

8. Felsőfokú végzettségű pályakezdők a munkaerőpiacon (1999–2000)

Felsőfokú végzettség és munkaerő-piaci státus

Ebben a fejezetben felsőfokú végzettségű pályakezdők munkaerő-piaci státusát meghatározó tényezőket elemzünk az 1998-ban és 1999-ben diplomázott felsőfokú végzettségű pályakezdők két reprezentatív mintáján. Az 1998-ban végzetek munkaerő-piaci helyzetét 1999. szeptember 1-én (Fidév–1), az 1999-ben végzetekét 2000. szeptember 1-én figyeltük meg (Fidév–2).²² A munkaerő-piaci státust kínálati keretben tárgyaljuk, azaz azt vizsgáljuk, melyek azok a tényezők, amelyek az egyének státusválasztását magyarázzák. Ebben – akár a hagyományos munkakínálati modelleket, akár az úgynevezett keresési modelleket vizsgáljuk – elsődlegesen az egyének rezervációs bérei játszanak szerepet (*Devine–Kiefer*, 1991; *Heckman*, 1979; *Killingsworth*, 1983). Ha a bérajánlatok meghaladják a rezervációs béreket, akkor az egyének munkába állnak, ha nem akkor, nem végeznek fizetett munkát. Egyes modellekben (*Gørgens*, 2002) a bérajánlatokat és a munkaidőt az egyének egyidejűleg értékeli, azaz mindkét tényező befolyásolja a munkaerő-piaci participációt. A rezervációs bérek azonban a gyakorlatban általában nem megfigyelhetők, a kutatóknak többnyire be kell érniük az ajánlott és megfigyelt bérekkal, amiket realizált bérajánlatként kezelnek. A várt összefüggés a következő: minél magasabbak a bérajánlatok, annál nagyobb a munkaerő-piaci részvétel valószínűsége adott munkaidő mellett. Azt hogy az ajánlott munkaidő miképpen befolyásolja a részvételi döntést, elsődlegesen a lehetséges munkavállalók preferenciái határozzák meg. A preferenciák pedig főként a fogyasztás–szabadidő relatív értékétől, valamint a várható foglalkoztatási stabilitástól, a munkaerő-piaci környezet kockázatosságától függenek, ez utóbbit pedig az adott munkahely által biztosított jövedelemfolyam várható stabilitása határozhatja meg.

Az irodalom nem mindig ajánl egyértelmű válaszokat arra nézve, hogy az egyes egyének pontosan mely munkaerő-piaci státusokba sorolhatók. Az alkalmazott

22 Mindkét felvételt postai úton bonyolítottuk le. A Fidév–1-et egy emlékeztetővel, a Fidév–2-t emlékeztető nélkül. Mindkét esetben az összes, az adott évben végzett népességhez tartozó személyt megkerestünk. A Fidév–1 esetében a visszaküldési arány 33,5, a Fidév–2 esetében 22 százalék volt. A két felvétel egyfelől a merítési bázisában különbözik egymástól. A Fidév–2 nem állami felsőoktatási intézményeket is magában foglal. Másfelől a két vizsgálat kérdőíve sem teljesen azonos. A Fidév–1-ben bizonyos információk szerepelnek például a végzetek nyelvtudásáról és számítógépes ismereteiről, ugyanakkor csak a Fidév–2-ből nyerhetünk információkat arra nézve, hogy a végzetek felsőfokú tanulmányaik idején végeztek-e rendszeresen fizetett munkát, illetve hogy tanulmányaikat költségtérítéses vagy államilag finanszírozott helyen folytatták-e. A Fidév–1 mintájának teljes elemszáma ($N: 7684$) lényegesen magasabb, mint a Fidév–2 elemszáma ($N: 5848$). Ez azzal függ össze, hogy a Fidév–1 esetében a rendelkezésre álló pénzeszközök lehetővé tették, hogy a kérdőívet vissza nem küldők számára emlékeztetőt küldjünk, ami után a visszaküldési arány csaknem megduplázódott. A felvétel sajátosságaiból adódóan a válaszolók és az alapsokaság legfontosabb sajátosságai különböznek. Ezen súlyozással segítettünk, mindkét esetben úgynevezett analitikus súlyokat használunk, amelyek nem érintik a minta elemszámát.

keresési modellek többnyire a munkanélküliekkel foglalkoznak, s egyáltalán nem világos, hogy a nem foglalkoztatott népesség két kategóriája (munkanélküliek és munkaerő-állományon kívüliek) munkaerő-piaci magatartásukban különböznek-e, vagy sem (Clark–Summers, 1982; Flinn–Heckman, 1983; Tano, 1991; Gönül, 1992; Micklewright–Nagy, 1999). A klasszikus munkakínálati modellek általában nem foglalkoznak a problémával, a részvételi döntés a munkaidő függvényekben felelhető szelekciós torzítás szempontjából tart számot érdeklődésükre. Itt öt munkaerő-piaci státust különböztetünk meg: foglalkoztatott, vállalkozó, munkanélküli, tanuló, egyén inaktív, s az elsődleges célunk viselkedési különbségeik elemzése.

A mintáink munkaerő-piaci státus szerinti megoszlását a 11. táblázat tartalmazza. A foglalkoztatottak aránya 78, a vállalkozóké 4, a munkanélkülieké mintegy 6, a tanulóké 8, az egyéb inaktívaké 3 százalék. A két minta, illetve a két iskolázottsági fokozat nem különbözik jelentősen egymástól. Fontos megjegyezni, hogy a munkaerő-piaci státusok önbesoroláson alapulnak, ezért nem állapítható meg, hogyan viszonyulnak egy egységes kritériumokon alapuló osztályozáshoz (mondjuk a szokásosan használt ILO–OECD-klasszifikációhoz).

11. táblázat: A minták megoszlása

| Megnevezés | Fidév-1 | Fidév-2 | Egyesített |
|------------------------|---------|---------|------------|
| <i>Főiskola</i> | | | |
| Foglalkoztatott | 78,1 | 79,7 | 78,8 |
| Vállalkozó | 4,1 | 2,8 | 3,5 |
| Munkanélküli | 7,9 | 7,1 | 7,5 |
| Tanuló | 7,5 | 7,7 | 7,6 |
| Egyéb inaktív | 2,4 | 2,8 | 2,6 |
| Együtt | 100,0 | 100,0 | 100,0 |
| Munkanélküliségi ráta | 8,8 | 7,9 | 8,4 |
| Foglalkoztatási hányad | 82,1 | 82,5 | 82,3 |
| <i>Egyetem</i> | | | |
| Foglalkoztatott | 78,9 | 75,8 | 77,6 |
| Vállalkozó | 5,2 | 4,7 | 4,9 |
| Munkanélküli | 4,7 | 4,7 | 4,7 |
| Tanuló | 8,5 | 11,7 | 9,9 |
| Egyéb inaktív | 2,8 | 3,2 | 3,0 |
| Együtt | 100,0 | 100,0 | 100,0 |
| Munkanélküliségi ráta | 5,3 | 5,5 | 5,3 |
| Foglalkoztatási hányad | 84,1 | 80,4 | 82,5 |
| <i>Együtt</i> | | | |
| Foglalkoztatott | 78,4 | 78,1 | 78,3 |
| Vállalkozó | 4,5 | 3,5 | 4,1 |
| Munkanélküli | 6,6 | 6,1 | 6,4 |
| Tanuló | 7,9 | 9,3 | 8,5 |
| Egyéb inaktív | 2,6 | 2,9 | 2,7 |
| Együtt | 100,0 | 100,0 | 100,0 |
| Munkanélküliségi ráta | 7,4 | 6,9 | 7,2 |
| Foglalkoztatási hányad | 82,9 | 81,7 | 82,4 |

Változók, empirikus specifikáció

A modelleket multinomiális logittal becsüljük, ahol a függő változó a már említett öt munkaerő-piaci státusba kerülés valószínűsége. Feltevéseink szerint a foglalkoztatottak és a vállalkozók elsődlegesen a munkaerő-piaci kockázatokkal (a munka és a jövedelem stabilitása) és az autonóm munkavégzéssel kapcsolatos preferenciáikban különböznek egymástól. Feltesszük, hogy a vállalkozók kevésbé kockázatkérülők, fontosabb számukra a munkavégzés autonómiája, s ez egyúttal magában foglalhatja azt is, hogy erőteljesebben kedvelik a rövidebb munkaidőt. Munkanélküli az a személy, aki az adott piaci bérajánlatok mellett hajlandó munkába állni, keres, de aktuálisan nem talál munkát. Feltesszük, hogy számára elsődlegesen az elfogadható bérajánlat a fontos, s az esetleges munkavállalásban kisebb szerepe van a munkaidő hosszának. Az inaktív státust olyan személyek választják, akik számára a piacon meglévő állásajánlatok – akár a bérajánlatokat, akár a munkaidő-ajánlatokat tekintve – elfogadhatatlanok, s ezért vélhetően nem is keresnek munkát. Fontos empirikus kérdés, hogy az inaktívak empirikusan valóban ilyen módon különböznek-e a munkanélküliektől. Végül a tanulók azok a személyek, akik felsőfokú diplomájuk megszerzése után nem lépnek a munkaerőpiacra, hanem tanulmányaikat folytatják. Ebben egyaránt szerepet játszhat az aktuális bér- és munkaidő-ajánlatok elfogadhatatlansága, valamint az is, hogy további emberitőke-beruházások révén az aktuálisnál jobb állásajánlatokra számítanak.

Két legfontosabb magyarázó változónk a bér és a munkaidő. Feltételezzük, hogy a pályakezdők döntését az a bér és munkaidő befolyásolja, amire az azonos képzettségű és iskolai végzettségű pályakezdők számíthatnak. Mind a két változót mintáinkból számítjuk. A munkaidő változója adott szakképzettség és iskolai végzettség átlagos havi munkaórájának természetes alapú logaritmus, amit a munkaerőpiacra lépés esetén várható átlagos munkaidő-ajánlatként értelmezünk. Hasonlóképpen: a bér változója adott szakképzettség és iskolai végzettség medián (nettó) havi keresetének természetes alapú logaritmus, amit a várható medián bérajánlatnak tekintünk.

A bér változójával kapcsolatban vannak bizonyos előrejelzéseink. Negatív előjelet várunk a munkanélküli és az inaktív státus esetében, magasabb bérek mellett ugyanis kisebb az állásnélküliség valószínűsége. Hasonló megfontolásokból pozitív előjelre számítunk a foglalkoztatott és a vállalkozói státus esetében, magasabb bérek mellett pályakezdőink nagyobb valószínűséggel lesznek vállalkozók vagy foglalkoztatottak. A tanulóknál negatív és pozitív előjel is lehetséges. Lehetséges, hogy egyénünk az aktuális bérajánlatokat kevesli, s ezért választja a tanulást a munkaerőpiacra lépés helyett. Ekkor annál nagyobb valószínűséggel választja a tanulást, minél kedvezőtlenebbek az aktuális bérajánlatok, vagyis a várt előjel negatív lesz. Elképzelhető azonban, hogy magas béreket vár a további tanulás utáni munkaerőpiacra lépéskor, ekkor magasabb várható bérajánlatok mellett nagyobb valószínűséggel tanul tovább (az együttható előjele pozitív lesz).

A munkaidő változójára nézve sem a klasszikus munkakínálati, sem a keresési modellekből nem nyerhetünk elméletileg koherens előrejelzéseket. Az itt használt modellel

ebből a szempontból az a probléma, hogy a várható munkaidő-ajánlatnak a bérájanlat hatásától megtisztított hatását méri, s emiatt elsődlegesen az esetleges preferencia-különbségeket tükrözi. Ezekről viszont nincsenek megfelelő empirikus vizsgálatok.

Három további magyarázó változót is bevonunk az elemzésbe. Az első az iskolai végzettség. Ezt egy kétértékű változóval mérjük, hiszen a mintánkba került egyének vagy főiskolai (= 0) vagy egyetemi (= 1) diplomát szereztek. A kérdés ebben az esetben tehát az, hogy a kétféle diploma befolyásolja-e a munkaerő-piaci státus választását adott bérájanlatok és munkaidő-ajánlatok mellett. A második egy foglalkozási koncentrációs index,²³ ami azt mutatja meg, hogy a különböző foglalkozásokhoz való hozzáférés esélykülönbségei milyen mértékben befolyásolják a munkaerő-piaci státus választását. Az indexet ugyancsak mintáinkból számoltuk ki, s azt mutatja meg, hogy adott szakképzettséggel rendelkező egyén a foglalkozások mekkora hányadában számíthat elhelyezkedésre. Végül a harmadik változónk azt mutatja meg, hogy pályakezdőnk egy vagy két szakképzettséggel rendelkezik-e.

A fenti változók mind a két mintában rendelkezésre állnak, így a modellt mind az első (Fidév-1), mind a második (Fidév-2), mind az egyesített mintára megbecsüljük. Ezt a modellt tekintjük alapmodellnek. Az egyesített minta egyenletében egy olyan dummyt is szerepeltetünk, amely azt jelzi, hogy az egyén az első vagy a második mintához tartozik-e.

Ezen túlmenően vannak olyan változóink, amelyek csak az egyik mintában találhatók meg, de vélhetően szerepet játszanak a munkaerő-piaci státus választásában. Az ezekkel kibővített egyenleteket is lefuttatjuk a megfelelő mintán (bővített modell). Az első mintában az egyének idegennyelv-tudásáról rendelkezünk információval (beszél németül, angolul), a második mintában pedig azt tudjuk, hogy az egyén rendszeresen dolgozott-e tanulmányai alatt (dummy), valamint hogy költségtérítéses vagy államilag finanszírozott helyen végezte tanulmányait (dummy).

Eredmények

Az *F11. táblázatban* az alap-, a *F12. táblázatban* a bővített modell marginális hatásait foglaltuk össze. (A modellbecsléseket az *F8. és az F9 táblázatban*, a változók átlagait az *F10. táblázatban* közöljük.) Ami a béreket illeti, magasabb bérájanlatok mindhárom egyenletben növelik az alkalmazásban állás, csökkentik a munkanélküliség és az inaktivitás valószínűségét. A vállalkozóvá válás valószínűségét nem befolyásolják a várható bérek, magasabb várható bérájanlatok mellett egyénünk nagyobb valószínűséggel folytatja tovább tanulmányait, ami arra utal, hogy a továbbtanulás révén még

23 Adott (i) képzési irány (szakcsoport) foglalkozási (o) koncentrációját a következő – a mintából becsült – indexszel mértük: $K_i^o = (1 - \sum p_{io}^2) \frac{N_o}{N_o - 1}$, ahol p_{io} az i szakcsoportból az o foglalkozási csoportban dolgozók hányada, N_o pedig a foglalkozások száma, $0 \leq K_i^o \leq 1$. Ha az index értéke 0, akkor az adott képzési irány egyetlen foglalkozási csoportban sűrűsödik, ha 1, akkor egyenletesen oszlik meg a foglalkozások között (van Smoorenburg-van der Velden, 2000). A foglalkozási besoroláshoz háromjegyű FEOR-kódot használtunk.

magasabb béránlatra számít. Ezek az eredmények lényegében a bővített modellben is megfigyelhetők.

Hosszabb munkaidő mellett magasabb a foglalkoztatottá és alacsonyabb a vállalkozóvá válás valószínűsége, a munkanélküli és az inaktív státus, valamint a munkaidő között nem találtunk értékelhető összefüggést. A három egyenlet közül kettőben a munkaidő emelkedése emeli a tanulói státus választásának valószínűségét. Az alap- és a kiterjesztett modell itt is nagyjából azonos összefüggéseket mutat. Mindezek arra utalnak, hogy a vállalkozói státus azok számára vonzó, akik nagyobb munkaerő-piaci kockázatot és rövidebb munkaidőt részesítik előnyben, míg alkalmazottak szívesebben lesznek olyanok, akik a stabilabb munka mellett (vagy azért cserébe) hajlandók hosszabb munkaidőt elfogadni. A tanulói státus választásában ugyancsak szerepet játszik a munkaidő: hosszabb munkaidő hatására az egyének egy része elhalasztja a munkaerőpiacra lépést.

Egyes státusok választásában szerepet játszik az iskolai végzettség. A vállalkozói státusba nagyobb valószínűséggel kerülnek egyetemi végzettségűek; ez az összes egyenletre fennáll. Magasabb iskolai végzettség tehát kockázatosabb munkaerő-piaci feltételek választásával jár együtt – adott bér és munkaidő mellett. Hasonlóképpen, egyetemi végzettség mellett nagyobb az inaktívvá válás valószínűsége rögzített bér és munkaidő mellett, ami arra utal, hogy az egyetemi végzettségűek számára a szabadidő értékesebb jószág, mint a főiskolai végzettségűek számára. Magasabb iskolai végzettség mellett kisebb a munkanélkülivé válás kockázata, a foglalkoztatottak közé kerülést pedig nem befolyásolja az iskolai végzettség. Az alapmodell paramétereit alapján azt mondhatjuk, hogy a magasabb iskolai végzettségű egyének nagyobb valószínűséggel tanulnak tovább (két szignifikáns és pozitív paraméterbecslés), a bővített modellben azonban e változó paramétereit nem szignifikánsak.

A foglalkozási koncentrációs index teljesítménye sem rossz, igen sok a szignifikáns paraméterbecslés. A több foglalkozásban elhelyezkedni képes lehetséges munkavállalók nagyobb valószínűséggel lesznek vállalkozók, munkanélküliek vagy tanulnak tovább. Azok az egyének, akik „szűkebb” specializációval rendelkeznek, azaz viszonylag kevés foglalkozásra pályázhatnak értékelhető eséllyel, inkább foglalkoztatottak vagy inaktívak lesznek.

Az a tény, hogy a pályakezdő egy vagy két szakképzettséggel rendelkezik, nem befolyásolja érdemlegesen a munkaerő-piaci státus választását (az összes becslési paraméter közül mindössze egy szignifikáns).

A nyelvtudást mérő két változó közül az egyik (beszél angolul) pozitív hatással van a vállalkozóvá válásra, a továbbtanulásra, továbbá negatív szerepet játszik abban, hogy az egyén foglalkoztatott vagy munkanélküli lesz. A német nyelvtudás hatását nem tudtuk kimutatni (Fidév–1).

A tanulmányok ideje alatt felhalmozott munkaerő-piaci tapasztalat növeli a foglalkoztatottá és a vállalkozóvá, csökkenti a munkanélkülivé válás és a továbbtanulás valószínűségét. A költségtérítéssel helyen végzett egyének nagyobb eséllyel lesznek

foglalkoztatottak, és kisebb eséllyel tanulnak tovább, ami arra utal, hogy a magasabb oktatási költségek ösztönzik az egyén a munkaerőpiacra lépését.

Összefoglalás

Öt munkaerő-piaci státusra (foglalkoztatott, vállalkozó, munkanélküli, tanuló, egyén inaktív) a felsőfokú végzettségű pályakezdeők két mintáján megvizsgáltuk milyen tényezők és milyen irányban befolyásolják az egyes státusokba kerülés esélyeit. Két kulcsváltozónk a bér- és a munkaidő-ajánlat volt. Az előbbit az adott szakképzettséggel várható mediánbér, az utóbbit a várható átlagos munkaidő természetes alapú logaritmusával közelítettük.

Magasabb bérajánlatok növelik az alkalmazásban állás, csökkentik a munkanélküliség és az inaktivitás valószínűségét. A vállalkozóvá válás valószínűségét nem befolyásolják a várható bérek, magasabb várható bérajánlatok mellett egyénünk nagyobb valószínűséggel folytatja tovább tanulmányait

Hosszabb munkaidő mellett magasabb a foglalkoztatottá és alacsonyabb a vállalkozóvá válás valószínűsége, a munkanélküli és az inaktív státus, valamint a munkaidő között nem találtunk értékelhető összefüggést. A munkaidő emelkedése jobbra emeli a tanulói státus választásának valószínűségét. A vállalkozói státus tehát azok számára vonzó, akik nagyobb munkaerő-piaci kockázatot és rövidebb munkaidőt részesítenek előnyben, míg alkalmazottak szívesebben lesznek olyanok, akik a stabilabb munka mellett (vagy azért cserébe) hajlandók hosszabb munkaidőt elfogadni. Tanulói státus választásában ugyancsak szerepet játszik a munkaidő: hosszabb munkaidő hatására az egyének egy része elhelasztja a munkaerőpiacra lépést, és inkább továbbtanul.

A felsőfokú végzettség munkaerő-piaci értéke

A felsőfokú oktatás kibocsátásának munkaerő-piaci értékesülése világszerte az oktatás- és a foglalkoztatáspolitikai érdeklődésének homlokterébe került. A felsőoktatás elmúlt évtizedben végbement tömegesedése Magyarországon is számos probléma vizsgálatát veti fel. Ezek közül az egyik legfontosabb a képzettség munkaerő-piaci hasznosulása, amelynek foglalkoztatás-, oktatás-, valamint K+F-politikai szempontjai nyilvánvalók. A felsőfokú oktatás kibocsátásának munkaerő-piaci értékesülése a leghatásosabban a felsőoktatási intézményekből kikerülő fiatalok munkaerő-piaci életpályájának vizsgálata révén elemezhető. Jelenleg Magyarországon nincsenek ilyen életpálya-vizsgálatok, de rendelkezésre áll a Fidév első és második felvétele, ami lehetőséget ad arra, hogy képet kapjunk a képzettségek munkaerő-piaci hasznosulásáról, a képzettségi irányokkal kapcsolatos egyéni pénzbeli hasznokról, illetve hogy megfelelő elemzési módszerek alkalmazásával megvizsgáljuk, milyen tényezők játszanak szerepet a szakképzettségek eltérő pénzbeli hozadékának alakulásában.

A szakképzettségek munkaerő-piaci hasznosulásának legfontosabb mérőszáma az egyének keresete; ez mutatja meg ugyanis, hogy adott szakképzettség a munkaerőpiacon „mennyit ér”. A megfigyelt nyers kereseti különbségek azonban félrevezetőek

lehetnek, mert a keresetekben nemcsak az egyéni szakképzettség értéke, hanem számos más tényező is szerepet játszhat. *Egyrészt* olyan regionális, illetve foglalkozási szintű változók, mint a regionális/helyi munkaerőpiacok aktuális egyensúlyi állapotát jelző regionális bérek, az egyén foglalkozásának aktuális munkaerő-piaci helyzetét jelző foglalkozási bérek, illetve állásvesztési valószínűségek. *Másrészt* feltehető, hogy a szakképzettség mellett a munkáltatók az egyének egyéb ismereteit és készségeit is értékeli (például a nyelvtudást vagy a számítástechnikai ismereteket). *Végül* – az ilyen típusú vizsgáldások fundamentális problémájaként – meg kell említeni, hogy egyáltalán nem kézenfekvő, adott szakképzettség munkaerő-piaci értékének mekkora hányada tudható be a képzést nyújtó intézmény minőségének, az adott szakképzettség iránti munkaerő-piaci keresletnek, illetve a szakképzettséggel rendelkező egyén képességeinek. Az oktatási rendszer működésének hatékonysága szempontjából nyilvánvalóan nem mindegy, hogy adott szakképzettség pénzbeli haszna azért magasabb vagy alacsonyabb, mert jobb vagy rosszabb minőségű képzést jelez, vagy pedig azért, mert az adott szakképzettséggel jobb vagy kevésbé jó képességű egyének rendelkeznek.

Ezeket a problémákat többváltozós regressziós technikákkal vizsgáljuk meg. Az eddig említett empirikus adatbázisok mellett felhasználjuk a KSH munkaerő-felmérését (foglalkozási, illetve területi állásvesztési esélyek), az ÁSZH bértarifa-felvételét (foglalkozási, illetve regionális bérek).

A felsőfokú oktatás keresetben kifejezett munkaerő-piaci értékesülésének a következő elemeire koncentrálnak: *1.* mekkora az egyetemi végzettség relatív kereseti hozadéka a főiskolai végzettséghez viszonyítva, *2.* milyen mértékben és irányban befolyásolja a felsőfokú tanulmányok idején végzett fizetett munka a pályakezdők béreit, *3.* hogyan alakítja a kereseteket, hogy a pályakezdő költségtérítéses vagy államilag finanszírozott képzésben vett részt, *4.* mennyiben javítja vagy rontja a felsőfokú végzettség hasznosulását, hogy a pályakezdő tudásának diverzifikáltsága, *5.* milyen szerepe van a keresetek alakulásában olyan – a megszerzett szakképzettségtől többnyire független – tényezőknek, mint a nyelvtudás, illetve a számítástechnikai ismeretek.

Adatbázis, elemzési keret, változók

A probléma vizsgálatára két adatbázist használunk. Az első az állami felsőoktatás nappali tagozatán 1998-ban végzettek 1999. szeptemberi (Fidév–1), a második a felsőoktatás nappali tagozatán 1999-ben végzettek 2000. szeptemberi (Fidév–2) munkaerő-piaci helyzetéről ad képet. A becslést mind a két mintára, valamint az egyesített mintára is elvégezzük. Azért, hogy a két felvételben fellelhető információkat a lehető legteljesebb mértékben használhassuk fel, az elemzést a két felvételre külön-külön is elvégezzük. Ugyanakkor kézenfekvő, hogy a két felvétel egyesített mintáját is használjuk, a nagyobb elemszám vélhetően nagyobb becslési pontosságot biztosít, illetve a két időpont közös sajátosságai plasztikusabban jelenhetnek meg.

A felsőoktatási kibocsátás munkaerő-piaci értékesülésének becslését a foglalkoztatottakra (alkalmazottak és vállalkozók) végezzük el, közülük is azokat vonjuk be az elemzésbe, akik az ILO–OECD-definíció szerint foglalkoztatottak (a vonatkoztatási

hónapban legalább heti 1 órát dolgoztak), továbbá azokat, akiknek volt béradatuk (nettó havi kereset).

Az elemzés kiindulópontja az egyszerű beckeri–mincer emberitőke-modell kereseti függvénye, amely az egyének keresetét az iskolai végzettség és a munkaerő-piaci gyakorlat függvényében vizsgálja (*Becker, 1975; Mincer, 1974*).

A becslések függő változója az egyének vonatkoztatási hónapban realizált nettó órakeresetének természetes alapú logaritmusa (a változók átlagait és szórásait a 12. táblázatban láthatjuk). Ezt a kérdőívben szereplő nettó havi kereset és a ledolgozott havi munkaidő hányadosaként állítottuk elő. Ez a specifikáció nem számít standardnak az emberitőke-modellek logikájában dolgozó kereseti függvényeknél. Gyakran a nettó vagy bruttó havi kereset természetes alapú logaritmusa a függő változó. Ugyanakkor egyfelől nem mond ellent a kereseti függvények mögött meghúzódó modelleknek, egybevág a hagyományos munkakínálati, illetve -keresleti modellek megközelítésével, végül kiszűri azt az esetleges torzítást, ami abból adódhat, hogy az egyének bizonyos csoportjai, illetve bizonyos munkahelyek esetében a munkaidő szisztematikusan alacsonyabb/magasabb.

12. táblázat: A fontosabb változók átlagai és szórásai

| Megnevezés | Fidév-1 | | Fidév-2 | | Egyesített minta | |
|-----------------------------|---------|--------|---------|--------|------------------|--------|
| | átlag | szórás | átlag | szórás | átlag | szórás |
| Kereset 1 | 5,974 | 0,616 | 6,079 | 0,712 | 6,027 | 0,669 |
| Munkaidő | 4,930 | 0,542 | 4,871 | 0,609 | 4,900 | 0,578 |
| Egyetem | 0,422 | | 0,405 | | 0,413 | |
| Nő | 0,517 | | | | | |
| Kétszakos | 0,165 | | 0,211 | | 0,189 | |
| Beszél angolul | 0,789 | | | | | |
| Beszél németül | 0,539 | | | | | |
| Használja a világhálót | 0,624 | | | | | |
| Fizetett munka | | | 0,330 | | | |
| Költségtérítéses | | | 0,154 | | | |
| Koncentrációs index | 0,858 | 0,081 | 0,851 | 0,172 | 0,855 | 0,135 |
| Szakképzettség | | | | | | |
| Agrár | 0,118 | | 0,094 | | 0,106 | |
| Bölcsész | 0,077 | | 0,115 | | 0,096 | |
| Idegen nyelvi | 0,078 | | 0,066 | | 0,072 | |
| Kis nyelvek és nemzetiségi | 0,003 | | 0,004 | | 0,003 | |
| Testkulturális | 0,013 | | 0,007 | | 0,010 | |
| Informatikai | 0,042 | | 0,063 | | 0,053 | |
| Műszaki | 0,217 | | 0,180 | | 0,198 | |
| Művészeti | 0,017 | | 0,011 | | 0,014 | |
| Egészségügyi | 0,081 | | 0,056 | | 0,068 | |
| Jogi, szociális, igazgatási | 0,026 | | 0,048 | | 0,037 | |
| Közgazdasági | 0,182 | | 0,180 | | 0,181 | |
| Szociális | 0,010 | | 0,019 | | 0,015 | |
| Természettudományos | 0,064 | | 0,055 | | 0,059 | |
| Hullám | | | | | 0,512 | |

Hullám = a 2. felvételnél részt vettek aránya az egyesített mintában.

Kereset, munkaidő természetes alapú log. Kereset: az egyesített mintában 1. hullám keresetei 2000. évi árakon számítva.

A Fidév–1-ben a foglalkoztatottak átlagosan 467, a Fidév–2-ben 621, az egyesített mintában – 2000. évi fogyasztói áron számítva – 566 forint órakeresetre tettek szert. Összehasonlítható órakereseti adatok hiányában nem tudjuk megmondani, hogy ez sok vagy kevés. Nettó havi keresetben mérve az 56 ezer (Fidév–1) és a 66 ezer (Fidév–2) forintos átlagkereset azt jelenti, hogy az 1998-ban végzett pályakezdőink 1999-ben mintegy 11,8 százalékkal, az 1999-ben végzetek pedig 2000-ben 16,5 százalékkal kerestek többet az átlagos magyar munkavállalónál.

Esetünkben az iskolai végzettséget kétértékű változó képviseli, a pályakezdők ugyanis vagy főiskolát, vagy egyetemet végeztek (az egyetemi végzettséggel rendelkezők a minta mintegy 40 százalékát teszik ki). Azt vizsgálhatjuk tehát meg, hogy az egyetemi végzettség a főiskolai végzettséghez képest eredményez-e bérben kifejezett hozadékot, illetve mekkora ennek a mértéke. A munkaerő-piaci gyakorlatot ugyancsak nem a standard módon formulázzuk meg, pályakezdőink ugyanis a szokásos értelemben nem rendelkeznek ilyennel. Ezzel szemben lehetséges, hogy tanulmányaik ideje alatt dolgoztak (*Light*, 2001). Ezt is kétértékű változóval közelítjük, zérus értékre kódoltuk azokat, akik nem dolgoztak rendszeresen felsőfokú tanulmányaik utolsó évében, egyes értéket kaptak azok, akik rendszeresen dolgoztak. Ez utóbbiak aránya a mintában 30 százalék. Ha a tanulmányok idején végzett fizetett munka növeli az egyének emberi tőkéjét, akkor azt várhatjuk, hogy e változó paraméterbecslésének előjele pozitív lesz. Ugyanakkor, ha az emberi tőke előállítására fordított időt és erőforrásokat rögzítettnek tekintjük, akkor lehetséges, hogy a gyakorlati tapasztalatokban megtestesülő emberi tőke növelése csökkenti a felsőfokú tanulmányok ideje alatt felhalmozott összemberi tőke nagyságát is. Ekkor lehetséges, hogy a változó negatív együttthatóbecslést produkál.

A kereseti függvények megformulázásakor szokásos a nem változójának beillesztése is, ami a nők esetleges bérhátrányát mérheti (a Fidév–1-ben a nők aránya 52 százalék). Az irodalomban gyakori az a megoldás, hogy – feltéve, hogy a két nem kereseteit meghatározó tényezők nem egyformán hatnak a keresetekre, magyarán hogy együttthatóik nem azonosak – a kereseti függvényeket a két nemre külön-külön becsülik meg. Itt egy nemet jelző dummy változót használunk (férfi = 1), mert a külön egyenletek becslései alapján úgy láttuk, hogy a nők és a férfiak együttthatói nem különböznek lényegesen egymástól. Ez egyébként pályakezdők esetén nem feltétlenül meglepő; elképzelhető, hogy az életpálya-kereseti különbségek – ha lesznek – egy későbbi időszakban (a házassággal és a gyermekszüléssel összefüggésben) alakulnak ki. Ha a standard eredményt kapjuk, akkor erre az együttthatóra negatív paraméterbecslést várunk. Lehetséges, hogy a nők bérhátránya viszonylag csekély, mert az átmeneti gazdaságokban – legalábbis Közép-Európában, állandó sokaságon mérve – a nők bérhátrányának mérséklődését figyelhetjük meg (*Brainerd*, 2000; *Hunt*, 2002), s nem volna meglepő, ha ez a pályakezdők nemek közötti mérsékelt bérkülönbségeiben is megjelenne.

A fentiek mellett több, a munkaerő-piaci hasznosulás szempontjából, illetve oktatás- és foglalkoztatáspolitikai szempontból fontos tényező hatását is bevontuk az elemzésbe. Megvizsgáltuk, hogy az adott iskolai végzettségi szinttől és a szakkép-

zettségtől függetlenül milyen a nyelvtudás, illetve a számítógépes ismeretek használatának szerepe a keresetek alakulásában. Ha – mint ez feltételezhető – kis, nyitott gazdaságokban a nyelvtudás fontos tényezője a munkaerő-piaci hasznosulásnak, akkor vélhetőleg a nyelvtudás hozama pozitív. Itt két dummy változót használunk (beszél németül, beszél angolul), s pozitív paraméterbecsléseket várunk. A számítógépes ismeret ugyancsak olyan általános készséget jelent, amit a munkáltatók bérprémiummal jutalmazhatnak (A változó ugyancsak dummy: munkavégzéskor rendszeresen használja-e a világhálót).

Heterogén munkahelyek és szaktudás esetén oktatáspolitikai szempontból nem érdemtelen, hogy a végzeteknek munkaerő-piaci szempontból mennyire diverzifikált a tudásuk, azaz a diplomákban megtestesülő tudás a foglalkozások milyen széles körében értékesíthető, és a tudás diverzifikáltságának foka milyen mértékben és irányban befolyásolja a kereseteket. Ezt két változóval próbáltuk közelíteni. Egyfelől egy kétértékű változót használunk, ami azt méri, hogy a pályakezdőnek egy vagy két szakképzettsége van-e (egy szakképzettsége van = 0, két szakképzettsége van = 1). Másfelől egy olyan koncentrációs indexet illesztünk be, ami azt méri, hogy adott szakképzettséggel a pályakezdők hány foglalkozásban tudnak elhelyezkedni. A változó magasabb értékei azt jelzik, hogy az adott szakképzettséggel a pályakezdő több foglalkozásban képes elhelyezkedni. Ha viszonylag kevés e foglalkozások száma, akkor az egyén szűkebb, ha viszonylag sok, akkor szélesebb specializációval (szakképzettséggel) rendelkezik. A kérdés az, vajon a kereseti többlethozamok szempontjából a szűkebb vagy szélesebb specializáció az előnyösebb. Ha a problémát illeszkedési (*matching*) problémaként fogjuk fel, akkor a szűkebb specializációval viszonylag kevés foglalkozás esetén valósulhat meg a jó illeszkedés. Ha megvalósul, akkor ez vélhetőleg magasabb bérekkel jár együtt, viszont e foglalkozások megtalálása viszonylag költséges, illetve aktuálisan az üresedések száma viszonylag alacsony lehet. Szélesebb specializációval viszonylag sok foglalkozásban helyezkedhet el az egyén, viszont az illeszkedés kevésbé lesz jó, mint azoknak a szűkebb specializációval rendelkezőknek az esetében, akik megtalálják a specializációjuknak megfelelő munkahelyet. Ha a változó együttthatóbecslése pozitív, akkor ez azt jelenti, hogy bérnyereségben mérve a szűkebb specializációval rendelkezők járnak rosszabbul – mert kevésbé találják meg a számukra megfelelő munkahelyeket. Ha negatív, akkor a szélesebb specializációval rendelkezők járnak rosszabbul, mert ugyan több foglalkozásban képesek elhelyezkedni, de a viszonylag széles specializáció következtében az illeszkedés nem lesz túlságosan jó.

Az átalakulást kísérő oktatáspolitikai viták egyik fontos pontja az úgynevezett költségtérítéssel képzés, azaz a költségtérítéssel helyen végzett tanulmányok révén szerzett ismeretek minősége. Lehetséges, hogy a költségtérítéssel képzés munkaerő-piaci eredményei rosszabbak, mint az államilag finanszírozott képzés – elsődlegesen az alacsonyabb felvételi követelmények következtében (*Galasi–Varga, 2002*). Ez az eredmény természetesen nem egyeztethető össze egy beckeri–minceri egyszerű emberitőke-moddellel, hiszen ha az egyén egyenlő eséllyel kerülhet be költségtérítéssel és államilag finanszírozott képzésbe, akkor – mivel a költségtérítéssel képzés közvetlen

költsége *per definitionem* nagyobb – adott egyén csak abban az esetben választ költségterítéses képzést, ha annak életpálya-kereset jelenértékben mért többlethozadéka meghaladja a költségterítéses képzés többletköltségének jelenértékét. Ez pedig csak akkor áll fenn, ha a költségterítéses képzés jobb, a munkaerőpiacon magasabb keresetben realizált minőséget produkál. Ha viszont az egyén különböző esélyekkel kerülhet be a költségterítéses, illetve az államilag finanszírozott képzésbe, akkor lehetséges, hogy a várható életpálya-kereset jelenértéke alapján az egyén költségterítéses képzést, tehát nagyobb költséget és alacsonyabb elhelyezkedéskori bért választ.²⁴ Ha tehát a kétféle képzésbe történő bekerülés esélyei nem különböznek nagymértékben egymástól, akkor azt várjuk, hogy a költségterítéses képzésben résztvevők bére magasabb, ha az államilag finanszírozott képzésbe lényegesen nehezebb bejutni, akkor lehetséges, hogy bérük alacsonyabb lesz, mint az államilag finanszírozott képzésben résztvevőké.

Pályakezdők esetében bizonyosan nem közömbös, hogy milyen specializációt szereztek, ezért az egyenletekbe magyarázó változóként a specializációt is beillesztjük.

Az egyéni szintű változók mellett néhány, a területi, illetve a foglalkozási piacok aktuális állapotát jelző változót is használunk. Ezek: kistérségi munkanélküliségi ráta (Foglalkoztatási Hivatal), a munkahely településén az egy főre jutó személyi jövedelemadó (T-STAR), a munkahely településén a log medián bruttó bér (bértarifa-felvétel), foglalkozás havi átlagos keresetének természetes alapú logaritmus (bértarifa-felvétel), adott foglalkozás átlagos állásmegtartási valószínűsége (munkaerő-felvétel, negyedévközi állásmegtartási ráták).

Ökonometriai megfontolásokból magyarázó változóként a becslésben az egyének havi munkaidejének természetes alapú logaritmusát is szerepeltetjük.

Az itt felsorolt változók nem mindegyike áll rendelkezésre mindkét mintában. A Fidév–1-ből ismerjük a megkérdezettek nemét, azt, hogy két szakot végzett, vagy sem, a nyelvtudásra és a számítógépes ismeretekre vonatkozó változót. A Fidév–2-ben van információ a tanulmányok során végzett fizetett munkáról, a költségterítéses képzésről, valamint az elhelyezkedők foglalkozási koncentrációjáról.

Az egyesített mintában – a két időpont között esetlegesen bekövetkezett változások hatásának kiszűrése céljából – egy dummy változót is szerepeltettünk, amely azt mutatja meg, hogy az adott egyén a Fidév–1-ben vagy a Fidév–2-ben szerepelt-e. A dummy tartalmilag is fontos információt hordozhat, amennyiben együttthatóbecslése

24 Könnyen belátható, hogy a költségterítéses képzés magasabb és alacsonyabb bérekkel is együtt járhat. Vegyünk egy egyént, aki költségterítéses és államilag finanszírozott képzés közül választhat.

$$\text{A döntési problémája: } \sum_{i=k}^T \frac{(1-p)W_{CP} - pW_{SF}}{(1+i)^i} \geq \sum_{i=1}^{k-1} \frac{C_{CP} - C_{SF}}{(1+i)^i}, \text{ ahol } C_{CP} \text{ és } C_{SF} \text{ a költségterítéses,}$$

illetve az államilag finanszírozott képzés költsége. W_{CP} és W_{SF} az éves kereset, p az államilag finanszírozott képzésbe kerülés valószínűsége. t életpályaidő, az egyén $k-1$ évet tölt tanulással és $k-T$ időt a munkaerőpiacon, i az egyéni leszámítolási láb. Mivel $C_{CP} > C_{SF}$, az egyén akkor választ költségterítéses képzést, ha $(1-p)W_{CP} > W_{SF}$. A kétféle képzés révén realizálható kereset egymáshoz viszonyított nagysága ekkor p -tól is függ (Galasi–Varga, 2002).

szignifikáns. Ekkor azt mutatja meg, hogy az első és a második felvétel időpontja között kimutatható-e olyan változás, ami arra utal, hogy a későbbi időpontban a korábbihoz képest a pályakezdők munkaerő-piaci lehetőségei – keresetben mérve – javultak vagy romlottak.

Becslési stratégia

A kereseti függvények becslésekor számos probléma merül fel, amiknek a figyelmen kívül hagyása torzított együtthatóbecslésekhez vezethet. Az együtthatók szisztematikus torzításának problémájával legalább két kutatási terület foglalkozik. Az egyik az emberitőke-modell szellemében dolgozó, az iskolázás megtérülését vizsgáló munkák, a másik a munkakínálati modellek empirikus elemzése.

Az iskolázás megtérülését vizsgáló munkák különösen az iskolai végzettség endogenitására hívták fel a figyelmet (*Card, 1998*). Ez elsősorban azzal függ össze, hogy az iskolai végzettséget számos, meg nem figyelt, tehát a becsléskor kihagyott tényező befolyásolhatja. Egyszerű emberitőke-modellben elgondolva, az egyének meg nem figyelt jellegzetességei mind leszámítolási rátákat, mind az iskolába járás költségeit, mind egyéni termelékenységüket befolyásolhatják (például képességek, készségek, a család anyagi viszonyai), s a kihagyott változók miatt az iskolai végzettség „igazi” hozadéknál magasabb, illetve alacsonyabb bérnyereséget mérhetünk, ha a becslést egyszerű OLS-sel végezzük el. A hetvenes évek végi, illetve a nyolcvanas évek eleji irodalom elsősorban a képességtorzításra koncentrált (*Willis–Rosen, 1979; Maddala, 1983*), egy egyszerű kezelési hatás vagy képességtorzítási modellben azt prognosztizálta, hogy OLS-sel az iskolai végzettség hozadékát túlbecsüljük, mert a tehetségesebbek szereznek magasabb iskolai végzettséget, tehát a nagyobb kereseti prémium a részben a jobb képességeknek tudható be. A paramétertorzítás azonban, mint az újabb irodalomban többen rámutattak (*Card, 1998; Bound–Solon, 1999*) ellenkező irányú is lehet. Például ha a termelékenyebb lehetséges munkavállalók diszkontrátája magasabb – mert alacsonyabb iskolai végzettséggel is viszonylag magas keresetet várnak –, ezért alacsonyabb iskolai végzettséggel is beérik. Ekkor OLS-sel a az iskolai végzettség hatását alulbecsüljük, hiszen a magasabb iskolai végzettség alacsonyabb potenciális termelékenységgel párosul. Hasonló hatása lehet annak, ha a gazdagabb családokból származó egyének tovább járnak iskolába, mert számukra az iskolázás (mondjuk elszalasztott jövedelemben vagy fogyasztásban mérve) alacsonyabb veszteségeket jelent, illetve mert könnyebben/olcsóbban képesek az oktatást finanszírozó többleterőforrásokhoz jutni.

A munkakínálati modellek irodalmából a munkaidő és a kereset szimultaneitási problémáját emeljük ki (*Killingsworth, 1983, Mroz, 1987*). Ha a munkavállalók órakereseti–munkaidő csomagokat választanak, akkor a kereseti függvény egy kétegyenletes probléma része (kereseti egyenlet és munkaidő-egyenlet). Mindkét egyenletben magyarázó változóként szerepel a másik egyenlet függő változója, ezért e magyarázó változók endogének, az OLS-becslés tehát torzított lesz. Minthogy itt a kereseti függ-

vényre koncentrálunk, a munkaidő-egyenletet nem becsüljük meg, a kereseti függvény becslésekor ugyanakkor a szimultaneitást figyelembe kell vennünk.

Az iskolai végzettség hozadékának becslési torzítását a mostanában népszerű instrumentális változó (IV) alkalmazásával kísérreljük meg kiküszöbölni, amely számos esetben meggyőző eredményekhez vezet (*Bedi–Gaston, 1999; Brunello–Miniaci, 1999; Levin–Plug, 1999*). A szimultaneitási probléma ugyancsak kezelhető instrumentumokkal, ugyanis a kereseti függvény háttérében meghúzódó kétegyenletes strukturális modellből következően a munkaidő változója endogén.

A problémát a legegyszerűbben egy olyan redukált formájú modellel ragadhatjuk meg, amelynek függő változója az egyén nettó órakeresetének természetes alapú logaritmus, magyarázó változói közül kettő endogén – az iskolai végzettség és a munkaidő. Az itt alkalmazott eljárás a következő. A foglalkoztatottakra – pontosabban azokra a foglalkoztatottakra, akiknek van kereseti és munkaidőadatuk – kereseti egyenletet becsülünk 2SLS-sel, amelyben exogén magyarázó változóként szerepel a szelekciós korrekciós változó, endogén magyarázó változónak tekintjük az iskolai végzettséget és a munkaidőt. Ahhoz, hogy a modell éppen identifikált legyen, két instrumentumra van szükségünk.

Az iskolai végzettség instrumentumaként egy olyan változót használtunk, amely azt méri, hogy az egyéneinket melyik évben vették fel a felsőoktatási intézménybe. A mintáink felsőoktatási kiáramlási minták, tehát az adott évben végzetek mintái, ugyanakkor a beáramlás elég széles időszámban figyelhető meg (8-10 év), a szóban forgó időszakban a felsőoktatás létszáma jelentősen emelkedett, mégpedig olyan módon, hogy számos új képzési forma, illetve intézmény jött létre, s elsődlegesen a főiskolai képzést nyújtó férőhelyek száma nőtt. A változó tehát a főiskolai/egyetemi képzésbe kerülés esélyének időbeli változását mutatja meg: minél később kerül be a felsőoktatásba az egyén, annál kisebb eséllyel kerül egyetemi szintű képzésbe. Ha feltevéseink helyes, akkor a bekerülési időpont negatívan korrelál az egyetemi végzettséggel.

A munkaidő instrumentumaként olyan változót használunk, ami azt méri, hogy egyénünk szakképzett pedagógusként dolgozik-e vagy sem. Ez a változó feltevéseink szerint a pályakezdők munkakínálatot alakító preferenciaeltéréseinek fontos vonatkozását ragadja meg. A magyar felsőoktatásból kikerülőket jelentős része tanári képezéssel rendelkezik. Az ilyen képezéssel rendelkezők jelentős része (mintáinkban közel fele) viszont olyan munkakörökben helyezkedik el, amely nem igényel tanári képezést. Ennek egyik lehetséges oka, hogy a tanári (nettó, havi) fizetések erőteljesen elmaradnak egyéb, hasonló képzettséget igénylő foglalkozásokban elérhető keresetekhez képest. Ugyanakkor a szakképzett pedagógusként dolgozók munkaideje lényegesen alacsonyabb, mint a más foglalkozásban dolgozóké (az egyesített mintáinkban a szakképzett pedagógusként dolgozók átlagos havi munkaideje az adott hónapban 90, a másik csoporté 147 óra). Ha a viszonylag alacsony havi kereseteket órakeresetté alakítjuk át, akkor azt látjuk, hogy a két csoport átlagos nettó órakeresete lényegében azonos (az egyesített mintában a szakképzett pedagógusok átlagos nettó órakeresete 407,7, a másik csoporté 407,3 forint). Ha ehhez hozzátesszük, hogy a szakképzett

pedagógusként dolgozók szabadsága többnyire jelentősen hosszabb, mint a másik csoporté, akkor megkockáztathatjuk azt a kijelentést, hogy e csoport munkavállalással kapcsolatos preferenciái lényegileg különböznek a másik csoportétól: adott órakereset mellett lényegesen kevesebbet hajlandók dolgozni. Ha ez a feltevésünk helyes, akkor a szóban forgó instrumentum és a munkaidő között erős negatív korrelációnak kell fennállnia.

Az instrumentális becslés kapcsán ellenőriztük, hogy instrumentumaink érvényesek-e, illetve hogy potenciálisan endogén magyarázó változóink endogének-e. Adott instrumentumot akkor tekintünk érvényesnek, ha a potenciálisan endogén változókat (iskolai végzettség és munkaidő) függő változóként, az exogén változókat pedig magyarázó változóként tartalmazó OLS-becslés révén – a hibatag heteroszkedaszticitása miatt robusztus standard hibákat és *t*-statisztikákat használva – az instrumentumokra nullától jelentősen különböző együtthatóbecslést kapunk, tehát ha az egyenletben az instrumentumoknak a potenciálisan endogén változókra mért parciális hatása nem zérus. A becslések ebből a szempontból sikeresnek bizonyultak. Minden lefuttatott modellben erőteljesen szignifikáns *t*-értékeket kaptunk. A változók endogenitásának ellenőrzésére *Wooldridge* (2002, 121. o.) – több endogén változó és heteroszkedasztikus reziduum esetére – egy regressziós típusú Hausman-próbát javasol, amely a következőképpen fest: 1. minden egyes potenciálisan endogén változóra OLS-regressziót futtatunk le; 2. ezeknek a regresszióknak a hibatagjaival és a többi magyarázó változóval OLS-regressziót futtatunk le a becslési kívánt modell függő változójára; 3. a hibatagokra kapott együtthatóbecslések együttes szignifikanciáját vizsgáljuk meg *F*-próbával. Ha a hibatagok együtthatóbecslése együttesen szignifikáns, akkor nem vethetjük el a változók endogenitását. E próba eredménye is alátámasztja feltevésünket, a választott specifikációk mellett igen nagy valószínűséggel elvethetjük azt a hipotézist, hogy ezeknek az együtthatóknak az együttes értéke zérus. (A próbák eredményeit az *F13–F17. táblázat* tartalmazza).

A modellt 2SLS-sel és OLS-sel becsüljük. Az OLS-becslést mindenképpen célszerű elvégezni, ehhez képest tudjuk értelmezni, hogy a 2SLS-becslés melyik irányban korrigálja a feltételezett torzítást.

A becslések reziduumaik heteroszkedasztikusak, ezért a becslőfüggvényt ennek megfelelően választjuk meg (White-, Huber- vagy robusztus becslőfüggvény).

Eredmények

Nézzük most meg eredményeinket! (A teljes modellbecsléseket a Függelék *F13–F17. táblázata* tartalmazza). Vizsgáljuk meg először az iskolai végzettség változóját! E paraméterbecsléseket tartalmazza a *13. táblázat*. Először, a változó minden modellben és mintában szignifikáns és pozitív, azaz az egyetemi végzettség többlet hozadékot jelent a főiskolai végzettséghez képest. Az 1998-ban végzettek esetében az OLS alapján azt mondhatjuk, hogy az egyetemi végzettség 11,3 százalékos többlet keresetet eredményez. 2SLS-sel becsülve az együtthatóra ennél lényegesen magasabb értéket kapunk (31,0 százalékos). Hasonló a helyzet a *Fidév–2* (12,1 százalékos és 24,4 száza-

lék), valamint az egyesített minta (14,3 százalék és 29,8 százalék) esetében. Ez nem meglepő eredmény, számos instrumentális becslés az OLS-nél lényegesen magasabb (Card, 1998, Trostel–Walker–Woolley, 2002) hozadékot produkált.

13. táblázat: Az egyetemi végzettség többletérhoza (százalék)

| Megnevezés | Fidév-1 | Fidév-2 | Egyesített |
|------------------------|---------|---------|------------|
| <i>Alapmodell</i> | | | |
| OLS | 16,8 | 12,5 | 14,2 |
| 2SLS | 20,7 | 28,1 | 21,7 |
| <i>Bővített modell</i> | | | |
| OLS | 14,5 | 12,1 | |
| 2SLS | 24,9 | 31,0 | |

Ezt az eredményt a beckeri–mincer modellben maradva többféleképpen magyarázhatjuk. Az egyik lehetséges magyarázat az, hogy a nagyobb termelékenységű egyének a főiskolai végzettség mellett is magas keresetekre számíthatnak, s ezért a további iskolába járás nem elég vonzó, következésképpen szubjektív időpreferencia-rátájuk – azaz a jelenérték-számításnál használt diszkontláb – magas, ezért szisztematikusan alacsonyabb iskolai végzettség megszerzése mellett döntenek. Emiatt az OLS-sel – mivel ezt a tényezőt nem tudjuk kezelni – a magasabb iskolai végzettség többletérhozákat alulbecsüljük, a 2SLS-sel becsült együttható viszont ezt a problémát kiküszöböli, ezért magasabb együtthatóértékekhez vezet (14. táblázat).

14. táblázat: Fontosabb együtthatóbecslések; bővített modell; 2SLS

| Megnevezés | Fidév-1 | | Fidév-2 | |
|------------------------|-------------|---------|-------------|---------|
| | koefficiens | t-érték | koefficiens | t-érték |
| Nő | -0,015 | 0,56 | | |
| Beszél angolul | 0,059 | 2,32 | | |
| Beszél németül | 0,040 | 1,76 | | |
| Használja a világhálót | 0,064 | 2,25 | | |
| Fizetett munka | 0,068 | | 1,26 | |
| Költségtérítéses | 0,436 | | 0,53 | |
| Kétszakos | 0,097 | 2,96 | -0,021 | -0,64 |
| Koncentrációs index | -0,519 | -1,83 | 0,643 | 2,10 |

Becslésünk nem támasztja alá azt a feltételezést, hogy a pályakezdők keresetének alakulásában a szokásosan figyelembe vett (iskolai végzettséggel mért) iskolai tudástőke mellett a tanulmányok idején felhalmozott munkaerő-piaci gyakorlat révén generált gyakorlati tapasztalati tőke is szerepet játszik.

Oktatáspolitikai szempontból fontos eredmény az is, hogy a tipikus pályakezdő keresete (nettó órakeresete) nem lesz sem magasabb, sem alacsonyabb, ha költségtérítéses, mint akkor, ha államilag finanszírozott képzésben vesz részt.

A szakképzettség munkaerő-piaci értékesítésének rugalmasságát, azaz a tudás diverzifikációjának a keresetre gyakorolt hatását két változóval mértük. Az egyik egy kétértékű változó volt, ami azt mutatta meg, hogy az egyén felsőfokú tanulmányai

révén egy, illetve két szakképzettséget szerzett-e. A becslés alapján úgy tűnik, hogy a két szakképzettséggel rendelkezők az első felvételen szignifikáns kereseti előnyre rendelkeznek, a másodikban viszont ilyen előnyt nem találunk. A másik változó (foglalkozási koncentráció) azt mutatta meg, hogy a felsőfokú tanulmányok révén megszerzett szakképzettség mennyire szűk, illetve széles specializációt jelent, azaz a diplomával hány foglalkozásban lehet elhelyezkedni. A változó együttthatóbecslése a második felvételen szignifikáns, előjele pozitív, tehát több foglalkozásban való elhelyezkedési lehetőség, azaz viszonylag széles specializáció mellett az egyén magasabb bérre számíthat. Ez azt is jelenti, hogy a szűkebb specializációval rendelkező pályakezdekők kevésbé képesek kihasználni a szűkebb specializációból fakadó jobb illeszkedés lehetőségét, illetve kevésbé képesek ezzel összefüggő bérprémium realizálására. Tehát adott szakképzettség munkaerő-piaci hasznosulása szempontjából előnyösebb a szélesebb, azaz viszonylag nagyszámú foglalkozásban, viszonylag rosszabb illeszkedéssel együtt járó szakképzettség megszerzése. Az első felvételen erre az együttthatóra nem kaptunk szignifikáns becslést.

További fontos változó a nem, itt nem látunk kereseti lemaradást a nők esetében. Ha az egyén képes arra, hogy munkájában rendszeresen használja a világhálót, akkor mintegy 6 százalék órakereseti többletre számíthat. A becslés alapján nem vethetjük el azt a hipotézist, hogy az angoltudás érzékelhető kereseti előnnyel jár együtt.

Felsőfokú végzettségű pályakezdekők munkaerő-piaci képzése

A munkaerő-piaci képzés mind a munkaerőpiac, mind az oktatási rendszer működése szempontjából fontos szerepet tölt be. Jelentőségét a munkaerőpiac működését tanulmányozó, az emberitőke-elmélettel foglalkozó kutatók már igen korán felismerték (fontosabb elméleti összefoglaló munkák: *Becker*, 1962, 1975; *Hashimoto*, 1981; *Parsons*, 1990; *Stevens*, 1994).

A munkaerő-piaci képzés a gyors munkahely-szerkezeti átalakulással kísért gazdasági átmenet időszakában még inkább felértékelődött, különösen a munkaerőpiacra lépő fiatal munkavállalók esetében. Az oktatási rendszerből kilépést követően igen sok pályakezdő fiatal ismét tanulni kezd, s ennek révén további tudásra, illetve készségekre tesz szert – nagy mértékben a munkájában/állásában vagy a munkaerőpiacon általában hasznosítható többletismeretekhez jut. A képzés hozzájárulhat munkahelyi termelékenységük emelkedéséhez, jobban illeszkedő munkahely–munkavállaló párok kialakulásához, jobb és stabilabb állások megszerzéséhez, illetve megtartásához.

Ebben a tanulmányban a probléma két elemét vizsgáljuk. Egyfelől arra keresünk választ, hogy az iskolázottsági szint milyen mértékben és milyen irányban befolyásolja a munkaerő-piaci képzésbe kerülés valószínűségét, valamint a képzés hosszát. Másfelől a képzési költségek munkavállaló és munkáltató közötti megosztását meghatározó tényezőket elemezzük.

A képzési valószínűség, illetve képzéshossz, valamint az iskolai végzettség kapcsolatának iránya nagy jelentőségű az egyének közötti, az induló és az életpályán

felhalmozott emberi tőkében mutatkozó különbségek szempontjából. Ha az (induló) iskolai végzettség és a képzés közötti kapcsolat pozitív irányú, vagyis ha a magasabb (induló) iskolai végzettségű munkavállalók nagyobb eséllyel és hosszabb ideig vesznek részt képzésben, akkor az induló emberi tőkében mutatkozó különbségek az életpálya későbbi szakaszaiban fokozódnak, tehát az egyébként is alacsonyabb (induló) iskolai végzettségű munkavállalók képzés révén kisebb mértékben képesek munkaerő-piaci helyzetük javítására. Ha a kapcsolat negatív, akkor az induló alacsony iskolai végzettségből fakadó hátrány munkaerő-piaci képzés segítségével az életpálya későbbi szakaszaiban mérsékelhető vagy behozható.

A téma elméleti irodalma nem ad egyértelmű választ az iskolázottság és a képzés kapcsolatának irányára nézve. Ez nem nagyon meglepő, mert különféle feltevések és specifikációk mellett a modellek előrejelzései eltérhetnek. Egyszerű rövid távú modellben elgondolva, ahol a profitmaximalizáló munkáltató számára a képzés célja a munkavállaló aktuális (belépéskori) termelékenység és a munkahely által megkövetelt rögzített (adott) termelékenységi követelmények közötti eltérés mérséklése vagy megszüntetése, a munkáltató a magasabb iskolai végzettségű munkavállalónak kisebb valószínűséggel ajánl munkaerő-piaci képzést, illetve a képzésbe kerülő magasabb iskolai végzettségű munkavállalónak rövidebb időtartamú képzést ajánl feltéve, hogy magasabb iskolai végzettség nagyobb belépéskori termelékenységet jelent. Ebben az esetben a kapcsolat pozitív.

Ha a problémát hosszú távú modellben gondoljuk el, ahol az iskolázottabb munkavállalók tanulási képességei jobbak, tehát esetükben alacsonyabb a képzés határköltsége és/vagy magasabb a képzés hozadéka, az eredmény a magasabb iskolázottságú munkavállalók magasabb képzési valószínűsége, illetve hosszabb képzési időtartama lesz. A problémát tovább bonyolítja, ha a modellek megkülönböztetik egymástól az iskolázáshoz kapcsolódó és a munkahely-specifikus képességeket, készségeket (például *Belzil–Hansen*, 2002). Ha az egyéneknek adott iskolai végzettség mellett eltérő mértékűek a munkahely-specifikus készségei, képességei, illetve a munkahelyi követelmények a kétféle képesség különböző kombinációit testesítik meg, az iskolai végzettség és a képzés közötti kapcsolat pozitív és negatív is lehet.

Az empirikus eredmények (*Lillard–Tan*, 1992; *Lynch*, 1992; *van Smoorenburg–van der Velden*, 2000; *Goux–Maurin*, 2000; *Ariga–Brunello*, 2002; *Garcia–Arkes–Trost*, 2002) is hol negatív, hol pozitív, hol negatív és pozitív kapcsolatra utalnak, s a kapcsolat erőssége ugyancsak változó. *Van Smoorenburg–van der Velden* (2000) például holland pályakezdők képzési valószínűségét vizsgálva amellest érvel, hogy magasabb iskolázottság jobb képességeket implikál, ami csökkenti adott munkaerő-piaci képzés költségét, ezért az iskolai végzettség és a képzési valószínűség közötti korreláció pozitív. Empirikus eredményeik – bármely modellspecifikáció mellett – alátámasztják e feltevésüket.

Lillard–Tan (1992) szerint a kérdéses összefüggés nem független az iskolai végzettség szintjétől: 16 vagy kevesebb év iskolai végzettség mellett magasabb iskolai végzettség nagyobb képzésbe kerülési valószínűséggel jár együtt, ha azonban az

egyén ennél hosszabb ideig járt iskolába, a képzésbe kerülés valószínűsége alacsonyabb lesz. *Ariga–Brunello* (2002) modelljében magasabb iskolai végzettség jobb tanulási készségeket jelenthet, ami csökkenti a képzés határköltségét, ezért az iskolázottabb munkavállalót a munkáltatók többször/inkább képzik, ugyanakkor lehetséges, hogy az iskolázottabb munkavállalók kevesebb képzésben részesülnek, mert képzésük határköltsége magasabb a munkavégzéshez szükséges gyengébb képességeik és/vagy magasabb képzési alternatív költségeik következtében. Becslésük negatív összefüggést mutatott ki a munka melletti képzés és az iskolázottság között. *Goux–Mourin* (2000) szerint a legkevesbé iskolázottak vesznek részt legkevesbé képzésben, magasabb iskolai végzettség mellett azonban nem volt kimutatható kapcsolat a két tényező között. *Garcia–Arkes–Trost* (2002) kimutatja, hogy a középiskolai végzettséghez képest mind magasabb, mind alacsonyabb iskolai végzettség alacsonyabb képzési valószínűséghez vezet, s hasonló eredményekre jut *Lynch* (1992) is.

A második probléma a képzési költségek munkavállaló és munkáltató közötti megosztása. *Becker* (1962) alapvető modelljében kétféle képzést különböztet meg: teljesen általános és teljesen vállalatspecifikus képzést. A képzés általános, ha a képzés révén a munkavállaló számos munkáltatónál azonos termelékenységgel emelkedést (határterméknövekményt) érhet el. Vállalatspecifikus az a képzés, ami csak adott vállalatban emeli az egyén határtermékét, más vállalatokban nem befolyásolja az egyéni termelékenységet. Minthogy a munkaszerződést mindkét fél egyoldalúan felbonthatja, a képzési költségek megosztása a jövőbeli veszteségekkel kapcsolatos biztosítás elemét viszi a szerződésbe. A modell fontos következménye, hogy általános képzést a munkáltató nem finanszíroz – a munkavállaló ugyanis a képzés révén elérhető termelékenységgel emelkedést más vállalatokban is érvényesítheti –, a vállalatspecifikus képzés költségeit viszont hajlandó teljes egészében fedezni. A nem teljesen specifikus és nem teljesen általános képzések esetében a két fél között költségmegosztásra kerülhet sor. A költségmegosztási probléma egyéb elemei is érdeklődésre tarthatnak számot. Például: hogyan befolyásolja a költségmegosztást a munkavállaló első periódusbeli iskolai végzettsége és munkaerő-piaci tapasztalata, a képzés után a munkavállalónak fizetett bér, valamint a képzés összköltsége.

Ebben a fejezetben is a Fidév-kutatás adataira támaszkodunk (pontosabban a második hullám adataira, amely a felsőoktatás nappali tagozatán 1999-ben végzett fiatalok 2000 szeptemberében megfigyelt munkaerő-piaci státusáról nyújt információkat). Itt kizárólag a formális képzést vizsgáljuk – a munkavégzés közbeni „automatikus” tanulásról nincsenek információink, továbbá nem tudunk különbséget tenni a munka közbeni és a munka utáni képzés között.

Adatbázis, becslési eljárás, empirikus specifikáció

A mintában felsőfokú végzettségű pályakezdő munkavállalók találhatók. Mintegy 53 százalékuk vett részt valamilyen képzésben, s a képzésben résztvevők átlagosan 61 napot töltöttek képzéssel a végzés időpontja és 2000 szeptembere között. A minta reprezentatív az 1999-ben a felsőoktatás nappali tagozatán végzett, 2000-ben fog-

lalkoztatott népességre. A mintát súlyoztuk, ami biztosítja a képzési intézmények és a szakképzettség szerinti reprezentativitást.²⁵ Három egyenletet becsülünk: a képzési valószínűség, a képzéshossz, valamint a képzésiköltség-megosztás egyenletét.

A képzési valószínűség egyenletében – mint az irodalomból láttuk – kulcsváltozó az emberi tőke. A standard minceri emberitőke-modell szellemében (*Mincer*, 1974) két komponense van: az iskolába járás révén és a munkaerő-piaci tapasztalat révén felhalmozott emberi tőke. Az első alkotórészt a munkavállaló legmagasabb iskolai végzettségével közelítjük, ami mintánk sajátosságaiból adódóan kétértékű változót eredményez (egyetemet végzett = 1, főiskolát végzett = 0). A második alkotórész az iskolai tanulmányok ideje alatt felhalmozott munkaerő-piaci tapasztalat, amit ugyancsak kétértékű változóval közelítünk (végzett-e rendszeresen fizetett munkát tanulmányai utolsó évében? igen = 1, nem = 0). A mintánkban szereplő munkavállalók aránya csaknem negyven százalék, s csaknem egyharmaduk rendelkezik munkaerő-piaci tapasztalattal.²⁶

A képzési valószínűség egyenletének becslésekor felmerül a mintaselektációs torzítás problémája, hiszen a munkavállalók a felsőfokon végzettek vélhetőleg szelektált (nem véletlen) mintáját alkotják. Ennek kiküszöbölése az egyenletet mintaselektációs probittal becsültük (*Maddala*, 1983), amely két egyenletet tartalmaz: a munkaerő-piaci részvétel és a képzési részvétel egyenletét. A munkaerő-piaci részvétel egyenlete a szelektációs egyenlet, amely a szakképzettség szerinti munkanélküliségi ráta változóját is tartalmazza, ami a képzési valószínűség egyenletéből hiányzik. Ha a két egyenlet hibatagjai nem korrelálnak, akkor a mintaselektációs hipotézist elvethetjük, s a problémát egyszerű probittal újrabecslhetjük.

A két emberitőke-változó mellett további két változóval próbáljuk az egyének készségeinek/tudásának heterogenitását megragadni. Az első az egyén szakképzettsége, amit egy sorozat kétértékű változó képvisel (referencia-szakképzettség: tanító és óvodapedagógus). A szakképzettség a készségek és tudás sajátos kombinációja, s a különböző szakképzettségű egyének különböző munkahelyeken eltérő termelékenységet érhetnek el, következésképpen a képzési valószínűséget a szakképzettség is befolyásolhatja. A második az előző két fejezet becsléseiben is használt koncentrációs index, ami azt mutatja meg, hogy adott szakképzettséggel a pályakezdők hány foglalkozásban tudnak elhelyezkedni. Vannak „szűkebb” szakképzettségek, amikkel viszonylag kevés, és „szélesebb” szakképzettségek, amikkel viszonylag sok foglalkozásban lehet elhelyezkedni. Szűkebb specializáció mellett tehát viszonylag nehéz megtalálni a képzettségnek megfelelő állást, szélesebb szakképzettséggel viszont könnyebb. Ha azonban a szűkebb szakképzettséggel rendelkező egyén megtalálja a képzettségének éppen megfelelő munkát, akkor igen jó munkahely–munkavállaló illeszkedés jön létre, s az egyénnek egyáltalán nincs szüksége képzésre, vagy igen

25 A súlyokat az Oktatási Minisztérium által publikált felsőoktatási statisztika alapján készítettük.

26 A változók átlagai és szórásai a Függelék F18. táblázatában láthatók.

csekély képzésre van szüksége, ha viszont nem találja meg, akkor igen sokáig kell képezni ahhoz, hogy a megfelelő követelményeknek eleget tudjon tenni. Szélesebb specializációval az elhelyezkedés könnyebb, ugyanakkor a munkahely–munkavállaló illeszkedés vélhetően nem lesz tökéletes, tehát többnyire valamennyi képzés szükséges a munkahelyi követelmények teljesítéséhez. A becslt együtttható előjele pozitív is és negatív is lehet. Negatív előjel azt jelenti, hogy a szélesebb (szűkebb) szakképzettséggel rendelkező munkavállalók kisebb (nagyobb) valószínűséggel vesznek részt képzésben, azaz a szélesebb (szűkebb) specializáció jobb (rosszabb) munkahely–munkavállaló illeszkedéshez vezet, s vélhetőleg alacsonyabb képzési ráfordítást is jelent. Ha az előjel pozitív, a fentiek ellenkezőjére következtethetünk.

Végül az egyenletben a vállalatméretet is szerepeltetjük kétértékű változók formájában (ezer főnél nagyobb méretű vállalat a referenciakategória). Vannak bizonyos jelek arra, hogy nagyobb vállalatok nagyobb mértékben képzik munkavállalóikat, mint a kisebbek (*van Smoorenburg–van der Velden*, 2000), ami egyebek mellett annak tudható be, hogy nagyobb vállalatok számára alacsonyabb lehet a képzés vásárlásának, illetve a magának a képzésnek a fajlagos költsége, továbbá hogy adott képzési költségek több munkavállaló között oszlanak el.

A képzési időtartam egyenletének függő változója a napokban mért képzési idő természetes alapú logaritmusa. A probléma szerkezete hasonló a képzési valószínűségéhez, az egyenletben ezért ugyanazokat a magyarázó változókat szerepeltettük. Ugyanakkor itt az a kérdés, hogy a képzésbe került munkavállalókat mennyi ideig képzik, ami nem más, mint a képzésre fordított erőforrások mértékét meghatározó tényezők elemzése. Az egyenletet megbecsülhetjük OLS-sel, azonban nagyon valószínű, hogy az iskolai végzettség változója endogén, ami elsődlegesen a munkavállalók meg nem figyelt képesség-, illetve termelékenységbeli heterogenitásából adódhat. Ha az iskolai végzettség és a meg nem figyelt termelékenység/képességek korrelálnak, akkor az OLS-becslés az iskolai végzettség változójára nézve torzított együtttható produkál. A modellt 2SLS-becslőfüggvénnyel és egy instrumentummal becsüljük meg. Instrumentumként az előző fejezetben is használt változót, a felsőoktatási intézménybe kerülés évét (dátumát) használjuk, az érvelés és az instrumentum érvényességét, illetve az iskolai végzettség endogenitását is hasonlóképpen ellenőrizzük, mint az előző fejezetben becslt kereseti függvények esetében.

A költségmegosztás egyenlete többféleképpen becsülhető. Mivel azonban nagyon valószínű, hogy a képzésbe kerülés nem véletlenszerű, ezért a képzési valószínűség egyenletéhez hasonlóan itt is mintaszelekciós probitot használunk, ahol a szelekciós egyenlet a képzési valószínűség egyenlete. Természetesen itt is vizsgálhatjuk a két egyenlet hibatagjainak korrelációját. A becslőfüggvény tulajdonságai következtében a függő változónk kétértékű: a képzést teljes egészében a munkáltató finanszírozta (= 1), nem teljes egészében a munkáltató finanszírozta (= 0). A képzések 46 százalékát mintánkban a munkáltató, 45 százalékát a munkavállaló, illetve családja, a fennmaradó 9 százalékát pedig a munkavállaló és a munkáltató közösen finanszírozta.

A beckeri modell szellemében szükségünk van olyan magyarázó változókra, amelyek a képzés általános/specifikus jellegét ragadják meg. Ismerjük a képzés célját, ami bizonyos megszorításokkal alkalmas lehet a képzés jellegének megragadására (idegen nyelv tanulása, számítógépes ismeretek, az aktuális munkahely betöltéséhez szükséges kiegészítő ismeretek, az aktuális munkahely betöltéséhez szükséges speciális ismeretek, más munkahelyek betöltéséhez szükséges készségek, személyes érdeklődés, törvény által előírt képzés). Egyes célok nem értelmezhetők a vizsgált probléma szempontjából (törvény által előírt képzés), másoknál nehéz eldönteni, hogy általános vagy specifikus képzésről van-e szó (más munkahely betöltéséhez szükséges készségek, személyes érdeklődés). Két képzési célt tekinthetünk általánosnak, azaz olyannak, ami számos vállalatban hasznosítható készségeket nyújt: idegen nyelv tanulása, számítógépes ismeretek szerzése. Ezeket tekintjük általános képzésnek. Szigorúan véve az adatokból nem nyerhető információ arra nézve, hogy képzés vállalatspecifikus-e, néhányfajta képzés azonban munkahely-specifikusnak tekinthető (az aktuális munkahely betöltéséhez szükséges speciális, valamint kiegészítő ismeretek). Ezekben az esetekben érvelhetünk amellett, hogy az így szerzett ismeretek munkahely-specifikusak, s ezért kevésbé hasznosíthatók más vállalatnál, mint az idegen nyelv és a számítógépes ismeretek. Végül a többi képzési célt nem teljesen általános, illetve nem teljesen munkahely-specifikus képzésnek tekintjük. A modellbe az általános és a munkahely-specifikus képzés változóit (kétértékű változók) illesztjük be, referenciaváltozóként a nem teljesen általános, illetve nem teljesen munkahely-specifikus képzést használjuk. Ekkor a beckeri modell szellemében az általános képzésre negatív, a munkahely-specifikus képzésre pozitív együtttható-előjelet várunk.

További magyarázó változónk az iskolai végzettség és a munkatapasztalat – mindkettőt használtuk a két előző egyenletben is. Ha magasabb iskolai végzettség, illetve a munkaerő-piaci tapasztalat jobb képességeket/készségeket, magasabb munkahelyi termelékenységet jelez, akkor a vállalat számára előnyösebb lehet az iskolázottabb és tapasztaltabb munkavállalók képzési költségeinek nagyobb mértékű fedezése. Ugyancsak szerepeltetjük az egyenletben a képzés utáni béreket (nettó havi kereset, természetes alapú logaritmus). Magasabb képzés utáni bérek növelik a munkáltató képzés utáni költségeit, tehát adott képzés utáni termelékenység mellett profitja csökken. Ez arra ösztönözheti a munkáltatót, hogy veszteségeinek minimalizálása céljából csökkentse a képzés költségeiben való részvételét. Ugyanakkor a magas bérek azt is jelezhetik, hogy a munkáltató adott képzés mellett jelentős termelékenységemelkedésre számít, s minél jelentősebb a termelékenység várható emelkedése, a munkáltatónak annál inkább érdemes emelni a képzési költségből történő részesedését. Az egyenletbe a képzési hossz változóját is beillesztettük, hogy ezáltal a többi változóból kiszűrjük a képzési időtartamok különbségeinek a költségmegosztásra gyakorolt hatását (napokban mérve, természetes alapú logaritmus).

Végül, az előző két egyenlethez hasonlóan a vállalatméretet is szerepeltetjük, s feltételezzük, hogy nagyobb vállalatok nagyobb valószínűséggel fedezik a képzés költségét, mint a kisebbek.

Eredmények

A képzési valószínűség és az időtartam becslési eredményeit a 15. és a 16. táblázatban közöljük. Ami a képzési valószínűséget illeti, a mintaszelektációs probit használata helyesnek tűnik, mert a munkaerő-piaci részvétel és a képzésbe kerülés egyenletének hibatagjai korrelálnak, amint ez a 15. táblázat jegyzetében látható.

15. táblázat: A képzési részvétel valószínűségét meghatározó tényezők, marginális hatások

| Megnevezés | Együttható | Robusztus standard hiba | z | P > z |
|---------------------------|------------|-------------------------|-------|--------|
| Egyetem | -0,030 | 0,041 | -1,90 | 0,058 |
| Gyakorlat | 0,084 | 0,039 | 5,50 | 0,000 |
| <i>Szakképzettség</i> | | | | |
| Mezőgazdasági | 0,215 | 0,162 | 3,37 | 0,001 |
| Bölcsész | 0,215 | 0,141 | 3,88 | 0,000 |
| Idegen nyelvi | 0,189 | 0,149 | 3,21 | 0,001 |
| Kis nyelvek | 0,199 | 0,320 | 1,58 | 0,114 |
| Testkulturális | 0,230 | 0,224 | 2,61 | 0,009 |
| Tanító, óvodapedagógus | 0,000 | 0,000 | 0,00 | 0,000 |
| Informatikai | 0,194 | 0,140 | 3,51 | 0,000 |
| Műszaki | 0,208 | 0,147 | 3,60 | 0,000 |
| Művészeti | 0,055 | 0,265 | 0,52 | 0,602 |
| Egészségügyi | 0,193 | 0,088 | 5,57 | 0,000 |
| Jogi | 0,193 | 0,124 | 3,93 | 0,000 |
| Üzleti/gazdasági | 0,220 | 0,148 | 3,77 | 0,000 |
| Társadalomtudományi | 0,219 | 0,191 | 2,91 | 0,004 |
| Természettudományi | 0,093 | 0,138 | 1,71 | 0,087 |
| Foglalkozási koncentráció | -0,423 | 0,313 | -3,47 | 0,001 |
| <i>Vállalati méret</i> | | | | |
| 10 vagy kevesebb | -0,129 | 0,063 | -5,30 | 0,000 |
| 11-50 | -0,092 | 0,054 | -4,38 | 0,000 |
| 51-100 | -0,093 | 0,059 | -4,08 | 0,000 |
| 101-500 | -0,039 | 0,054 | -1,86 | 0,064 |
| 501-1000 | -0,059 | 0,072 | -2,13 | 0,033 |
| 1000+ | 0,000 | 0,000 | 0,00 | 0,000 |

Becslőfüggvény: mintaszelektációs probit.

Függő változó: az egyén részt vett-e képzésben?

A szelektációs egyenlet: az egyén foglalkoztatott-e (függő változó), iskolai végzettség, munkaerő-piaci gyakorlat, 14 szakképzettség változó, az egyes szakképzettségek munkanélküliségi rátája (magyarázó változók).

Wald-próba (a két egyenlet függetlensége) ($\rho = 0$): $\chi^2(1) = 39,15$ Prob > $\chi^2 = 0,0000$.

Az egyetemi végzettség paraméterbecslése negatív, de csak a $p = 0,1$ szinten szignifikáns, a munkaerő-piaci tapasztalaté szignifikáns és pozitív. Ez arra utal, hogy egyetemi végzettség mellett a képzésbe kerülés esélyei nagyobbak, mint főiskolai végzettség mellett, továbbá a tanulmányok idején felhalmozott munkaerő-piaci tapasztalat nagyobb képzési valószínűséggel jár együtt. Az első eredmény egybevág egy olyan rövid távú és rögzített munkahelyi termelékenységi követelményeket tartalmazó modellel, ahol képzés célja, hogy a munkavállaló képes legyen a munkahely által megkövetelt

termelékenységre, s mivel a termelékenység és az iskolai végzettség között a kapcsolat pozitív, magasabb iskolai végzettség mellett kevésbé van szükség képzésre. A második eredmény arra utal, hogy a munkaerő-piaci tapasztalat jobb tanulási/képzési készségeket jelent, ezért a munkaerő-piaci tapasztalattal rendelkezőket inkább érdemes képezni, mint azokat a munkavállalókat, akiknek nincs ilyen tapasztalatuk.

16. táblázat: A képzés időtartamát meghatározó tényezők

| Megnevezés | Együttható | Robusztus standard hiba | z | P > z |
|---------------------------|------------|-------------------------|-------|--------|
| Egyetem | -0,582 | 0,197 | -2,96 | 0,003 |
| Gyakorlat | -0,096 | 0,092 | -1,04 | 0,298 |
| Szakképzettség | | | | |
| Mezőgazdasági | 1,980 | 0,503 | 3,93 | 0,000 |
| Bölcsész | 2,151 | 0,467 | 4,61 | 0,000 |
| Idegen nyelvi | 1,967 | 0,475 | 4,14 | 0,000 |
| Kis nyelvek | 1,414 | 0,822 | 1,72 | 0,085 |
| Testkulturális | 1,511 | 0,566 | 2,67 | 0,008 |
| Tanító, óvodapedagógus | 0,000 | 0,000 | 0,00 | 0,000 |
| Informatikai | 0,733 | 0,405 | 1,81 | 0,070 |
| Műszaki | 1,412 | 0,456 | 3,10 | 0,002 |
| Művészeti | 0,491 | 0,456 | 1,08 | 0,281 |
| Egészségügyi | -0,379 | 0,218 | -1,74 | 0,082 |
| Jogi | 1,607 | 0,357 | 4,50 | 0,000 |
| Üzleti/gazdasági | 1,256 | 0,458 | 2,74 | 0,006 |
| Társadalomtudományi | 1,338 | 0,517 | 2,59 | 0,010 |
| Természettudományi | 2,128 | 0,439 | 4,85 | 0,000 |
| Foglalkozási koncentráció | -3,663 | 0,946 | -3,87 | 0,000 |
| Vállalatméret | | | | |
| 10 vagy kevesebb | 0,504 | 0,147 | 3,43 | 0,001 |
| 11-50 | 0,334 | 0,135 | 2,48 | 0,013 |
| 51-100 | 0,002 | 0,147 | 0,01 | 0,991 |
| 101-500 | 0,190 | 0,139 | 1,37 | 0,172 |
| 501-1000 | -0,033 | 0,183 | -0,18 | 0,856 |
| 1000+ | 0,000 | 0,000 | 0,00 | 0,000 |
| Konstans | 4,925 | 0,528 | 9,32 | 0,000 |
| N | | | | 2056 |
| F | | | | 7,31 |
| Prob > F | | | | 0 |
| R ² | | | | 0,0626 |

Becslőfüggvény: 2SLS

Függő változó: képzés időtartama (nap, természetes alapú logaritmus)

Endogén változó: egyetem; instrumentum: a felvétel időpontja (év)

Az instrumentum érvényessége: *t*-érték = -16,67

Az iskolai végzettség endogenitása: *t*-érték 2,04 ($p = 0,042$)

A képzéshossz egyenletének becslésékor használt becslőfüggvény (2SLS) ugyancsak korrekt választásnak bizonyult, a megfelelő próbák (az eredmények a 16. táblázat jegyzetében található) mind az iskolai végzettség endogenitását, mind az instrumentum érvényességét igazolták. A két emberitőke-változó közül a munkaerő-piaci tapasztalat

talatra nem kaptunk szignifikáns becslést, az iskolai végzettség változója esetében viszont a kapcsolat erős és negatív. Az egyetemi végzettségű munkavállaló mintegy 44 százalékkal kevesebb időt tölt a képzésben, mint a főiskolai végzettségű.

A többi magyarázó változó közül a foglalkozási koncentrációs index együttható-becslése mind a képzési valószínűség, mind a képzéshossz egyenletében szignifikáns és negatív. Ez azt jelenti, hogy a szűkebb specializációjú munkavállalóknál az illeszkedési probléma erőteljesebben van jelen. E munkavállalók nagyobb valószínűséggel és hosszabb ideig vesznek részt képzésben, mint a szélesebb specializációjú pályakezdők.

Az egyes szakképzettségek képzési valószínűségeire és képzéshosszra gyakorolt hatása eltérő mintákat mutat. A mezőgazdasági, a bölcsész és az idegen nyelvi szak-képzettség jelentős képzésbe kerülési valószínűséggel és hosszú képzési idővel jár együtt. A természettudományi szakképzettséggel alacsony képzési valószínűség és hosszú képzési idő párosul. A műszaki, informatikai és a közgazdasági/üzleti szak-képzettséggel rendelkező pályakezdőkre magas képzésbe kerülési valószínűség és rövid képzési idő jellemző.

A vállalatméret pozitív korrelációt mutat a képzési valószínűséggel – a legtöbb együttható szignifikáns. Ezen túlmenően a kisebb (50 és kevesebb főt foglalkoztató) vállalatoknál a pályakezdők hosszabb időt töltenek képzéssel, mint a nagyobb vállalatoknál.

A költségmegosztási egyenlet becslési eredményeit a 17. táblázatban foglaltuk össze. A mintaszelekciós probit mint becslőfüggvény alkalmazása helyesnek bizonyult (amint ezt a táblázat jegyzetében szereplő Wald-próba eredménye is igazolja).

17. táblázat: A költségmegosztást meghatározó tényezők, marginális hatások

| Megnevezés | dy/dx | Robusztus stan- dard hiba | z | P > z |
|-----------------------------|--------|------------------------------|--------|--------|
| Képzési időtartam | -0,080 | 0,010 | -7,68 | 0,000 |
| Kereset | 0,014 | 0,009 | 1,46 | 0,144 |
| Munkahely-specifikus képzés | 0,034 | 0,016 | 2,21 | 0,027 |
| Általános képzés | -0,048 | 0,019 | -2,48 | 0,013 |
| Egyetem | 0,057 | 0,018 | 3,16 | 0,002 |
| Gyakorlat | 0,006 | 0,015 | 0,37 | 0,711 |
| 10 vagy kevesebb | -0,162 | 0,015 | -11,13 | 0,000 |
| 11-50 | -0,162 | 0,016 | -10,17 | 0,000 |
| 51-100 | -0,125 | 0,016 | -7,90 | 0,000 |
| 101-500 | -0,064 | 0,018 | -3,53 | 0,000 |
| 501-1000 | -0,061 | 0,022 | -2,80 | 0,005 |
| 1000+ | 3590 | | | |
| Wald $\chi^2(11)$ | 227,91 | | | |
| Prob > χ^2 | 0 | | | |

Becslőfüggvény: mintaszelekciós probit.

Függő változó: a munkáltató teljes egészében fedezi a képzés költségeit.

Szelekciós egyenlet: képzési valószínűség egyenlete (16. táblázat).

Wald-próba (a két egyenlet függetlensége) ($\rho = 0$): $\chi^2(1) = 23,41$ Prob > $\chi^2 = 0,0000$.

A munkáltató nagyobb mértékben hajlandó fedezni az egyetemi, mint a főiskolai végzettségű pályakezdők képzését. Ez arra utal, hogy magasabb iskolai végzettség jobb képességeket, tanulási készségeket és magasabb termelékenységet és alacsonyabb képzési határköltséget jelez, ezért a munkáltató számára profitmegfontolásokból előnyös az egyetemi végzettségűek képzésének fedezése. A képzés munkáltató által történő finanszírozása ugyanakkor független a munkaerő-piaci tapasztalattól, és hasonlóképpen nem szignifikáns a képzés utáni bér változójának paraméterbecslése sem. Minél hosszabb a képzés, a munkáltató annál kevésbé hajlandó teljes mértékben finanszírozni, ami úgy értelmezhető, hogy a munkáltató *ex ante* meghatározza a képzés rá jutó összköltségét, s ha a képzés költsége ezt meghaladja, akkor a munkáltató alacsonyabb költségrészesedést vállal. A képzés jellegét mérő változók jól teljesítenek, mindkettő paraméterbecslése szignifikáns, és a várt előjeleket mutatják. A munkáltató kevésbé hajlandó az általános, illetve inkább hajlandó a munkahely-specifikus képzés költségeit teljes mértékben fedezni. Végül nagyobb vállalatok esetében nagyobb valószínűséggel következik be az a helyzet, hogy a képzés teljes költségét a munkáltató fedezi.