362 (0,212)	4,438 (0,184)
Általános munkatapasztalat	20,535 (10,71)	19,658 (10,867)	19,758 (10,73)	20,121 (10,511)	20,084 (10,46)	26,303 (9,502)
Általános munkatapasztalat (négyzet)	536,338 (500,339)	504,465 (482,789)	505,441 (486,098)	515,278 (480,047)	512,683 (478,74)	781,951 (521,384)
Részmunkaidőben dolgozik	0,029 (0,168)	0,027 (0,164)	0,031 (0,174)	0,032 (0,175)	0,023 (0,15)	0,065 (0,247)
Iskolázottság (a legmagasabb iskolai végzettséghez tartozó képzési idő)	11,421 (2,547)	11,487 (2,541)	11,619 (2,491)	11,668 (2,468)	11,695 (2,45)	12,24 (2,613)
Pszichológiai tőke	2,442 (3,426)	2,618 (3,354)	2,618 (3,339)	2,579 (3,369)	2,682 (3,296)	2,785 (3,1)
A pszichológiai tőke inputált						0,06 (0,238)
Súlyozott N	1607	1685	1611	1537	1463	451

F. 11. TÁBLÁZAT: A PÁLYAKEZDŐKRE VONATKOZÓ KÉSLELTETETT MODELLTÍPUSHOZ (VI. 8. TÁBLÁZAT) TARTOZÓ MODELLEK LEÍRÓ STATISZTIKÁI: ÁTLAG ÉS (SZÓRÁS)

	1993-as modell	1994-es modell
Főmunkahelyről származó, utolsó havi nettó munkabér (logaritmus)	4,402 (0,187)	4,936 (0,258)
Férfi	0,505 (0,503)	0,583 (0,494)
Életkor	21,903 (1,853)	30,46 (3,559)
Életkor (négyzet)	483,15 (86,096)	940,44 (250,852)
Nőtlen/hajadon	0,716 (0,453)	0,559 (0,498)
Elvált	0,028 (0,164)	0,018 (0,133)
Özvegy	0,009 (0,094)	0,008 (0,088)
Város	0,269 (0,446)	0,308 (0,463)
Megyeszékhely	0,22 (0,416)	0,266 (0,443)
Budapest	0,287 (0,454)	0,246 (0,432)
A munkabér inputált	0,158 (0,367)	0,129 (0,336)
Szelekciós torzítás	0,034 (0,11)	0,009 (0,088)
Általános munkatapasztalat	2,279 (1,127)	9,769 (4,203)
Általános munkatapasztalat (négyzet)	6,45 (5,638)	113,008 (120,467)
Részmunkaidőben dolgozik		0,029 (0,167)
Iskolázottság (a legmagasabb iskolai végzettséghez tartozó képzési idő)	11,949 (1,869)	12,84 (2,944)
Pszichológiai tőke	3,64 (3,141)	3,486 (3,171)
A pszichológiai tőke inputált		0,468 (0,5)
Súlyozott N	100	189

F. 12. TÁBLÁZAT: A KÉSLELTETETT PERIÓDUS MODELLEKHEZ (VI. 9. TÁBLÁZAT) TARTOZÓ MODELLEK LEÍRÓ STATISZTIKÁI: ÁTLAG ÉS (SZÓRÁS)

	1993-as modell	1994-es modell	1995-ös modell	1996-os modell	1997-es modell	2007-es modell
Főmunkahelyről származó, utolsó havi nettó munkabér (logaritmus)	5,834 (0,343)	11,753 (0,539)	17,649 (0,743)	23,511 (0,928)	29,371 (1,053)	35,355 (1,177)
Férfi	0,477 (0,5)	0,483 (0,5)	0,485 (0,5)	0,495 (0,5)	0,491 (0,5)	0,533 (0,5)
Életkor	38,401 (11,16)	38,615 (10,502)	39,092 (10,101)	40,023 (9,635)	40,561 (9,372)	47,664 (7,986)
Életkor (négyzet)	1599,117 (909,734)	1601,315 (849,823)	1630,153 (832,384)	1694,59 (811,104)	1732,947 (804,266)	2335,441 (774,548)
Nőtlen/hajadon	0,158 (0,365)	0,161 (0,368)	0,151 (0,358)	0,134 (0,34)	0,129 (0,336)	0,107 (0,31)
Elvált	0,07 (0,254)	0,077 (0,267)	0,075 (0,263)	0,077 (0,266)	0,068 (0,253)	0,111 (0,314)
Özvegy	0,036 (0,185)	0,036 (0,187)	0,035 (0,185)	0,037 (0,189)	0,038 (0,191)	0,064 (0,245)
Város	0,297 (0,457)	0,299 (0,458)	0,299 (0,458)	0,304 (0,46)	0,324 (0,468)	0,319 (0,467)
Megyeszékhely	0,155 (0,362)	0,145 (0,352)	0,149 (0,356)	0,148 (0,355)	0,136 (0,342)	0,21 (0,408)
Budapest	0,188 (0,391)	0,216 (0,411)	0,224 (0,417)	0,226 (0,418)	0,238 (0,426)	0,189 (0,392)
A munkabér inputált	0,07 (0,254)	0,14 (0,423)	0,222 (0,6)	0,29 (0,724)	0,363 (0,854)	0,261 (0,44)
Szelekciós torzítás	0,123 (0,227)	0,092 (0,186)	0,079 (0,181)	0,107 (0,183)	0,085 (0,179)	0,086 (0,164)
Általános munkatapasztalat	20,044 (11,148)	19,671 (10,877)	20,131 (10,409)	21,013 (9,955)	21,553 (9,781)	28,911 (7,996)
Általános munkatapasztalat (négyzet)	525,946 (517,006)	505,197 (484,125)	513,518 (473,785)	540,587 (468,625)	560,124 (473,898)	899,599 (489,752)
Részmunkaidőben dolgozik	0,03 (0,171)	0,027 (0,163)	0,028 (0,165)	0,029 (0,167)	0,022 (0,146)	0,084 (0,278)
Iskolázottság (a legmagasabb iskolai végzettséghez tartozó képzési idő)	11,362 (2,529)	11,471 (2,54)	11,64 (2,511)	11,734 (2,523)	11,781 (2,549)	12,246 (2,705)
Pszichológiai tőke	2,445 (3,422)	2,612 (3,358)	2,663 (3,32)	2,672 (3,316)	2,768 (3,29)	2,867 (3,106)
A pszichológiai tőke inputált						0,04 (0,196)
Súlyozott N	1764	1704	1516	1346	1213	324

F. 13. TÁBLÁZAT: A VI. 10. TÁBLÁZATHOZ TARTOZÓ MODELLEK LEÍRÓ STATISZTIKÁI: ÁTLAG ÉS (SZÓRÁS)

Függő változó	Meghalt	1992 óta részt vett iskolai rendszerű képzésben	1992 óta diplomát vagy doktori fokozatot szerzett	Beszél valamilyen idegennyelven	Munkahelyet váltott (1992-2007)	Volt munkanélküli (1992-2007)
	0,1639 (0,37025)	0,149 (0,356)	0,052 (0,223)	0,17 (0,376)	0,654 (0,476)	0,158 (0,365)
Férfi	0,4507 (0,49762)	0,41 (0,492)	0,411 (0,492)	0,411 (0,492)	0,411 (0,492)	0,411 (0,492)
Életkor	45,2886 (17,73063)	42,498 (15,159)	42,467 (15,173)	42,463 (15,188)	42,467 (15,173)	42,467 (15,173)
Életkor négyzet	2365,3605 (1693,43888)	2035,686 (1343,705)	2033,417 (1344,012)	2033,62 (1345,301)	2033,417 (1344,012)	2033,417 (1344,012)
Város	0,2326 (0,42254)	0,295 (0,456)	0,295 (0,456)	0,295 (0,456)	0,295 (0,456)	0,295 (0,456)
Megyeszékhely	0,1091 (0,31175)	0,119 (0,324)	0,119 (0,324)	0,119 (0,324)	0,119 (0,324)	0,119 (0,324)
Budapest	0,3325 (0,47114)	0,162 (0,369)	0,162 (0,369)	0,162 (0,368)	0,162 (0,369)	0,162 (0,369)
Iskolázottság	10,4266 (2,96196)	10,138 (2,774)	10,138 (2,776)	10,137 (2,772)	10,138 (2,776)	10,138 (2,776)
Apa iskolázottsága		6,878 (4,296)	6,884 (4,298)	6,88 (4,295)	6,884 (4,298)	6,884 (4,298)
Anya iskolázottsága		6,324 (3,805)	6,328 (3,804)	6,329 (3,801)	6,328 (3,804)	6,328 (3,804)
Pszichológiai tőke	1,7231 (3,76541)	1,675 (3,765)	1,685 (3,771)	1,692 (3,77)	1,685 (3,771)	1,685 (3,771)
Súlyozott N	4557	1139	1141	1138	1141	1141

F. 14. TÁBLÁZAT: A VI. 11. TÁBLÁZATHOZ TARTOZÓ MODELLEK LEÍRÓ STATISZTIKÁI: ÁTLAG ÉS (SZÓRÁS)

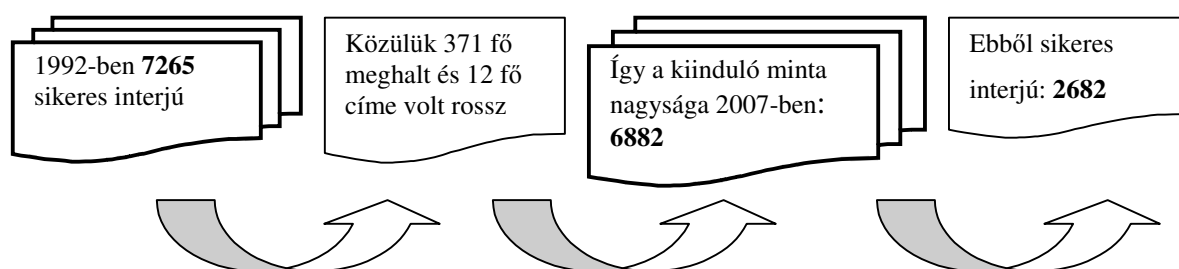
	1993-as modell	1994-es modell	1995-ös modell	1996-os modell	1997-es modell	2007-es modell
Főmunkahelyről származó, utolsó havi nettó munkabér (logaritmus)	4,169 (0,201)	4,251 (0,21)	4,319 (0,208)	4,362 (0,207)	4,454 (0,195)	4,928 (0,204)
Férfi	0,467 (0,499)	0,48 (0,5)	0,489 (0,5)	0,498 (0,5)	0,491 (0,5)	0,511 (0,5)
Életkor	38,118 (10,712)	38,14 (10,805)	38,263 (10,624)	38,487 (10,422)	38,683 (10,303)	43,449 (10,011)
Életkor négyzet	1567,672 (864,732)	1571,358 (876,959)	1576,839 (866,882)	1589,765 (857,655)	1602,463 (848,536)	1987,967 (892,082)
Nőtlen/hajadon	0,156 (0,363)	0,173 (0,379)	0,181 (0,386)	0,181 (0,385)	0,173 (0,379)	0,201 (0,401)
Elvált	0,073 (0,26)	0,075 (0,263)	0,077 (0,267)	0,074 (0,262)	0,069 (0,253)	0,102 (0,303)
Özvegy	0,037 (0,188)	0,037 (0,189)	0,031 (0,174)	0,031 (0,174)	0,033 (0,18)	0,046 (0,21)
Város	0,3 (0,458)	0,294 (0,456)	0,299 (0,458)	0,297 (0,457)	0,305 (0,46)	0,319 (0,467)
Megyeszékhely	0,159 (0,366)	0,151 (0,358)	0,152 (0,359)	0,152 (0,359)	0,144 (0,352)	0,213 (0,41)
Budapest	0,197 (0,398)	0,219 (0,413)	0,226 (0,419)	0,229 (0,42)	0,234 (0,423)	0,195 (0,396)
A munkabér inputált	0,102 (0,303)	0,118 (0,322)	0,127 (0,333)	0,121 (0,327)	0,145 (0,352)	0,093 (0,29)
Szelekciós torzítás	0,065 (0,045)	0,055 (0,037)	0,045 (0,042)	0,068 (0,031)	0,049 (0,03)	0,065 (0,141)
Általános munkatapasztalat	19,707 (10,726)	19,157 (11,204)	19,234 (10,94)	19,439 (10,836)	19,597 (10,752)	23,938 (10,872)
Általános munkatapasztalat (négyzet)	503,313 (486,801)	492,466 (499,369)	489,577 (485,508)	495,204 (491,542)	499,596 (484,78)	691,105 (549,61)
Részmunkaidőben dolgozik	0,033 (0,178)	0,035 (0,184)	0,037 (0,189)	0,039 (0,193)	0,021 (0,143)	0,077 (0,267)
Iskolai végzettség	11,516 (2,534)	11,526 (2,512)	11,615 (2,473)	11,668 (2,46)	11,711 (2,441)	12,194 (2,674)
Önálló/vállalkozó	0,077 (0,267)	0,096 (0,294)	0,108 (0,31)	0,127 (0,333)	0,112 (0,315)	0,111 (0,314)
Szellemi foglalkozású	0,299 (0,458)	0,307 (0,461)	0,296 (0,457)	0,285 (0,451)	0,293 (0,455)	0,285 (0,452)
Vezető	0,269 (1,001)	0,068 (0,252)	0,067 (0,25)	0,06 (0,237)	0,063 (0,244)	0,078 (0,268)
Pszichológiai tőke (fizikai munkát végzők)	2,603 (3,386)	2,603 (3,368)	2,545 (3,384)	2,658 (3,326)	2,755 (3,269)	2,853 (3,294)
Pszichológiai tőke × önálló/vállalkozó	0,291 (1,406)	0,333 (1,512)	0,352 (1,59)	0,461 (1,721)	0,421 (1,621)	0,125 (0,331)
Pszichológiai tőke × szellemi foglalkozású	0,887 (2,186)	0,906 (2,209)	0,842 (2,135)	0,855 (2,1)	0,908 (2,138)	0,354 (1,504)
Pszichológiai tőke × vezető beosztású	0,993 (4,751)	0,282 (1,275)	0,266 (1,248)	0,232 (1,158)	0,255 (1,24)	0,932 (2,187)
Súlyozott N	1546	1718	1652	1539	1485	917

F. 5. A *Háztartások Életút Vizsgálata* (HÉV) című kutatás ismertetése¹⁰⁴

A HÉV mintakeretének alapját az MHP 1993-as mintavételi kerete adta. Az MHP-vizsgálat 1992-ben indult, és összesen hat adatfelvételi hullámra került sor. A vizsgálat kiindulópontja egy 2000-es nagyságú országos (1600 lakásos „vidéki” minta és egy 400 lakásos budapesti minta) és egy 600 lakásból álló budapesti minta volt; ez utóbbi nagyobb mintavételi egységével a minta esetszámának csökkenését ellensúlyozzuk. Ezzel kaptunk egy, mind az országra, mind pedig a főváros lakosságára nézve reprezentatív mintát. A HÉV-vizsgálat alapját ugyanezen (az 1992-ben „elért”) háztartások adták, ami esetünkben 7265 főt jelent. Az adatbázisunkat némiképp javítottuk, aktualizáltuk, hiszen szerepeltek benne olyan utcanevek, amelyek azóta már megváltoztak (pl. Budapesten a Tanács krt. jelenleg a Károly krt. nevet viseli).

A mintakeretbe az így bekerült, tehát az 1993-ból meglévő emberek akkori adatait (név, cím, születési év) átadtuk a Közigazgatási és Elektronikus Közszolgáltatások Központi Hivatalának (KEKKH): 490 emberről tudtuk meg, hogy azóta meghaltak (ellenőrzési pontként a mintakeretben hagytuk őket). A kiinduló minta több mint 7000 fős társulata képezi az MHP–HÉV-adatbázis alapját. Közülük azok a személyek estek ki, akikről már az 1992 és 1997 között zajló MHP-vizsgálat során kiderült, hogy meghaltak (371 fő), továbbá mellőznünk kellett 12 esetet az eredeti cím pótolhatatlan hiányosságai miatt. Ezek után állt elő az a 6882 főből álló csoport, amely az adatfelvétel végső célmintája volt, és akiket elkezdtünk felkeresni (F.2. ábra).

F. 2. ÁBRA: A HÉV MINTA FOLYAMATÁBRÁJA



Az eredeti 1992-es mintának a sorsáról a F. 15. táblázatban számolunk be, amelyben egyesítve bemutatjuk az adatfelvétel első és második szakaszának összesített végeredményét. Látható, hogy az élő minta majdnem felével sikerült interjút készíteni. A válaszmegtagadás

¹⁰⁴ Az összefoglalót Páthy-Dencső Blanka és Hudomiet Péter (2008) tanulmánya alapján készítettem.

aránya a szokásos keresztmetszeti adatfelvételekkel összehasonlítva kifejezetten alacsony volt. Sok embernek viszont az adatfelvétel féléves időtartama alatt sem sikerült kideríteni a lakhelyét.

F. 15. TÁBLÁZAT: AZ 1992-ES MINTA LEKÉRDEZÉSÉNEK SIKERESSÉGE A HÉV-BEN

Sikeresség	N	%	Az élők %-ában
	2682	36,92	45,37
Válaszmegtagadó	1480	20,37	25,03
Ismeretlen helyre költözött	1317	18,13	22,28
MHP óta meghalt	982	13,52	16,61
Már az MHP alatt meghalt	371	5,11	6,28
Külföldön tartózkodott	89	1,23	1,51
Válaszképtelen	77	1,06	1,30
Ideiglenesen távol volt	72	0,99	1,22
Ismert helyre költözött, de nem követtük	21	0,29	0,36
Egyéb okból kiesett 2007-ben	174	2,40	2,94
Összes élő*	5912	81,38	100,00
Összesen	7265	100,00	

*Felső becslés: nem tudhatjuk, hogy az ismeretlen helyre költözött emberek közül hányan vannak életben.

A HÉV adatfelvétel terepmunkájának időszakát az F. 3. ábra mutatja:

F. 3. ÁBRA: A HÉV ADATFELVÉTEL IDŐBELI MEGOSZLÁSA

