

Kézdi Gábor–Köllő János

Életkor szerinti kereseti különbségek a rendszerváltás előtt és után

Kézirat

Az Augusztinovics Mária tiszteletére készülő könyvbe

1999. november

A szakismeretek átadása-átvétele lassú és stabil – a konjunkturális hullámzásoktól kevésbé érintett – folyamat, amelyet csak ritkán zavarnak meg műszaki újítások vagy politikai kataklizmák. Nagy szerencse és öröm ez az emberi életpálya ökonómusa számára, mert ennek köszönhetően az életkor–kereseti profil csak viszonylag ritkán és kismértékben változik, legalább ennek az adjusztálásával nem kell vesződni. Kelet-Európában azonban mindig jönnek „ilyen forradalmak, olyan forradalmak”, melyek sok egyéb mellett megakasztják a szakmastruktúra változásának folyamatosságát is. Talán nem illendő éppen azzal kedveskedni a kerek születésnapját ünneplő Augusztinovics Máriának, hogy módszertani bonyodalmakkal fenyegető tényeket tárunk elé (egyébként is jobban illene hozzá és az alkalomhoz valamilyen közvetlenebb ajándék), ám bízunk benne, hogy a problémákat Guszti majd egy-kettőre megoldja – mindannyiunk okulására.

*

A rendszerváltozás óta eltelt évtizedben egész generációk – mint generációk – süllyedtek lefelé a társadalmi és jövedelmi hierarchiában. Egy ilyen változás sokféleképpen érezteti a hatását: megváltoztatja a korosztályok közötti jövedelem-újraelosztás feltételeit; befolyásolja a háztartások optimális fogyasztási-megtakarítási stratégiáit; átformálja a munkahelyi karrierpályákat; megingathatja a pórul járt korosztályok tagjainak önbecsülését, és generációs ellentéteket szíthat.

A bevett álságos fordulattal élve, leszögezzük, hogy „rövid tanulmányunk nem vállalkozhat” a fenti nagyszabású víziók megjelenítésére. Az életkor-specifikus kereseti különbségek megváltozásának tényéről (1. és 3. fejezet), lehetséges okairól (2. fejezet) és néhány következményről (4. fejezet) esne szó „a teljesség igénye nélkül”, azaz, magyarul: nemcsak röviden, hanem esetenként fölöttébb elnagyoltan is.¹

¹ Tanulmányunk mélyen merít Köllő Jánosnak *Kertesi Gáborral* folytatott, magyarul még nem publikált kutatásából. Több, itt felvetett gondolatot részletesebben fog kifejteni egy általa is jegyzett magyar nyelvű cikk.

1. A kereseti profil változása

A generációk közötti kereseti különbségeket a munkaerő-piaci irodalom általában a tapasztalati tudásban meglévő különbségekből eredezteti. (Az irodalomról lásd például: *Willis* [1986]). Az életkor-specifikusnak tűnő kereseti különbségek voltaképpen nem a korról, hanem a gyakorlottsággal, ennél fogva a munkában töltött idővel függnek össze.²

A piacon eltöltött idő és a kereset kapcsolata az esetek többségében jól közelíthető kvadrátikus görbével, mert a bér a munkába lépést követően fokozatosan lassuló ütemben növekszik, majd egy csúcspont elérése után csökken. A „tapasztalat” kereseti hozamát ennek megfelelően olyan regressziós függvényekkel szokás becsülni, amelyekben a munkaerőpiacon eltöltött idő és ennek négyzete szerepel a magyarázó változók között. Számos ilyen, az irodalomban – Jacob Mincer 1958-ban megjelent tanulmányára hivatkozva – Mincer-típusúnak nevezett függvényt becsültek a volt szocialista országokban az átmenetet megelőző, illetve követő évekre. Az eredmények általában a gyakorlati idő–kereset profil ellaposodásáról – az itt is követett értelmezés szerint: a szocializmusban felhalmozott gyakorlati ismeretek elértéktelenedéséről – tanúskodnak. A következőkben röviden utalunk az ezt alátámasztó kutatásokra, és – valamivel részletesebben – kitérünk az ellenpéldákra is.

Magyarországon az adatok arra utalnak, hogy a gyakorlati tudás piaci értéke 1986 és 1996 között folyamatosan csökkent. A hozamvesztés mértéke rétegenként némileg különbözött: nagyobb volt az iskolázottabb rétegek esetében és a vállalati szférában, kisebb az iskolázatlanoknál és a költségvetési szektorban. A nemek közötti eltérések nem jelentősek. A becslések (*Kertesi–Köllő* [1999]) az Országos Munkaügyi Módszertani Központ (OMMK) bértarifa-felvételének 1986., 1989. és 1992–96. évi, igen nagy méretű, ám csak az alkalmazottakra kiterjedő mintáin alapultak.

Lengyelországban *Rutkowski* [1997] vizsgálatai szintén azt mutatták, hogy 1987 és 1992 között gyengült a munkaerő-piaci tapasztalat keresetekre tett hatása. *Puhani* [1997] becslései szerint ez a folyamat lelassult 1992 és 1995 között, a hozamok ekkor már a statisztikai hibahatáron belül mozdultak lefelé (kivéve a költségvetési szektorban dolgozó nők esetét, ahol markánsabb változásra került sor).

Számításaink pedig zömmel egy olyan adatbázisból származnak, amelyet Kézdi Gábor *Ábrahám Árpáddal* közösen alakított ki.

A Csehországra és Szlovákiára vonatkozó kutatások szinte mindegyike (*Vecernik* [1995], *Flanagan* [1995], *Sakova* [1997], *Chase* [1998]) a munkaerő-piaci tapasztalat rendkívül nagy mértékű leértékelődését mutatta ki. Egyszerű – csupán a nem, az iskolázottság és a tapasztalat változóival operáló – kereseti függvények alapján úgy becsülhetjük, hogy Magyarországon, 1989 és 1994 között az 5, illetve 25 éves munkaviszonnyal rendelkező dolgozók közötti bérkülönbség hozzávetőlegesen 6 százalékponttal csökkent; Lengyelországban 1987–1992-ben 12 százalékponttal, míg Csehországban ugyanezen időszakban a nőknél közel 20, a férfiaknál több mint 30 százalékponttal.³

Zavarba ejtő, hogy szemben a fenti tanulmányokkal *Munich–Svejnar–Terrell* [1999] semmilyen változást nem észleltek az életkor–kereset profilban 1989 és 1996 között Csehországban. Az általuk használt 1989. évi béradatok 1997-ben megkérdezett személyek visszaemlékezésén alapulnak, ennél fogva kétes értékűek, ami sokak számára önmagában is elégséges indok az eredményeik elutasításához. Figyelembe véve azonban, hogy a szerzők más változók esetében jól viselkedő együtthatókat kaptak; feltételezve, hogy a retrospektív béradatok felvételekor különös gondossággal jártak el, és nem feledve, hogy az összes többi csehországi, illetve szlovákiai eredmény egyazon adatbázisból (a *jövedelemfelvétel* különböző hullámaiból) származik, inkább úgy fogalmaznánk, hogy a történetek pontos feltárása további kutatásokra vár.⁴

Nem ellentmondásmentesek a volt *NDK-ra* vonatkozó eredmények sem. *Steiner–Puhani* [1997] *Burda–Schmidt* [1997] *Krueger–Pischke* [1992] és mások a tapasztalat hozamának csökkenését mutatják ki ugyan, de esetenként még az azonos adatbázisból dolgozó – és részben azonos szerzőtől származó – tanulmányok sem jutnak azonos következtetésre.

A *társadalmi-gazdasági panelben* megfigyelt mintegy kétezer esetre *Steiner–Wagner* [1997] becsültek kereseti függvényeket (a férfiakra és nőkre külön-külön, magyarázó változóként az iskolázottságot, a gyakorlati időt és négyzetét, valamint kétértékű ágazati, regionális és vállalatméret-változókat szerepeltetve). A munkaerőpiacon töltött idő hozama az 1990. évi becslésben – mindkét nemnél – lényegesen alacsonyabbnak bizonyult a keleti tartományokban, mint a NSZK egyesülés előtti területein. Az egyesítés utáni időszakban (1992, 1995) a férfiaknál teljesen megszűnt a gyakorlati idő és a bérek közötti kapcsolat,

² Ez az írás elfogadja az emberitöke-elmélet értelmezését, és nem tér ki arra, hogy milyen további okok (például a korrupciós veszélyt csökkentésére kötött implicit szerződések, szakszervezeti szabályok) vezethetnek még emelkedő életkor–kereset görbéhez.

³ Részletesebben, a források megjelölésével lásd *Boeri–Burda–Köllő* [1998] 52–54. o.

⁴ Egyszersmind önkritikát gyakorolunk, mert az előző lábjegyzetben hivatkozott könyvben a jövedelemfelvételeken alapuló cseh és szlovák eredményeket robusztus tényként fogadtuk el.

ugyanakkor a nőknél fennmaradt, ami valószínűsíthetően azzal függ össze, hogy a nők körében eleve magas volt – és az átalakulás során jelentősen növekedett – a költségvetési szférában foglalkoztatottak aránya, akiket a munkaviszony hossza alapján kialakított bérskála szerint fizetnek.

Franz–Steiner [1999] ugyanezen mintára vonatkozó újabb eredményeit nem könnyű összeegyeztetni a fentiekkel. Az 1990., 1992., 1995. és 1997. évekre becsült modelljeik három ponton térnek el a *Steiner–Wagner* [1997] cikkben használttól. Először, a szelekciós torzítás kiszűrésére kidolgozott Heckman-féle eljárást (*Gronau* [1974] és *Heckman* [1974]) alkalmazták. Másodszor, egymás mellett szerepeltetik az adott vállalatnál, illetve a munkaerőpiacon összesen eltöltött idő változóit (*tenure*, illetve *experience*). Az utóbbira kapott együtthatót a szokásos módon, mint a *tapasztalat* hozamának mérőszámát interpretálják, az előbbit pedig úgy, hogy az a vállalati *munkaviszony hosszában* meglévő különbségek hatását méri egyébként azonos ideje dolgozó emberek csoportjain belül. Harmadszor, a munkában töltött évek hozamát a költségvetési, illetve vállalati szektorban külön-külön is vizsgálják interaktív változók beiktatásával. Eredményeik szerint a munkaerőpiaci tapasztalat (*experience*) a vállalati szektorban sem 1990-ben, sem később nem hatott a férfiak keresetére, míg a nőknél 1990-ben még szignifikáns, később azonban zérus paramétereket kaptak. A költségvetési szektorban mindvégig szignifikáns, bár gyengülő összefüggésre utaltak az adatok. A vállalati munkaviszony hossza (*tenure*) ugyanakkor mindkét nem esetében, minden évben hatott a keresetre, és összefüggésük tendenciájában erősödött (a bérprofil a növekvő és a csökkenő szakaszon is meredekebbé vált).

Ezekkel az eredményekkel kapcsolatban – amelyek úgy tűnik, megkérdőjelezzik, hogy a tapasztalaton alapuló tudás értéke csökkent volna a németországi átalakulás során – véleményünk szerint komoly értelmezési nehézségek merülnek fel. Ha az aktuális munkahelyen eltöltött évek számát rögzítjük, akkor az *experience* változó két egyén között csak a korábban, más vállalatoknál ledolgozott éveknek a függvényében különbözhet, a kereseti függvény *experience* paramétere valójában ennek az időnek – nem pedig a teljes munkaerő-piaci tapasztalatnak – a hatását méri. Ráadásul a *tenure* és az *experience* értéke a minta jelentékeny részében egybeesik, a két változó közötti erős korreláció instabil paramétereket eredményez(het), és nehezíti az értékelést. Hogy a *Steiner–Wagner*-féle tanulmánynak részben ellentmondó eredmények ebből adódnak-e – vagy a szelekciós torzítás figyelembevételével magyarázhatók, esetleg a mintákban meglévő kis különbségekre vezethetők vissza – a közölt adatokból nem állapítható meg, miként az sem, vajon hogyan

viselkedne a munkaerő-piaci tapasztalat együttthatója egy Heckman-modellben a munkaviszony hossza mellőzése, a *tenure* változó elhagyása esetén.⁵

Amennyiben e zavaró ellenpéldákkal szemben a kutatások „főáramának” adunk hitelt, úgy kijelenthetjük, hogy az életkor–kereseti profil a volt szocialista országokban laposabbá vált, mint a rendszerváltás előtt volt. A profilok meredeksége elmarad a Nyugat-Európában mérttől is: a munkaerő-piaci tapasztalat lineáris komponensének koefficiense mára 0,02 alá süllyedt a visegrádi országokban, miközben Franciaországban 0,025 körül, Nyugat-Németországban 0,035 körül alakul. (Lásd a hivatkozott kelet-európai becsléseken kívül *Redor–Pailhé* [1999] írását is!)

2. Magyarázatkísérletek

Az empirikus kereseti függvények természetesen nem nyújtanak oksági magyarázatot a korosztályok közötti bérkülönbségek változására. Hogy a gyakorlati idő–kereset kapcsolat gyengülése valóban a szocializmusban felhalmozott tapasztalati tudás elértéktelenedésére vezethető-e vissza, nehéz kérdés. E fejezetben néhány eredmény bemutatása közben továbbra is hangsúlyozni fogjuk a felmerülő mérési és értelmezési nehézségeket.

A generációk közötti kereseti különbségek nem csak munkaerő-keresleti okokból változhatnak, felboríthatja a kereseti arányokat az is, ha változatlan kereslet mellett módosul a kínálat korosztályi összetétele, ami egy háborúktól sújtott (továbbá nagyra törő családpolitikai kísérletekkel gyötört) országban időről időre megtörténik.

A keresleti és kínálati görbék empirikusan nem azonosíthatók, csupán a mindenkori bért és foglalkoztatást tudjuk mérni. Még a legegyszerűbb egyensúlyi keretben gondolkodva (amikor azt tételezzük fel, hogy a megfigyelt pontok a keresleti és kínálati görbék metszéspontjában helyezkednek el) sem könnyű a változások nyomon követése, hiszen a megfigyelhető bér–foglalkoztatás kombinációk eltolódását a kereslet, a kínálat vagy mindkettő egyidejű változása is okozhatja. Tovább bonyolítja a helyzetet, hogy a kínálat bizonyos tényezői (munkakeresés, önfoglalkoztatás választása, iskoláztatási döntések, a gyerekvállalás időzítése) nem függetlenek az adott munkaerő-piaci helyzettől. A mérések értelmezését még inkább összekuszálja, ha nem hiszünk a piacok azonnali tisztulásában, ekkor ugyanis két

⁵ Az, hogy a modell a munkaerő-piaci tapasztalat változójával valójában a „máshol” ledolgozott idő kereseti hatását méri, talán megmagyarázza, hogyan adódhat zérus paraméter 1990-re. Az NDK-ban a munkaerő-forgalom rendkívül alacsony szintű (nem publikus adatok szerint a hetvenes évek végén például csupán 4

megfigyelt pont jelenthet egy adott egyensúly felé vezető pályán két pontot, vagy két eltérő (különböző egyensúlyok felé vezető) pályán két pontot.

Mindezen problémák ellenére is létezik egy viszonylag egyszerű próba *a nem tisztán kínálat vezérelte* elmozdulások azonosítására. Negatív meredekségű munkaerő-keresleti görbét tekintve (az aggregált termelési függvényre tett legáltalánosabb feltevések érvényessége esetén), amennyiben a keresetek csökkenésével a foglalkoztatottak számának növekedését figyeljük meg egy adott csoportban (vagy fordítva), akkor nem zárhatjuk ki, hogy az eredeti keresleti görbe mentén csupán a kínálat elmozdulása miatt történt a változás. Ellenkező esetben azonban jelentősebb keresleti változások nélkül nehezen értelmezhetjük a történeteket. A következő rugalmasság előjelére vagyunk kíváncsiak:

$$\eta_i = d(l_i)/d(w_i)w_i/l_i \quad (1)$$

ahol

l_i a foglalkoztatottak számát,

w_i az átlagkeresetet jelöli az i -edik csoportban.

Pozitív η a kereslet jelentősebb elmozdulását valószínűsíti. Minthogy célunk a korosztályok helyzetében bekövetkezett változások magyarázata, i esetünkben egy adott korcsoportot jelent.

Amennyiben erősebb feltevésekkel élünk az aggregált termelési függvényre vonatkozóan, akkor a csoportonkénti munkaerő-keresleti görbe negatív meredekségű a relatív keresetek és a relatív foglalkoztatottság terében is. Ebben az esetben a következő paraméter pozitív értékei jeleznek keresleti (itt relatív keresleti) változásokat:

$$s_i = d(l_i/l_0)/d(w_i/w_0), \quad (2)$$

ahol

l_i továbbra is a foglalkoztatottak számát,

w_i az átlagkeresetet jelöli az i -edik csoportban,

l_0 és w_0 pedig ugyanezeket jelöli egy referenciául választott csoportra.

százalék körüli) volt. Feltehető, hogy a vállalatspecifikus ismeretek jelentősége sokkal nagyobb volt, mint más szocialista országokban.

Az l_t -t a teljes munkaidőben foglalkoztatottak számával, a w_t -t pedig az átlagos (nettó) reálkeresetükkel közelítettük, és három korcsoportot különböztettünk meg, referenciául a legfiatalabbakat választva. Két megfigyelést hasonlítottunk össze: 1986-ot és 1996-ot. A felhasznált adatokat a *Függelék A)* részében az eredményeket az *F1. táblázat* tartalmazza. **ÜRES!!!!!!!!**

Mint látható, η_i -re pozitív értékeket kaptunk: mind az átlagos reálkereset, mind a foglalkoztatás jelentősen csökkent mindhárom korcsoportban. A relatív foglalkoztatás–relatív keresetek térben értelmezett s_i mutatók szintén pozitívak, azaz a foglalkoztatás- és bérváltozások olyan kombinációira utalnak, amelyek tisztán kínálati okokból nehezen alakulhatnának ki (*1. táblázat*).

1. táblázat

A foglalkoztatás és reálbérváltozás viszonyát mérő mutatók abszolút és relatív mércék alkalmazása esetén

Korcsoport	Rugalmassági együttható	
	foglalkoztatás és reálbérek (η_i)	relatív foglalkoztatás és relatív bérek (s_i)
20–34	0,68	–
35–49	0,53	22,36
50–59	1,24	0,28
Összesen	0,73	7,28

Meg kell jegyeznünk, hogy a paraméterek nagysága, sőt s_i esetében az előjele is igen érzékeny a korcsoportbeosztás részletességére, utóbbi pedig még a referenciacsoport megválasztására is, ezért az eredményeket fenntartással érdemes kezelni.⁶ A rugalmasságok abszolút értékeinek értelmezése részletesebb elemzést, a keresleti és endogén kínálati változások modellezését, az exogén kínálati változások elkülönítését kívánna meg.

A keresleti oldalt közvetlenül tanulmányozza Kertesi–Köllő [1999] kutatása, amely (egyebek mellett) arra a kérdésre keresett választ, hogy a vállalatok termelékenység-e összefügg-e a munkaerő-állományuk életkor szerinti összetételével. Másképp: elindult-e valamiféle

⁶ A fenti számításokat ötéves életkori csoportokra is elvégeztük, és a két legfiatalabb kohorszra, valamint a 40–44 évesekre negatív s_i -ket kaptunk. A keresleti és kínálati „forgatókönyvek” szétválasztására alkalmazott egyszerű módszerünk azonban részletesebb csoportbontás esetén kevésbé megbízható. Minél könnyebben helyettesíthetők az általunk önkényesen megkülönböztetett kohorszok, annál kevésbé beszélhetünk jól meghatározott keresleti függvényekről egy-egy korcsoportban, és annál kétesebb, hogy az itt követett eljárás alkalmazható-e egyáltalán.

specializáció, melynek során a termelékenyebb technológiák működtetéséhez fiatalabb munkaerőt alkalmaznak? (A számításokat kényszerűségből a nagyvállalatok egy szűkebb körére korlátozták). Három munkaerőtípust különböztettek meg: legfeljebb szakmunkásképzőt végzett „iskolázatlanokat”, valamint „fiatal–iskolázottakat” és „idős–iskolázottakat”, az életkori határt a medián gyakorlati időnél vonva meg. Ezután keresztmetszeti termelékenységi függvényeket becsültek 1986–1996-ra, amelyek függő változója az egy főre jutó hozzáadott érték volt, argumentumában pedig a vállalati tőkefelszereltség, valamint a három munkaerőcsoport részaránya szerepeltek. A becslési eredmények szerint a fiatal–iskolázott munkaerő magasabb részarányának betudható termelékenységi többletek folyamatosan növekedtek a megfigyelt tíz évben, míg az idős–iskolázott munkaerő termelékenysége csökkent, olyannyira, hogy 1995–1996-ban már nem is különbözött az iskolázatlanokétól. Nagymértékben erősödött a tőkefelszereltség és a fiatal–iskolázott munkaerő részaránya közötti korreláció is – ez a fajta specializáció alapvetően a modern technikával működő és zömmel fiatalokat alkalmazó külföldi vállalatok térnyerése révén valósult meg.

Ezek az eredmények, úgy tűnhet, közvetlen bizonyítékkal szolgálnak a „szocializmusban felhalmozott szaktudás elértéktelenedéséről”. Csakhogy van egy bökkenő: a fenti tanulmányban vizsgált legfiatalabb kohorszok is 1990 táján léptek munkába, tehát nem részesülhettek az iskolarendszer közelmúltbeli megújulásának gyümölcseiből. A fenti csoportosításban fiatal–iskolázottnak nevezett csoport tipikus diplomás tagja 1996-ban tízéves gyakorlati idővel rendelkezett, a nyolcvanas évek első felében járt egyetemre, és valamikor a hetvenes-nyolcvanas évek fordulóján végezte a gimnáziumot!

Vajon miért vált viszonylag értékesebbé a fiatalabbak egységnyi idő alatt megszerzett tapasztalati tudása, ha egyszer nagyjából olyan szerkezetű és jellegű ismeretanyaggal felvértezve álltak munkába, mint a megelőző korosztályok? Nem arról van-e szó, hogy a fiatalok nem általában, hanem csupán azáltal tettek szert tudásalapú kereseti nyereségekre, hogy tanulóképes korban lévén előnyben voltak a magánúton vagy tanfolyamokon elsajátítható ismereteknek a megszerzésében, továbbá könnyebben alkalmazkodtak a tőkés vállalatoknál nagyra értékelt viselkedési mintákhoz?

(Ne feledjük, milyen óriási szerepet játszott az otthoni tanulás, a kísérletezés és az utánzás olyan, hirtelen fontossá vált ismereteknek a megszerzésében, mint a számítástechnika, a nyelvek, vagy az üzlet-vitel, és azt sem, hogy annak a tudás- és készségegyüttesnek, amelyet az új piacgazdaság igényel, fontosak az *episztemé* és *techné* körén kívül lévő elemei is.

Rendelkezésre állni este és hétfvégén, tizenkétórán, „*can do*” attitűdöt sugározni, magunkévá tenni esetenként túlvilágian bárgyú „vállalati filozófiákat”: az ilyesmi nehezen megy a szocialista táborban nevelődött embernek, aki nem ilyen életre készülve választotta meg a családi élete kereteit, a gyermekei számát, a káros szenvedélyeit, az öltözködését vagy a modorát. Vonatkozik ez az örökre, a rabokra, de még a szökevényekre is.)

Az iskolarendszeren kívül megszerzett tudáselemeket, a viselkedés konformitását stb. közvetlenül nem tudjuk megfigyelni, ám ha ezek nagyobb szerephez jutnak a bérek meghatározásában, annak megfigyelhető következménye, hogy csökken a szokványos kereseti függvények magyarázó ereje. Annak ellenőrzésére, hogy ez valóban megtörtént-e, kereseti függvényeket becsültünk az Országos Munkaügyi Módszertani Központ 1986. és 1996. évi bértarifaadatainak a felhasználásával az előbbieken említett „fiatal–iskolázott” és „idős–iskolázott” férfiakra és nőkre. Négy modellt becsültünk, az *A* egyenletben magyarázó változóként csak a munkaerő-piaci tapasztalat (és négyzete), valamint a legmagasabb iskolai végzettség szerepel. A *B* modellbe a fentiek mellé bevontunk 27 ágazati dummy változót. A *C* modellben a változólista kiegészült négy települési mutatóval (Budapest, megyeszékhely, város, falu), öt régióindikátorral (Közép-, Északnyugat-, Délnyugat-, Északkelet-, Délkelet-Magyarország), valamint a helyi munkanélküliségi rátával, amelyet zérusnak feltételeztünk 1986-ra. A *D*-modellbe ezenfelül bevontuk a vállalati létszám, a tőkefelszereltség, a termelékenység és a tulajdoni hovatartozás változóit is. A függő változó minden esetben a bruttó kereset logaritmus volt. Figyelmünket a vállalati szférára korlátoztuk, a bankok és biztosítók kihagyásával, amelyek nem szerepeltek az 1986. évi felvételben.⁷ A szóban forgó tényezők által megmagyarázott varianciát a modellek kiigazított R^2 mértük, az eredményeket a 2. táblázat foglalja össze.

2. táblázat

Bérfüggvények illeszkedése 1986-ban és 1996-ban (Kiigazított R^2)

Magyarázó változók	Fiatalok		Idősebbek	
	1986	1996	1986	1996
	<i>Férfiak</i>			
Iskola, munkában töltött idő (<i>A</i>)	0,33	0,22	0,17	0,16
(<i>A</i>) + ágazat (<i>B</i>)	0,38	0,27	0,22	0,22
(<i>A</i>) + (<i>B</i>) + régió (<i>C</i>)	0,39	0,32	0,22	0,24
(<i>A</i>) + (<i>B</i>) + (<i>C</i>) + vállalat (<i>D</i>)	0,39	0,45	0,23	0,32

⁷ A mintát, *Kertesi–Köllő* [1999] eljárását követve a teljes megfigyelt sokaság medián gyakorlati idejénél vágtuk el (21 év). A becslések során alkalmazott szűkítések és a nemek szerinti megbontás miatt a medián alatti és feletti esetek száma nem egyenlő a 2. táblázatban vizsgált almintákban.

	<i>Nők</i>			
Iskola, munkában töltött idő (<i>A</i>)	0,38	0,23	0,16	0,14
(<i>A</i>) + ágazat (<i>B</i>)	0,40	0,28	0,19	0,22
(<i>A</i>) + (<i>B</i>) + régió (<i>C</i>)	0,45	0,35	0,25	0,27
(<i>A</i>) + (<i>B</i>) + (<i>C</i>) + vállalat (<i>D</i>)	0,46	0,48	0,26	0,36

Minták: OMMK bértarifa-felvételek 1986, 1996. Az esetszámok 1986-ban korcsoport szerint, a férfiak és nők sokaságain belül, rendre: 12 750 és 9073, valamint 13 491 és 6055. 1996-ban: 12 121 és 9606, valamint 10 250 és 8510. A részletes eredményeket az érdeklődő olvasó rendelkezésére bocsátjuk.

Az eredmények értelmezése alapvetően attól függ, hogy a vállalati szintű változókat – méret, tőkefelszereltség, termelékenység, tulajdon – szigorúan vállalatfüggőnek és a munkaerő (számunkra rejtett) minőségi jegyeitől függetlennek tekintjük-e. Látható, hogy a vállalati indikátorokat is tartalmazó *D* modellek magyarázó ereje nem csökkent, hanem növekedett, különösen a nőknél, de csakis a vállalati szintű változók erősödő szerepének köszönhetően. Első látásra ez csupán annyit jelent, hogy nőttek a kereseti különbségek a nagy és kicsi, tőkében erős és gyenge, termelékeny és nem termelékeny, külföldi és hazai cégek között. Nem zárható ki azonban, hogy a jobb cégek a maguk munkaerő-állományát az egyes iskolázottsági és életkori csoportokon belül a jobbakból válogatják ki, tehát valójában – kisebb vagy nagyobb részben – különféle meg nem figyelt készségek és ismeretek esetleges kereseti hatását ragadják meg a *D* modellbe bevont vállalati szintű változók.

Ami a két nagy életkori csoport között mutatkozó különbségeket illeti: a legalapvetőbb tényezők által meg nem magyarázott kereset-szóródás nagyobb mértékben növekedett a fiataloknál, mint az idősebbeknél. Esetükben az iskolai végzettség és az életkor bér meghatározó szerepe különösen nagymértékben csökkent; az egyéni, ágazati és területi változókkal dolgozó modellek illeszkedése is romlott a fiataloknál, de nem romlott, sőt kismértékben javult az idősebbeknél; a vállalati tényezők bevonása nagyobb mértékben javítja a modellek magyarázó erejét a „fiatal–iskolázottaknál”, mint az idősebbeknél, 1996-ban. Ugyanakkor azt is látni kell, hogy a vállalati tényezők relatív súlya az idősebb kohorszokban is óriási mértékben megnőtt.

Ahhoz tehát, hogy pontosan megértsük, miért értékelődött fel a (nem is olyan fiatal és nem is igazán korszerűen iskolázott) „fiatal–iskolázott” munkaerő a rendszerváltás éveiben, a tudás nehezen mérhető komponenseinek *vállalatok* közötti elosztását célszerű vizsgálni. Innét pedig rövid úton ahhoz a kérdéshez jutunk, amit *Laki* [1998] vagy *Klaus–Triska* [1994] feszegetnek, az elemzés általánosabb szintjén és erősen eltérő következtetésekre jutva: vajon arról volt-e szó, hogy

- a Kádár-rendszer viszonylagosan nyitott Magyarországon kialakulhatott a munkaerő-állománynak egyfajta elitje, amely – kivált a fiatalabbja – már rendelkezett a piacgazdaságban is hasznosítható ismeretekkel, és amelyet a kompetitív bérszint felett fizető, javarészt külföldi nagyvállalatok le tudtak fölözni; vagy pedig arról, hogy
- a magyar reformok e téren (is) keveset számítottak, a szocializmusban szerzett tudás „lenullázódott”, a fiatalabbak iránti kereslet pedig egyszerűen azért nőtt meg, mert őket kisebb költséggel és nagyobb hozammal lehetett a piacgazdaság igényeihez idomítani.

3. Időbeli változás és elcsúszás az életkor–kereseti profilon

Mielőtt az életkor-specifikus kereseti különbségek változásának néhány *következményét* tárgyaljuk, a tényeket célszerű egy másik szemszögből is megvizsgálni. Hogyan változott a különböző korosztályok helyzete nem a múlthoz, nem is a többi kohorszhoz, hanem ahhoz a pályához képest, amit akkor futhattak volna be, ha a kereseti arányok nem változtak volna?

Iskolázási, munkavállalási és fogyasztási-megtakarítási döntéseinket nem a lepergett múlt vagy az ismeretlen jövő alapján szoktuk meghozni, hanem többnyire a jelenbeli állapotok előrevetítésével, ezért a fenti, első hallásra talán körmönfontnak tűnő kérdés valójában alapvető gyakorlati jelentőségű, akár a korosztályok közötti transzferekről, akár az életciklus során felmerülő fogyasztási-beruházási döntésekről, akár a szociálpszichológiai következményekről van szó.

Próbáljuk meg legalább durván felmérni, milyen mértékben térítették le az egyes korosztályokat az előző pontban tárgyalt folyamatok a rendszerváltást megelőző évek tapasztalatai alapján, naivan előre jelezhető kereseti pályájukról! A következő egyszerű mérési módszert követjük: ötéves korcsoportokat képezünk, kiszámítjuk ezek nettó átlagkeresetét 1986-ban és 1996-ban, és ezeket a főátlag százalékában fejezzük ki. Ha semmi sem változott volna, akkor az 1986-ban, mondjuk, 39–43 (átlagosan 41) évesek annyit kereshetett volna 1996-ban – relatív értelemben –, mint 49–53 (átlagosan 51) évesek 1986-ban. A naiv várakozásnak megfelelő pályától való eltérést a 41 évesek 1996. évi relatív keresetének és az 51 évesek 1986. évi relatív keresetének a különbsége méri. Általánosan, az egyes kohorszok népességének medián életkorát i -vel, az átlagbérüket w -vel, az összes figyelembe vett kohorsz átlagkeresetét W -vel, a pályától való eltérést pedig D -vel jelölve:

$$D_i = 100(w_{i, 96}/W_{96} - w_{i+10, 86}/W_{86}) \quad (3)$$

Minden bérátlagot nemenként és iskolai fokozatonként külön-külön számítunk ki, három iskolázottsági szintet különböztetve meg: legfeljebb szakmunkásképzőt, középiskolát, illetve főiskolát vagy egyetemet végeztek. A bérátlagokat a Függelék *F2. táblázatában* közöljük, míg a *D* mutatókról az *1. ábra* oszlopdiagramjai nyújtanak áttekintést.

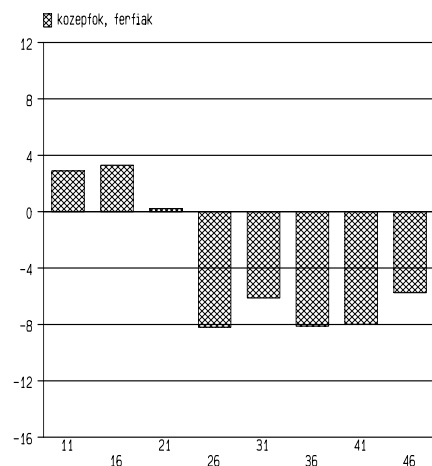
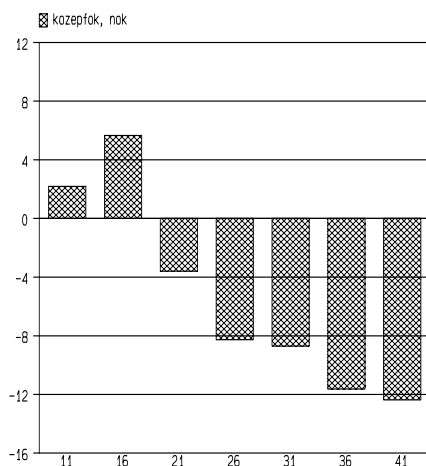
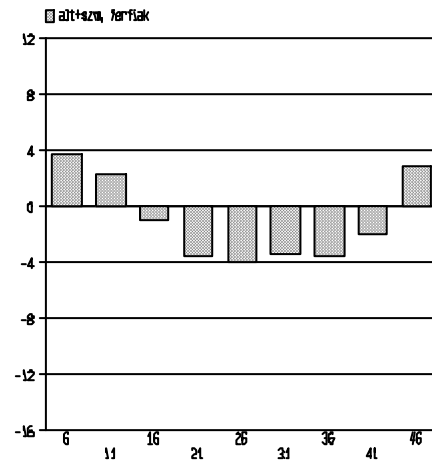
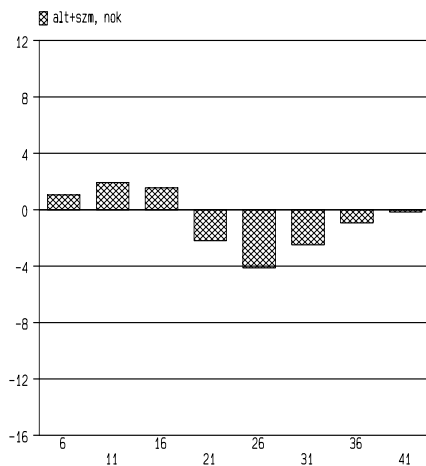
1. ábra

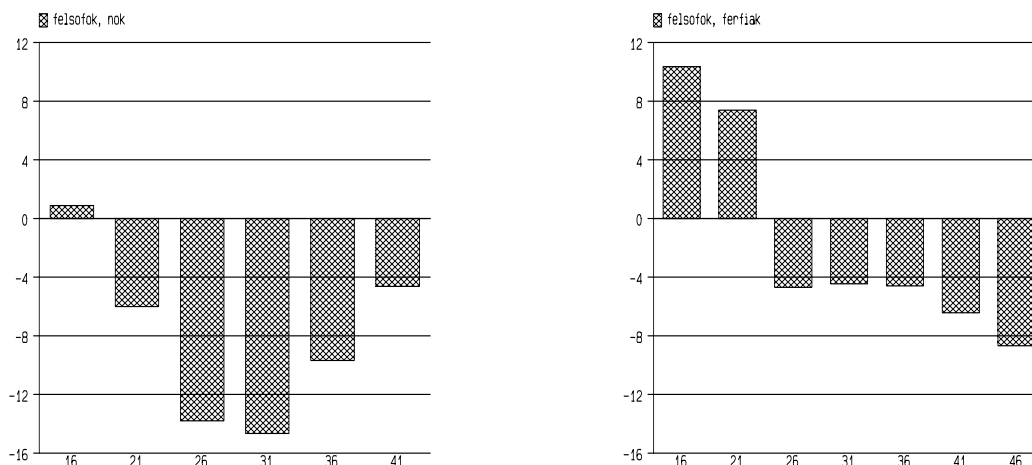
Relatív keresetek 1996-ban, az 1986. évi kereseteloszlás alapján várható értékhez képest, ötéves életkori kohorszokban (*D* indexek)

A vízszintes tengelyen: A korcsoportok medián életkora 1986-ban

Függőleges tengelyek szövegei Szakmunkásképző, nő, Szakmunkásképző, férfi – Középiskola, nő,

Középiskola, férfi – Felső fok, nő Felső fok, férfi





Mint látható, a legkevésbé iskolázottak esetében a tényleges és a „várt” keresetek eltérése szerény mértékű, legfeljebb 3-4 százalékpontos volt. A rendszerváltás előestéjén még gyermekkorú ifjak 1996-ban valamivel magasabb relatív keresetet értek el, mint amilyenre az 1986. évi kereseteloszlás alapján számíthattak volna, a már 1986-ban is aktív korosztályok viszont – egy kivétellel – valamivel alacsonyabbat. A középiskolát végzeteknél már komolyabb eltéréseket látunk. A munkaerőpiacra a rendszerváltás éveiben belépők (akik 1986-ban 9-18 évesek voltak) 1996-ban 2-4 százalékponttal többet, az idősebb kohorszok 6-12 százalékponttal kevesebbet kerestek annál, mint amire naiv várakozások esetén, az 1986. évi tények előre vetítése alapján számíthattak volna. A diplomásoknál a már 1986-ban is aktív korú kohorszok esetében a „várttól” 5-15 (nők) illetve 4-9 százalékponttal (férfiak) elmaradó relatív kereseteket látunk, és itt is igaz, hogy az 1986-ban még iskolapadot koptató korosztályok magasabb relatív keresetet értek el 1996-ban, mint azt a rendszerváltás előtti életkor-kereseti profil alapján gondolhatták volna.⁸

Megjegyezzük: abban, hogy a veszteségek nem minden munkaerőcsoportban súlyosbodnak (monoton) a korrallal, szerepet játszhat a szelekciós torzítás: a legidősebb kohorszokból különösen sokan léptek ki a munkaerőpiacról. Mivel a kilépésben az alacsony bérajánlatokra számítók erősebben érdekeltek, a munkában maradók mintája szisztematikusan rostált,

⁸ Néhányan talán furcsának találják, hogy a D indexek a kohorszok többségénél lecsúszást jeleznek, ezért megjegyezzük, hogy elvileg előfordulhat akár olyan eset is, amikor minden korosztály keresete alacsonyabb a t . évi főátlaghoz viszonyítva, mint a t évvel idősebb kohorszé volt t évvel azelőtt, az akkori főátlaghoz képest. A főátlagot ugyanis erősen befolyásolja az egyes kohorszok relatív súlya, ami erőteljesen változhat demográfiai okokból, de különösképp akkor, ha egyszersmind kohorszonként eltérő mértékben változik a gazdasági aktivitás is. A különféle forgatókönyvek szisztematikus kifejtésére itt nem vállalkozunk, de a Függelék F3. táblázatában bemutatunk egy konstruált példát, amelyben a kohorszok arány- és bérváltozásai együttesen negatív D indexre vezetnek minden csoportra.

átlagkeresetük alakulásában egyidejűleg tükröződik a piaci értékelés (vélelmezhetően negatív), valamint a kínálatváltozás (pozitív) hatása.

4. A következményekről

Meglehet, sokan legyintenek az itt tárgyalt nagyságrendek, öt-tíz százaléknyi relatív bérváltozások olvastán. Való igaz, ezek kis számok ahhoz képest, hogy egy állás elvesztése hosszabb időre megfelelezheti, egy sikeres isztambuli bőrkabáttúra pedig megduplázhatja az ember jövedelmét a „várthoz” képest – csak hogy itt sok embert érintő, hosszú távú (ha nem is végleges) változásokról van szó. Az alábbiakban háromféleképpen is megpróbálunk rámutatni arra, hogy a bekövetkezett változások komolyan érintik egyes társadalmi csoportok abszolút és relatív jövedelmi szintjét.

1. Ha az emberek nemcsak az aktuális, hanem jövőbeli, esetleg egész életükre vonatkozó jövedelmükkel, illetve fogyasztásukkal is törődnek, akkor a kicsinek tűnő, de hosszú távú változásoknak is kiemelkedő jelentősége lehet. Az életciklus- (avagy permanens jövedelem) modellek általános előfeltevései mellett – szabad hitelfelvétel és megtakarítás, adott, egységes kamatláb – a következő számpéldával élhetünk. Ha valaki 60 éves koráig szándékozik dolgozni, 40 éves korában rájön, hogy az eddigi várakozásaihoz képest a továbbiakban 5 százalékkal kevesebbet fog keresni, ezt úgy élheti meg, mintha hozzávetőlegesen *másfél-két éven keresztül megfeleznék* a teljes jövedelmét. (A pontos szám attól függ, hogy mekkora piaci kamatláb és milyen kereseti várakozások mellett történt a változás). Ha azzal feltevéssel élünk, hogy tőkepiac nem létezik – az emberek minden évben annyit fogyasztanak, amennyit megkeresnek – akkor az öt százalékos keresetcsökkenés ismét nagyjából azzal egyenértékű, mintha a keresetek megfeleződnének a következő 1,2-2 évben. A számítások alapjául szolgáló modelleket és a megfelelő paraméterek becslését a *Függelék B* része tartalmazza.

2. Vegyük észre, hogy a fent tárgyalt „kis” elcsúszások esetenként meglehetősen nagy változásokat implikálnak az életkor-specifikus kereseti arányokban! Tekintsük az 1948–1952-es születésűek példáját, annak a Generációnak az esetét, amelyet egyes tagjai „Nagynak” neveznek. Az e korosztályba tartozó diplomás férfiak az 1986. évi kereseti profil alapján 63 százalékpontos kereseti előnnyel számolhattak volna a kezdőkkel szemben 1996-ra, ebből ténylegesen 36 pont, nem sokkal több, mint a fele maradt meg a rendszerváltozás viharai múltán. (Más rétegeknél az előnycsökkenés kisebb mértékű. A diplomás nőknél a

megfelelő számok: 43 és 33, az érettségizett nőknél 50 és 37, a férfiaknál 50 és 39). Aligha kétséges, hogy a relatív pozíciók ilyen nagyságrendű elvesztését nem könnyű megélni, kivált, ha tekintetbe vesszük a mögöttes folyamat fonákságait is. A tudás, mint Jánossy Ferencről tudjuk, nem „fejlődik”, hanem változik. Azok az ismeretek, amelyekre mostantól nincs szükség, lehetnek éppolyan bonyolultak és nehezen megszerezhetőek, mint a most piacképesé válók: anyagot beszerezni egy hiánypiacon semmivel sem egyszerűbb mesterség, mint részvényt cserélni kötvényre. Az idősebbek jó részének valójában nem a tudatlanságáért kell lakolnia, hanem olyan tőkét veszít el, amely korábban értékes volt, és a felhalmozása komoly áldozatokat követelt.

Nyilván fájdalmas lehet azt tapasztalni, hogy az életkor-specifikus nyereségekből nemcsak az új tudás tisztelet érdemlő úttörői részesednek, hanem szélesebb kör, talán még a legbutuskább PR-görlök és a legnyeglébb bankfiúk is. Az ágazat- és vállalat-specifikus kereseti hozamokat ugyanis aligha magyarázzák száz százalékban a munkaerő-állomány minőségi különbségei, azok minden bizonnyal járadékjellegű elemeket is tartalmaznak. Továbbá, mivel a munkaerő szelekciója költséges, egyes egyének átmenetileg akkor is járadékjellegű többletjövedelemhez juthatnak, ha az átlagosnál magasabb ágazati vagy vállalati bevételek forrása a munkaerő-állomány kiemelkedő színvonala.

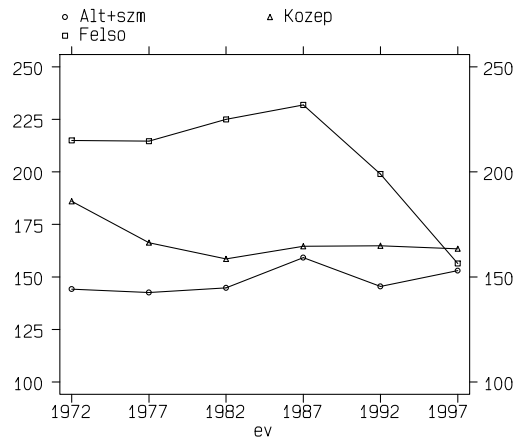
3. A javakorabeli ember megpróbáltatásai nem érnek véget a gyárban vagy irodában, mert az életkor–kereseti profil elfordulása megváltoztatja a szülők és a kereső gyermekek egymáshoz viszonyított jövedelmi helyzetét, és így hatással van a pályakezdő fiatalok és szüleik kapcsolatára is. Ezek a változások is átmenetinek ígérkeznek, hiszen a rendszerváltás nyomán bekövetkező, tehát egyszeri átrendeződésről van szó, de a hatásuk valószínűleg évtizedekig érzékelhető lesz.

Apák és fiúk (anyák és lányok) kereseteinek változásáról a 2. ábra nyújt áttekintést 1972 és 1997 között, ötéves lépésekben haladva. Az egyes görbék a nyugdíj előtt álló kohorszok (50–54 éves nők, 55–59 éves férfiak) és a pályakezdő korosztályok (a már megszokott iskolai fokozatokban rendre: 15–19 évesek, 20–24 évesek, illetve 25–29 évesek) nettó átlagkeresetének hányadosát mutatják.

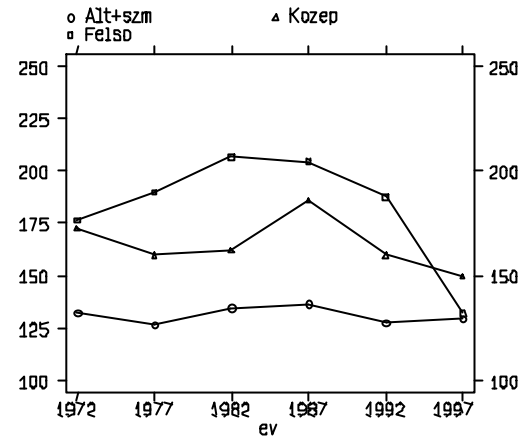
2. ábra

A kimenő korosztályok nettó átlagkeresete a bejövőkhöz képest iskolai fokozatonként és nemenként, 1972–1997
(százalék)

a) Férfiak



b) Nők



Kimenő korosztályok: nőknél az 50–54 évesek, férfiaknál az 55–59 évesek. Belépő korosztályok a legfeljebb szakmunkásképzőt végzeteknél a 15–19 évesek, a középiskolát végzeteknél a 20–24 évesek, diplomásoknál a 25–29 évesek.

Forrás: KSH 1972, 1977, 1982, 1987: jövedelemfelvételek 1992, 1997: OMMK bértarifa-felvételek.

Látható, hogy a legkevésbé iskolázott rétegeknél, azokban a családokban, ahol a szülők és a pályakezdő gyerekek is munkások, nem változott érdemben a szélső generációk béreinek viszonya. Ahol középiskolát végzett, nyugdíj előtt álló szülők és középiskola után pályát kezdő gyermekek élnek együtt, ott sem csökkent a fiúk keresete az apákhoz képest, de valamelyest visszaesett az anyáké a leányokéhoz viszonyítva. A diplomás szülők és diplomás gyermekek alkotta családban azonban drámai mértékben változtak a jövedelmi viszonyok: az öregek fiatalokhoz viszonyított keresete 200-225 százalékról 130-150 százalékra esett vissza a rendszerváltozás éveiben.⁹ 1996-ra teljesen eltűnt az a különbség, ami a generációk közötti kereseti diszparitás tekintetében korábban megkülönböztette az értelmiségi családokat a többiektől, és közrejátszott abban, hogy a diplomások különösen sokáig, gyakran 35-40 éves korukig is gyermeki státusban maradtak.

A változás bizonyára kikezdi majd azt a meggyökeresedett szokást, hogy az értelmiségi szülők felnőtt korukig támogatják a már kereső gyermekeiket is. Erre sokkal kevésbé lesz mód, illetve szükség, mint korábban. Hogy ezt a szülők megkönnyebbülésként, a gyermekek pedig felszabadulásként élik-e majd meg, avagy mindannyian fájdalmas veszteségként fogják elkönyvelni, azt már csak a személyes érintettség okán is nagyon szeretnék tudni a szerzőpáros „fiatal–iskolázott” és „idős–iskolázott” tagjai. Nem akarván azonban kedvét szegni az ünnepeletnek, (akit az itt használt tipológiában leginkább az „idős–fiatal–iskolázott”

⁹ Nyilvánvaló, hogy a fenti példák a lehetséges kombinációknak csupán egy részét írják le, de az is, hogy az itt említettek a legfontosabb családtípusok.

kategóriában lehetne elhelyezni), e kérdés boncolgatását megfelelő későbbi időpontra, egy esetleges közös kávézás perceire halasztják.

Irodalom

Boeri, –Burda–Köllő [1998]:

Burda, M.–Schmidt, C.M. [1997]: Getting behind the East-West German wage differential, Discussion Paper No. 250, Univ. Heidelberg.

Chase, S. R. [1997]: Markets for communist human capital: Returns to education and experience in the Czech Republic and Slovakia. The Davidson Institute Working Paper Series, No. 109, Ann Arbor.

Flanagan, R. J. [1995]: Wage structures in the transition of the Czech economy, IMF Working Paper WP/95/36, március, Washington D.C.

Franz, W.–Steiner, V. [1999]: Wages in the East German transition process – Facts and explanations. ZEW Discussion Paper, No. 40, Mannheim.

Gronau, R. [1974]: Wage Comparisons – A Selectivity Bias. Journal of Political Economy.

Heckman, J. J. [1974]: Shadow Prices, Market Wages and Labor Supply. Econometrica.

Kertesi Gábor–Köllő János [1999]: Economic transformation and the return to human capital. Budapest Working Papers on the Labour Market, 6. sz. MTA Közgazdaságtudományi Kutatóközpont–Budapesti Közgazdaságtudományi egyetem, Budapest.

Klaus, V.–Triska, D. [1994]: Kornai János és a posztoszocialista átalakulás. BUKSZ, 480–483. o.

Krueger, A. B.–Pieschke, J. S. [1995]: A comparative analysis of East and West German labor markets before and after unification. Megjelent: *Freeman, R.–Katz, L.* (szerk.): Differences and changes in wage structures. University of Chicago Press, Chicago

Laki Mihály [1998]: Vállalatok a szocializmus útján. Közgazdasági Szemle Alapítvány, Budapest.

Mincer, J. [1958]: Investment in Human Capital and Personal Income Distribution. Újra megjelent: *Ashenfelter, O.–Hallock, K.* (szerk.): Labor economics. Volume 2. Employment, wages and education. Elgar, Aldershot, U.K., 1995.

Munich, D.–Svejnar, J.–Terrell, K. [1999]: Returns to human capital from the communist wage grid to transition: Retrospective evidence from Czech micro data, CERGE, Prága és The William Davidson Institute, Ann Arbor, kézirat.

Puhani, P. [1997]: All quiet on the wage front in Poland?, ZEW, Mannheim, kézirat.

- Redor, D.–Pailhé, A.* [1999]: Wage inequalities and returns to education: New trends in France and the European Union in a period of employment crisis, PHARE–ACE Research Project, P96-6230-R, MTA Közgazdaságtudományi Kutatóközpont, Budapest.
- Rutkowski, J.* [1996]: High skills pay off: The changing wage structure during economic transition in Poland. *Economics of Transition*, 4 (1), 89–112. o.
- Sakova, S.* [1996]: Changes and differences in earnings structures. Kiadatlan tézisek, Central European University, Economics Department, Budapest.
- Steiner, V.–Wagner, K.* [1997]: East-West German wage convergence – How far have we got? ZEW Discussion Paper No. 25, Mannheim.
- Vecernik, J.* [1995]: Changing earnings distribution in the Czech Republic: Survey evidence from 1988-94. *Economics of Transition*, Vol 3. No. 3., szeptember.
- Willis, R. J.* [1996]: Wage Determination: A Survey and Reinterpretation of Human Capital Earnings Functions. Megjelent: *Ashenfelter, O.–Layard, R.* (szerk.), *Handbook of Labor Economics*, Vol. 1/2. North-Holland, Amszterdam.

Függelék

A) Táblázatok

F1. táblázat

Foglalkoztatás és nettó kereset három korcsoportban, a rendszerváltozás előtt és után

Korcsoport	1986		1996	
	Nettó kereset	Létszám	Nettó kereset	Létszám
20–34				
35–49				
50–59				

Elsődleges adatforrások: OMMK bértarifa-felvételek 1986, 1996

F2. táblázat

Relatív nettó keresetek ötéves kohorszokban 1986-ban és 1996-ban

Születési év	Medián életkor 1986-ban	Nők		Férfiak	
		relatív nettó kereset		relatív nettó kereset	
		1986	1996	1986	1996
a) Legfeljebb szakmunkásképzőt végzettek					
1928–1932	56	103,8	..
1933–1937	51	106,3	..	107,8	..

1938–1942	46	105,3	..	108,6	106,6
1943–1947	41	104,4	106,2	108,5	105,8
1948–1952	36	101,6	104,4	106,2	105,0
1953–1957	31	98,7	101,9	102,6	105,1
1958–1962	26	95,0	97,5	96,0	102,2
1963–1967	21	88,9	96,5	81,9	99,1
1968–1972	16	79,6	96,6	66,5	95,0
1973–1977	11	..	90,9	..	84,3
1978–1982	6	..	80,6	..	70,3

a) Középiskolát végzettek

1928–1932	56	123,1	..
1933–1937	51	130,0	..	119,4	..
1938–1942	46	123,7	..	117,4	117,4
1943–1947	41	114,2	117,6	112,6	111,4
1948–1952	36	103,0	112,1	104,0	109,3
1953–1957	31	93,6	105,5	95,2	106,4
1958–1962	26	84,6	94,8	85,1	95,8
1963–1967	21	73,4	90,0	67,3	95,4
1968–1972	16	„	90,2	„	88,4
1973–1977	11	„	75,2	„	70,2

a) Főiskolát, egyetemet végzettek

1928–1932	56	121,1	..
1933–1937	51	126,0	..	119,3	..
1938–1942	46	120,5	..	113,5	112,4
1943–1947	41	116,1	121,4	107,4	112,9
1948–1952	36	103,2	110,8	95,5	108,9
1953–1957	31	89,5	101,5	80,8	102,9
1958–1962	26	77,2	89,4	62,8	90,8
1963–1967	21	..	83,5	..	88,2
1968–1972	16	..	78,1	..	73,1

Forrás: OMMK bértarifa-felvételek 1986, 1996.

F3. táblázat

Példa arra, amikor minden korosztály „veszít” ($D < 0$)

Kohorsz	Első időszak		Második időszak		D_i
	relatív bér	részarány a foglalkoztatásban	relatív bér	részarány a foglalkoztatásban	
1.	109	1/3	–	–	–
2.	100	1/3	107	1/2	–2
3.	91	1/3	98	1/4	–2
4.	–	–	88	1/4	–4
Összesen	100	1	100	1	

B) Az életciklus/permanens jövedelem példa számításai

A következőkben formálisan válaszoljuk meg azt a kérdést, hogy 20 éven keresztül tartó 5 százalékos keresetcsökkenés hány éves keresetfeleződéssel egyenértékű egy olyan ember számára, aki nem csak a mának él, hanem törődik a holnapjával is. Két szélsőséges előfeltevést vizsgálunk: a tökéletes tőkepiacok esetét és a tőkepiacok teljes hiányának az esetét.

1. Tökéletes tőkepiacok. Ebben az esetben feltesszük, hogy mindenki szabadon vehet fel hitelt és takaríthat meg, a mindenkori r_t piaci kamatláb mellett. A fogyasztás elosztása az életpálya során ekkor csak a preferenciák függvénye adott életkereset mellett, így mindenfajta keresetcsökkenés kizárólag a költségvetési korláton, vagyis az életkereset jelenértékén keresztül van hatással az emberekre. Folytonos kamatozással modellezve, valamint feltéve, hogy a jövedelem egyetlen forrása a kereset, és az eddigi nettó felhalmozás zéró, az életkereset jelenértéke (I_0):

$$I_0 = \int_{t=0}^{20} e^{-\int_{s=0}^t r_s ds} w_t dt = \int_{t=0}^{20} e^{-r} w_t dt, \quad (F1)$$

ahol a második kifejezésben feltettük, hogy a kamatláb exogén állandó. Kérdésünket ez esetben a következőképpen formalizálhatjuk. Keressük azt a T -t, amelyre

$$E[\Delta I_0 | \Delta w_t = 0.05 w_t \forall t \in [0, 20]] = E[\Delta I_0 | \Delta w_t = 0.5 w_t \forall t \in [0, T]], \quad (F2)$$

vagyis

$$E \left[\int_{t=0}^{20} e^{-rt} 0.05 w_t dt \right] = E \left[\int_{t=0}^T e^{-rt} 0.5 w_t dt \right], \quad (F3)$$

ahol E a várható érték jele, r pedig a piaci kamatláb. Némi átrendezés után, kihasználva, hogy a kamatláb exogén állandó, a következő egyenletet kapjuk:

$$\int_{t=0}^T e^{-rt} E[w_t] dt = 0.1 \int_{t=0}^{20} e^{-rt} E[w_t] dt. \quad (F4)$$

Ebben az egyenletben „három” (igazából végtelen számú) ismeretlen van: r , T és a kereset várható pályája. $r = 0$, $w_t = w_0 \forall t$ esetén az eredmény (triviálisan) $T = 2$. Érdekesebb és minden valószínűség szerint életszagúbb azonban, ha pozitív reálkamat és a valósággal összhangban álló kereseti pálya mellett vizsgáljuk a problémát. Előbbit 0,05-nek vehetjük, utóbbit a már szokásos logkvadratikus feltételes várható értékkel közelíthetjük: $E[\ln(w_t)] = b_1 t + b_2 t^2$, vagyis $E[w_t] = \exp(b_1 t + b_2 t^2)$, *ceteris paribus*. Az ismeretlen b_1 és b_2 paramétereket a szokotthoz hasonló keresztmetszeti regresszióval becsülhetjük: $E[\ln(w_t|X)] = Xa + b_1 t + b_2 t^2$, ahol t a 40 éves kor utáni éveket jelöli ($t = \text{életkor} - 40$), X pedig nem, iskolai végzettség, településtípus, területi elhelyezkedés és ágazat bináris változókat tartalmaz, nem paraméteres *ceteris paribus* feltételeket biztosítva. A 40–60 év közöttiekre, az 1986-os évre becsült OLS-regresszió R^2 -e 0,455, a b paraméterek becsült értékei: $b_1 \approx 7,665 \times 10^{-3}$, $b_2 \approx -2,764 \times 10^{-4}$. Az integrálok 0,1 széles rektanguláris közelítésével a következő T teljesíti a (F4) egyenlőséget: $T \approx 1,3$.

2. A tőkepiacok teljes hiánya: nincs hitelfelvétel és megtakarítás. Itt az előző esetnek éppen az ellentettjét tesszük fel: azt, hogy senki sem vehet fel hitelt, és senki sem takaríthat meg. Az emberek tehát mindig elfogyasztják a mindenkori jövedelmüket, és csak azt (itt is feltesszük, hogy a jövedelem egyetlen forrása a kereset, és az eddigi nettó felhalmozás zéró). A mindenkori fogyasztás tehát a mindenkori keresettel egyenlő (ez a költségvetési korlát), a fogyasztói optimalizálási feladat $t = 0$ -ban tehát az életpálya-hasznosság (U_0) maximalizálása, ahol a fogyasztás egyenlő a keresettel (explicit korlátok nélküli optimalizálás). Standard, időben szeparálható, állandó időpreferencia-paramétert és állandó relatív kockázatkerülést feltételező várhatóhasznosság-függvénnyel operálunk:

$$U_0 = \int_{t=0}^{20} e^{-\rho t} E[u(c_t)] dt = \int_{t=0}^{20} e^{-\rho t} E\left[\frac{c_t^{1-\theta}}{1-\theta}\right] dt = \int_{t=0}^{20} e^{-\rho t} E\left[\frac{w_t^{1-\theta}}{1-\theta}\right] dt, \quad (F5)$$

ahol E a várható érték jele, ρ az időpreferencia paramétere, θ pedig a relatív kockázatkerülés paramétere (konstans egyenlő az Arrow–Pratt-féle mérőszámmal). Kérdésünket ez esetben a következőképpen formalizálhatjuk. Keressük azt a T -t, amelyre

$$E[\Delta U_0 | \Delta w_t = 0.05w_t \forall t \in [0, 20]] = E[\Delta U_0 | \Delta w_t = 0.5w_t \forall t \in [0, T]], \quad (F6)$$

vagyis (kihasználva a várható hasznosság feltevéséből adódó additivitást),

$$\int_{t=0}^{20} e^{-\rho t} E\left[\frac{(0.05w_t)^{1-\theta}}{1-\theta}\right] dt = \int_{t=0}^T e^{-\rho t} E\left[\frac{(0.5w_t)^{1-\theta}}{1-\theta}\right] dt. \quad (F7)$$

Némi átrendezés után a következő egyenletet kapjuk:

$$\int_{t=0}^T e^{-\rho t} E[w_t^{1-\theta}] dt = 0.1^{1-\theta} \int_{t=0}^{20} e^{-\rho t} E[w_t^{1-\theta}] dt. \quad (F8)$$

Ebben az egyenletben „négy” ismeretlen van: ρ , θ , T és a kereset várható pályája. $\rho = 0$, $\theta = 0$ és $w_t = w_0 \forall t$ esetén az eredmény (ismét triviálisan) $T = 2$. Amennyiben az időpreferencia paraméterét $\rho = 0,05$ -nek vesszük, a keresetek pályáját pedig az első esetben leírtak szerint becsljük, $\theta = 0$ (kockázatsemleges preferenciák, vagyis lineáris azonnali hasznosság) feltevés mellett az ottani eredményt kapjuk vissza, $T \approx 1,3$. Kockázatkerülés esetén ($\theta > 0$) körülbelül ekkora, vagy ennél jóval magasabb T -k elégítik ki a (F4) egyenletet, például $T(\theta = 1) \approx 1,2$, $T(\theta = 2) \approx 2$ ($\theta = 1$ mellett a hasznosságfüggvény logaritmikus). Meg kell jegyeznünk, hogy az eredmények nagyon szélsőségesen reagálnak θ kismértékű változására, ami megkérdőjelezi a módszert, amivel a keresetek várható hasznosságát közelítettük, és talán magának a második modellnek a használhatóságát is megingatja ebben az összefüggésben.