

KÖZELKÉP

I. rész
Munkakínálat

Szerkesztette:
GALASI PÉTER

II. rész
Munkaerő-kereslet

Szerkesztette:
KŐRÖSI GÁBOR

Előszó

I. Munkakínálat

1. Bevezetés (*Galasi Péter*)

2. A munkakínálat mint munkaerőpiaci részvétel

2.1. Aktivitás, foglalkoztatottság és munkanélküliség (*Nagy Gyula*)

2.2. Női–férfi munkaerőpiaci részvételi különbségek tényezői (*Galasi Péter*)

3. A munkakínálat mint munkaidő

3.1. Tényleges és szokásos munkaidő 1992 és 2000 között (*Nagy Gyula*)

3.2. Munkakínálati becslések – fizetett/nem fizetett munka és jövedelem (*Galasi Péter*)

3.3. A fizetett és nem fizetett munka értéke (*Galasi Péter–Nagy Gyula*)

3.4. Az effektív munkakínálat becslése, 1998–2000 (*Galasi Péter*)

3.5. A nő–férfi munkakínálati különbségek tényezőkre bontása (*Galasi Péter*)

II. Munkaerő-kereslet

1. Bevezetés (*Kőrösi Gábor*)

2. Munkahely-teremtés és -rombolás

2.1. Ötlet és statisztikai mutatók (*Kőrösi Gábor*)

2.2. Nemzetközi tapasztalatok (*Surányi Éva*)

2.3. Munkahely-teremtés és -rombolás Magyarországon (*Kőrösi Gábor*)

3. A munka mint termelési tényező

3.1. Keresletmodellek (*Kőrösi Gábor*)

3.2. Nemzetközi tapasztalatok (*Kőrösi Gábor–Surányi Éva*)

3.3. Dinamikus munkaerő-keresleti modellek (*Kőrösi Gábor*)

3.4. Dinamikus alkalmazkodás (*Surányi Éva–Kőrösi Gábor*)

3.5. A képzett és képzetlen munka iránti kereslet (*Köllő János*)

3.6. A vállalatok jellemzői (*Kőrösi Gábor*)

ELŐSZÓ

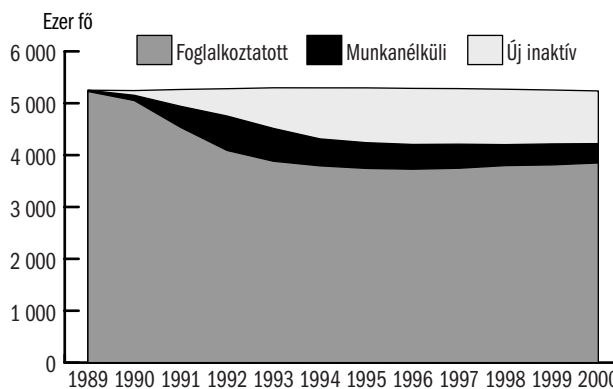
A foglalkoztatottság lassú csökkenése már a nyolcvanas évek közepén megindult, ám bár mértéke akkor még elhanyagolható volt. Ez a visszaesés azonban az 1980-as évek végétől folyamatosan gyorsult, ahogy a szocialista nagyipar és a nagyüzemi mezőgazdaság egy jelentős része válságba került. A mélyponton, 1992-ben, több mint félmillió fővel csökkent a foglalkoztatás, és – ugyan fokozatosan lassuló ütemben – egészen 1996-ig folyamatosan több munkahely szűnt meg, mint amennyi keletkezett. 1996-ban másfél millióval, vagyis közel 30 százalékkal kevesebben voltak állásban, mint 1989-ben. 2000 végére mintegy 120 ezerrel nőtt ugyan a foglalkoztatás, de ez a korábbi munkahely-megszűnési hullámhoz képest csak mérsékelt ütemű növekedés: ez csak mintegy 3 százalékos növekedést jelent. Ugyanebben a négy évben a magyarországinál lényegesen lassúbb gazdasági növekedéssel jellemezhető Európai Unióban több mint 4 százalékkal nőtt a foglalkoztatottak száma.

A munkaerőpiaci helyzet magyarországi alakulása azonban egyáltalán nem tekinthető kivételesnek. A kilencvenes években az átalakuló országok mindegyikében lényegesen csökkent a foglalkoztatás, ám bár jelentősek az országok közötti különbségek. A szovjet utódköztársaságokban többnyire viszonylag több munkahely maradt fenn, míg a közép-európai országokban Csehország kivételével a magyarhoz meglehetősen hasonló folyamatok zajlottak le. Csehországban sokkal lassabban jelent meg a tömeges munkanélküliség; a foglalkoztatási szint lényeges csökkenésére csak a kilencvenes évek második felében került sor. Mára azonban a közép-európai átalakuló országok többségében egymáshoz nagyon hasonló foglalkoztatási arányok alakultak ki: szinte mindegyik országban az aktív korú népesség kicsit több mint felének van állása. Magyarország annyiban azonban lényegesen különbözik a közép- (és részben kelet-) európai országok többségétől, hogy itt az alacsony foglalkoztatási arány viszonylag alacsony munkanélküliséggel párosul. 2001-re Magyarországon lényegesen alacsonyabb volt a munkanélküliség aránya, mint bárhol máshol Közép-Európában.

Az Európai Unió 2000 márciusi lisszaboni csúcsertekezlete azt a célt tűzte ki, hogy a tagországokban az aktív korú népesség 70 százaléka találhason munkát 2010-ben. Már ma elég egyértelműen látszik, hogy a tagországok többsége elmarad ettől a céltől, de Magyarország – több más közép-európai országgal együtt – valószínűleg messze leszakadva követi majd a mai tagországok többségét, legalábbis a jelenlegi foglalkoztatási arányt, valamint az elmúlt évek gazdasági növekedés ütemétől messze elmaradó foglalkoztatás növekedését előrevetítve. Ami azért különösen szomorú, mert 1990-ig a foglalkoztatási arány lényegesen meghaladta a 70 százalékot.

Az 1. ábra a gazdasági aktivitás alakulását mutatja be 1989–2000 között. Az ábrán megjelöltük azt is, hogy mekkora lenne a gazdasági aktivitás (vagyis a foglalkoztatottak és a munkanélküliek együttes száma), ha az aktivitási ráta az 1989-es szinten maradt volna. Az „új inaktív” azok, akik a szocialista gazdaság normális foglalkoztatottsági viszonyai mellett túlnyomó többségükben dolgoznának, ma viszont még munkanélküliként sem jelennek meg a munkaerőpiacon.

1. ábra: A gazdasági aktivitás alakulása 1989–2000 között (1000 fő)



A kilencvenes évek elején tömegessé váló munkanélküliség elsősorban természetesen a súlyos értékesítési válsággal küszködő vállalatok munkaerőkeresletének lényeges csökkenésével és a csődhullámmal magyarázható, ám bár kialakulásában nyilvánvalóan szerepe volt a szocialista gazdaságot jellemző hiánypsichózis megszűnésének is. 1993 után azonban már a munkaerőpiac keresleti és kínálati oldala egyaránt lényegesen átalakult a korábbihoz képest. Kötetünk ezt az átalakulási folyamatot mutatja be; az első rész a kínálat alakulását elemzi, míg a második rész témája a kereslet.

I. MUNKAKÍNÁLAT

1. BEVEZETÉS

GALASI PÉTER

A munkakínálat meghatározása és becslése a munkagazdaságtan fontos területe. A neoklasszikus közgazdaságtan felfogása szerint a kínálat az adott jószágból eladni kívánt mennyiség, eladási szándék. E szándékokat egy kínálati függvény írja le, amelynek – a modellek legegyszerűbb változatában – egyetlen argumentuma van: a jószág egységára. A kínálat tehát az eladásra kínált mennyiség az eladási ár (egységár) függvényében. A munkakínálatra is alkalmazhatjuk ezt a meghatározást. Az eladni kívánt jószág a munka, a kínálat az eladásra kínált munkamennyiség az eladási ár – itt: bér – függvényében. Nem magától értetődő azonban, hogyan mérjük az eladásra kínált munka mennyiségét.

A kínált munka mennyiségének mérése alapvetően kétféleképpen valósul meg. Az első megközelítés szerint a munka kínálata az adott munkaerőpiaci feltételek mellett munkába lépni hajlandó, illetve munkát vállalni kívánó egyének összessége. Ekkor tehát a munkakínálatot főben mérjük. A munkakínálat empirikusan ebben az esetben az aktuálisan munkát végző (foglalkoztatott) és a munkába lépni kívánó, de a megfigyelés időpontjában éppen munkában nem álló egyének (munkanélküliek) összessége. Ez a megközelítés vezet el a különböző részvételi (participációs, foglalkoztatási), illetve munkanélküliségi ráták tanulmányozásához. Az elemzésben itt a hangsúly a megfelelő ráták kiszámításán, illetve időbeli alakulásának vizsgálatán, valamint az egyének részvételi (aktivitási, foglalkoztatási), munkanélküliségi esélyeit meghatározó tényezők vizsgálatán van. Ilyen megközelítés található e fejezet 2.1. és a 2.2. pontjában. A 2.1. pontban a szerző a férfiak és a nők gazdasági aktivitásának, foglalkoztatásának, valamint munkanélküliségének alakulását vizsgálja a kilencvenes években, továbbá az aktivitást és a munkanélküliséget meghatározó tényezőket. A 2.2. pontban egyéni munkaerőpiaci részvételi valószínűségek becslése révén kísérlet történik a férfiak és a nők foglalkoztatási esélyeinek különbségeit befolyásoló

tényezők azonosítására és elemzésére. Ilyen szemléletű munkakínálati elemzésnek tekinthetők az úgynevezett álláskeresési modellek is, ahol a munkakínálat az aktuálisan állást keresők összessége. Ezt a megközelítést leggyakrabban a munkanélküliek álláskeresési magatartásának elemzésében használják, és néhány eredmény megtalálható az előző – 2001-ben megjelent – Munkaerőpiaci tükörben (*Gábor R.–Nagy, 2001*).

A munkakínálat mennyiségének másik meghatározása szerint a kínálat a valamely időegység (nap, hét, hónap, év) alatt ledolgozni kívánt munkaidő. Ebben az esetben az egyének munkakínálatát munkaórában mérjük. A feladat ilyenkor elsődlegesen a munkaórák időbeli ingadozásának – tehát a kínálati alkalmazkodásnak – a vizsgálata vagy pedig a munkakínálatot meghatározó tényezőknek az elemzése. E fejezet 3.1. pontjában a KSH munkaerő-felmérésének 1992–2000. évi adatainak felhasználásával a szerző a szokásos heti munkaidőben mért munkakínálat alakulását vizsgálja a munkavállalók munkaerőpiaci szempontból releváns jegyeinek (nem, iskolai végzettség, életkor stb.) bevonásával. A munkakínálatot ledolgozni kívánt munkaidőként meghatározó elemzés egyik elkülönült iránya a kínálatot befolyásoló – elsődlegesen árjelzés jellegű – tényezők vizsgálata. A hatvanas évek elején indult kutatási irány kezdetben elsődlegesen a bér és a nem munkából származó jövedelem ledolgozni kívánt, munkaidőben mért, fizetett munkakínálatra gyakorolt hatását vizsgálta.¹ Később a kutatások kiterjedtek a munkavállalással összefüggő költségek² fizetettmunka-kínálatra, valamint a bérek és a nem munkából származó jövedelmeknek a nem fizetett munka kínálatára³ gyakorolt hatásának elemzésére is.

A becslések kezdetben egyének munkakínálatának vizsgálatára szorítkoztak, később azonban az egy háztartásban élő egyének munkakínálati alkalmazkodását is elemezték, amikor az egyén nem csupán a saját, hanem a háztartás többi keresőjének a javadalmazását is figyelembe veszi munkakínálata meghatározásakor.⁴ Ilyen jellegű becslések eredményeiről olvashatunk a fejezet 3.2. pontjában, ahol fizetett munka és a nem fizetett munka kínálatának becslési eredményeit ismertetjük. A munkakínálati becslésekre kidolgozott egyszerű modellekből számos irányban ágaztak el a kutatások. Mi három lehetséges alkalmazást mutatunk be. A 3.3. pontban a fizetett és a nem fizetett munka értékét vizsgáljuk munkakínálati modellek segítségével, ahol a fizetett és a nem fizetett havi munkaidő ismeretében a nem fizetett munkaórákhoz bérbeszámítás segítségével fajlagos értékeket (óra-kereseteket) rendelünk, és ezzel lehetőség nyílik a többnyire rejtett – mert nem fizetett – munkakínálat értékének meghatározására. A 3.4. pontban ugyancsak az egyszerű munkakínálati modellek felhasználásával kísérletet teszünk az úgynevezett effektív munkakínálat meghatározására, ami az aktuálisan foglalkoztatott személyek munkakínálatán túlmenően magában foglalja az éppen nem dolgozó, de egy esetleges vagy folytatódó gazdasági

1 A korai eredményeket összefoglalja *Killingsworth* (1983). A későbbi kutatások áttekintését lásd például *Killingsworth–Heckman* (1986) és *Pencavel* (1986).

2 Például *Cogan* (1980).

3 Lásd *Gronau* (1986)

4 Például *Solberg–Wong* (1992), *Apps–Rees* (1988), (1997)

fellendülés esetén valószínűsíthetően munkába lépő egyének munkakínálatát is. Végül a 3.5. pontban megvizsgáljuk a nők és a férfiak munkakínálati különbségeit meghatározó tényezők alakulását az 1992–2001 közötti időszakra munkaóra-egyenletek tényezőkre bontásának segítségével.

2. A MUNKAKÍNÁLAT MINT MUNKAERŐPIACI RÉSZVÉTEL

2.1. Aktivitás, foglalkoztatottság és munkanélküliség⁵

NAGY GYULA

A piacgazdasági átalakulást kísérő súlyos gazdasági visszaesés velejároként Magyarországon a foglalkoztatottság a 1990-es évek elején mintegy háromnegyedére zsugorodott, s jöllehet a korábban foglalkoztatott népesség jelentős része elhagyta a munkaerőpiacot (inaktívvá vált), tömeges munkanélküliség alakult ki. S bár 1994-től a gazdaság lassú növekedésnek indult, a foglalkoztatottság tovább csökkent, és csak 1998-tól tapasztalható valamelyes foglalkoztatásbővülés. Ugyanakkor a munkanélküliség 1993 második felétől folyamatosan mérséklődik, és jelenleg már európai összehasonlításban viszonylag alacsony.

A munkaerő-kereslet drasztikus visszaesése nem egyformán érintette a férfiakat és a nőket. Például a nők gazdasági aktivitása és foglalkoztatottsága lényegesen nagyobb mértékben csökkent, mint a férfiaké, ugyanakkor a munkanélküliség mindvégig a férfiak körében volt magasabb. Az alfejezetben a nők és a férfiak 1990-es évekbeli munkaerőpiaci helyzetének sajátosságait igyekszünk megragadni és megmagyarázni statisztikai adatforrások és kutatási eredmények felhasználásával.

Elsősorban a Központi Statisztikai Hivatal munkaerő-felméréseire támaszkodunk, amelyek sokrétű és a nemzetközi statisztikai szabványoknak megfelelő tartalmú információkat tartalmaznak a lakosság munkaerőpiaci helyzetéről. Ez az adatgyűjtés azonban csak 1992-ben indult, s így a gazdasági átalakulás kezdeti időszakát nem öleli fel. Ezért a foglalkoztatottság és munkanélküliség 1992 előtti alakulásának vizsgálatában az úgynevezett munkaerőmérlegekre kell hagyatkoznunk, amelyek a munkaerő-felmérésektől eltérő fogalomrendszerrel használnak, s viszonylag kevés munkaerőpiaci jellemzőről és csak nagyobb csoportokra összesítve tartalmaznak adatokat.

Először a gazdasági átalakulás nyomán a nők és a férfiak munkaerőpiaci részvételében és foglalkoztatottságában bekövetkezett változásokat, a nők gazdasági aktivitását meghatározó tényezőket s az önfoglalkoztatás és a részidős foglalkoztatás mint sajátos foglalkoztatotti státusok súlyának nemek közötti eltéréseit tárgyaljuk. Másodsor a nők és a férfiak munkanélküliségének jellegzetességeit vesszük szemügyre, és megvizsgáljuk, hogyan befolyásolják a munkanélküliség valószínűségét a nők és a férfiak személyes és

⁵ Az alfejezet Nagy (2000) és (2001) tanulmányai alapján készült.

háztartási jellemzői, továbbá lakóhelyük települési és regionális munkahelyük ágazati összetételének eltérései.

Gazdasági aktivitás és foglalkoztatottság

A gazdasági aktivitás alakulása a nyolcvanas és a kilencvenes években. Az 1. táblázat a gazdasági aktivitás 1980 és 1997 közötti alakulását mutatja be néhány európai országban. Mivel a fiatalok körében országonként jelentősen különbözhet a nappali oktatásban részt vevők aránya, az idősebb korcsoportok aktivitását pedig az öregségi nyugdíj eltérő korhatára befolyásolja, ezért az 1. táblázatban a munkaképes korú népességnek a nappali oktatásban nagyobb létszámban részt vevő 15–24 éves és a nyugdíjba vonulás által érintett 55 éves és idősebb korosztályok nélküli részére számított aktivitási adatokat közlünk.

1. táblázat: A 25–54 éves korcsoport gazdasági aktivitása néhány európai országban 1980 és 1997 között, százalék

Ország	Nők			Férfiak		
	1980	1990	1997	1980	1990	1997
<i>Nyugat-Európa</i>						
Ausztria	60,1	64,0	71,0	95,8	94,3	89,9
Belgium	46,9	60,8	69,7	94,6	92,2	92,1
Dánia	80,4	87,7	81,7	95,3	94,5	92,5
Egyesült Királyság	61,2	72,9	75,0	97,0	94,8	91,6
Finnország	82,7	86,0	85,5	92,2	92,8	91,0
Franciaország	63,8	72,9	77,3	96,5	95,4	94,8
Hollandia	36,7	58,5	68,7	93,1	93,4	88,1
Írország	28,9	45,5	58,4	95,4	91,9	90,5
Norvégia	68,9	79,2	83,3	93,0	92,3	92,6
Olaszország	42,5	53,8	55,1	95,6	94,0	89,1
Portugália	54,1	69,5	75,0	94,4	94,3	92,4
Spanyolország	30,6	46,9	58,1	95,0	94,3	92,6
Svájc	52,1	64,5	76,7	97,7	97,4	97,0
Svédország	82,9	90,8	84,4	95,4	94,7	89,1
<i>Közép-Kelet-Európa</i>						
Csehország	90,9	93,3	82,0	97,4	96,9	95,2
Lengyelország	78,8	79,0	76,5	94,3	93,0	89,4
Magyarország	77,0	79,1	67,2	95,1	93,3	85,0
Szlovákia	84,3	92,6	80,0	96,9	96,8	92,0
Szlovénia	81,0	83,9	82,9	95,0	94,2	89,8

Forrás: az ILO KILM (Key Indicators of the Labour Market) adatbázisa.

1980-ban a kelet-európai országokban – köztük Magyarországon – a nők gazdasági aktivitása láthatólag lényegesen magasabb volt, mint Nyugat-Európában.⁶ A nyolcvanas évtizedben azután mindkét országcsoportban növekedtek, de még 1990-ben is kelet-európai országokban voltak magasabbak a női aktivitási ráták. 1990 és 1997 között viszont a két országcsoportban ellentétes irányú változások következtek be: miközben Nyugaton a női aktivitás tovább nőtt, a kelet-európai országokban visszaesett. A vizsgált országok közül a visszaesés Magyarországon kívül Csehországban és Szlovákiában volt jelentős (11–13 százalékpont a 25–54 éves korcsoportban). E visszaesés következtében 1997-ben már a táblázatban szereplő 14 nyugat-európai ország közül csak háromban nem haladta meg a nők gazdasági aktivitása a magyarországit, s az öt kelet-európai ország között Magyarországon volt a legalacsonyabb ez az arány.

A 25–54 éves magyar férfiak gazdasági aktivitása 1980-ban és 1990-ben nem különbözött számottevően a nyugat-európai országok hasonló korú férfi lakosságáétól, s ebben az időszakban a nyugat- és a kelet-európai országokra egyaránt jellemző volt a férfiak aktivitásának lassú csökkenése. A csökkenés 1990 után mindkét országcsoportban folytatódott, de Magyarországon volt a legnagyobb mértékű. Így 1997-ben már a táblázatban szereplő országok közül Magyarországon a legalacsonyabb a 25–54 éves férfiak gazdasági aktivitása.

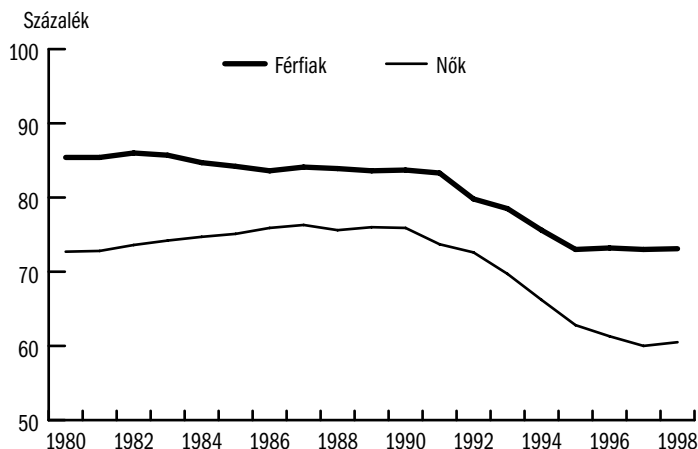
A foglalkoztatottságról és a gazdasági aktivitásról, mint a Bevezetőben említettük, a munkaerőmérlegekből állnak rendelkezésre hosszabb idősorok. E mérlegek egy-egy év január 1-jére tartalmaznak összesített adatokat. Döntően intézményi adatszolgáltatásra épülnek, így foglalkoztatottnak az adatot szolgáltató vállalatokban, intézményekben nyilvántartott munkavállalók, munkanélkülinek pedig a munkaügyi központokban regisztráltak minősülnek. Az 1. ábra e mérlegek alapján a 15 év és az öregségi nyugdíjkorhatár (nők: 55, férfiak: 60 év) közötti korcsoport gazdasági aktivitásának 1980 és 1998 közötti alakulásáról tájékoztat. Noha a magyarországi statisztikai gyakorlat hosszú ideig a gazdaságilag aktívok közé sorolta a gyermekgondozási támogatásban (gyed és gyes) részesülőket; az 1. ábrán őket – a nemzetközi szokásokhoz és a Központi Statisztikai Hivatal 1998 óta követett gyakorlatához hasonlóan – mindvégig inaktívnak tekintettük.

E mérlegadatokat szerint 1980 és 1990 között a férfiak gazdasági aktivitása 1,7 százalékponttal csökkent, a nőké viszont 3,2 százalékponttal emelkedett. Így az évtizedben a két nem aktivitási rátája közötti rés 12,8 százalékpontból 7,9 százalékpontra szűkülte. A kilencvenes évtizedben azután a nők és a férfiak munkaerőpiaci részvétele egyaránt jelentősen visszaesett. A férfiak esetében a csökkenés – összesen mintegy 11 százalékponttal – 1995-ig tartott, míg a nők gazdasági aktivitása egészen 1997-ig esett, összesen 16 százalékponttal. Miután a gazdasági átalakulás sokkja a nők gazdasági akti-

⁶ Gazdaságilag aktívokon a foglalkoztatottakat és a munkanélkülieket értjük. Az aktivitási ráta vagy részvételi hányad a gazdaságilag aktívok aránya a népességben, illetőleg a népesség megfelelő csoportján belül.

vitáson mért munkaerőpiaci helyzetét súlyosabban érintette, mint a férfiakét, a két nem aktivitási rátája távolodott egymástól, és – 1998-ban 60,5 százalékos női és 73,1 százalékos férfi aktivitás mellett – 1997–1998-ra visszaállt a nyolcvanas évek elejére jellemző mintegy 13 százalékpont aktivitáskülönbség.

1. ábra: A 15–54 éves nők és a 15–59 éves férfiak gazdasági aktivitása a KSH munkaerőmérlege szerint 1980 és 1998 között



Megjegyzés: A gyeset és gyedet igénybe vevőket nem számítottuk a gazdaságilag aktívak közé.

A gazdasági aktivitást befolyásoló tényezők. Itt azt vesszük tüzetesebben szemügyre, hogyan függ össze a gazdasági aktivitás a nők és a férfiak különböző tulajdonságaival, így életkorukkal, iskolázottságukkal, háztartásuk és lakóhelyük jellemzőivel. Ehhez 1992-től állnak rendelkezésre megfelelő adatok, amikor a Központi Statisztikai Hivatal elindította a rendszeres munkaerő-felmérést, amelynek keretében negyedévente több tízezer háztartás tagjainak munkaerőpiaci helyzetéről gyűjt és tesz közzé adatokat.

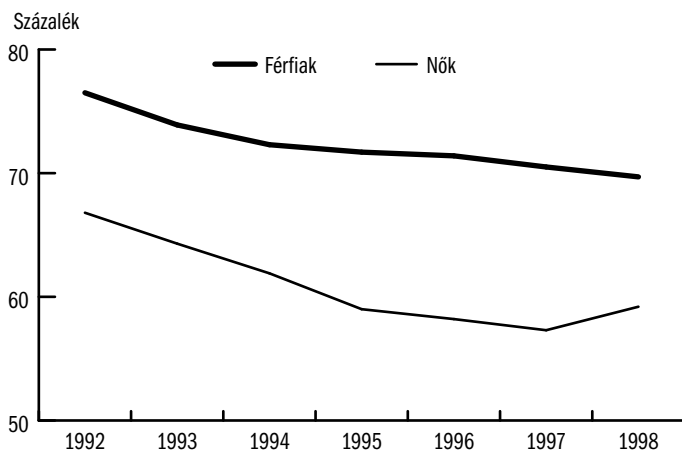
Módszerében és fogalomhasználatában a munkaerő-felmérés több tekintetben lényegesen különbözik a korábbi munkaügyi adatgyűjtésektől, köztük a munkaerőmérlegtől. Egyrészt, az adatok nem vállalati-intézményi nyilvántartásokból származnak, hanem véletlen lakossági minta megkérdezéséből. Így a foglalkoztatottak között közvetlenül meg lehet figyelni az intézményi statisztikákból gyakran kimaradó kis egységeknél vagy nem regisztrált munkáltatóknál (például háztartásoknál) dolgozókat.⁷ Emellett az adatok nem összesített formában, hanem egyéni szinten állnak rendelkezésre, ami változatos csoportosításokat és összefüggés-vizsgálatokat tesz lehetővé. Másrészt, míg a *munkaerőmérlegben* foglalkoztatottnak a munka-

7 E csoportok létszámát az intézményi adatokra épülő statisztikákban sokszor becsléssel állapítják meg.

végzésre irányuló jogviszonnyal rendelkezők, munkanélkülinek pedig a munkaügyi szervezetnél regisztráltak számítanak, a *munkaerő-felmérésben* – a Nemzetközi Munkaügyi Szervezet (ILO) standardjait követve – foglalkoztatottnak minősül mindenki, aki a felmérés hetében dolgozott vagy munkájától távol volt, munkanélkülinek pedig azok az aktívan munkát kereső nem foglalkoztatottak, akik készen állnak munkába lépni.

A módszertani és fogalmi eltérések miatt azonos időszakokra is más-más foglalkoztatotti és munkanélküli-létszám adódik a munkaerőmérésből és a munkaerő-felmérésből. A 2. ábrán a munkaerő-felmérésből számolt gazdasági aktivitási ráták láthatók az 1992 és 1998 közötti időszakra. Az 1. ábrával összehasonlítva – amely a munkaerőmérés szerinti rátákról tájékoztatott – a munkaerő-felmérés a legtöbb évre láthatóan valamivel alacsonyabb gazdasági aktivitást mutat ki.⁸ Megfigyelhető még, hogy a munkaerő-felmérés szerint a férfiak gazdasági aktivitása még 1995 után is kissé csökkent.

2. ábra: A 15–54 éves nők és a 15–59 éves férfiak gazdasági aktivitása a KSH munkaerő-felmérése szerint 1992 és 1998 között



Megjegyzés: A negyedéves aktivitási ráták éves átlagai.

A rendszerváltozás munkaerőpiaci kihatásainak vizsgálatában a munkaerő-felmérés hátránya ugyanakkor, hogy csak 1992-ben kezdődött, miközben már 1992 előtt csökkent a foglalkoztatottság és a gazdasági aktivitás, s kialakult a tömeges munkanélküliség. Kérdés, vajon mekkora az abból adódó információvesztés, hogy csak 1992-től rendelkezünk részletes adatokkal.

E kérdés tisztázására a 2. táblázatban, amely munkaerőmérés-adatokon alapul, két szakaszra bontottuk a gazdasági aktivitás csökkenésének 1989 és 1997 közötti időszakát: az 1989 és 1992 közöttire, amelyre nem rendel-

⁸ Az eltérések lehetséges okai között – összefüggésben a már taglalt fogalmi-módszertani különbségekkel – megemlíthetjük, hogy míg a munkaerőmérés vonatkozású időpontja minden évben január 1-je, a munkaerő-felmérés közölt adatai éves átlagok, tehát későbbi állapotokat tükröznek. A gazdasági aktivitás munkaerő-felmérésben kimutatott alacsonyabb szintjéhez hozzájárul továbbá, hogy az ILO-standardok szerinti (aktívan munkát kereső és munkába lépésre készen álló) munkanélküliek létszáma 1993 óta alacsonyabb, mint a regisztrált munkanélkülieké, és a különbség egyre növekedett.

kezünk adatokkal a munkaerő-felmérésből, és az 1992 és 1997 közöttire, amelyről már igen. Mint láthatjuk, a nők gazdasági aktivitása 1989 és 1997 között 16 százalékponttal esett vissza, amiből 12,7 százalékpont, azaz a teljes csökkenés csaknem négyötöde 1992 után következett be, a férfiak esetében pedig a 10,6 százalékpontos teljes csökkenésből 6,8 százalékpont, azaz mintegy kétharmad esik az 1992 utáni időszakra. A gazdasági aktivitás visszaesésének nagyobbik része tehát abban az időszokban következett be, amelyik már a munkaerő-felmérési adatok alapján is vizsgálható.

2. táblázat: A 15–54 éves nők és a 15–59 éves férfiak gazdasági aktivitásának változása a munkaerőmérés szerint 1989 és 1997 között (százalék)

Megnevezés	Nők	Férfiak
Teljes változás 1989 és 1997 között	-16,0	-10,6
Ebből:		
1989 és 1992 között	-3,3	-3,8
1992 és 1997 között	-12,7	-6,8

Megjegyzés: A gyest és gyedet igénybe vevőket nem számítottuk a gazdaságilag aktívak közé.

A következőkben munkaerő-felmérési adatok alapján az életkor, az iskolai végzettség, valamint egyes háztartási és területi jellemzők gazdasági aktivitásra gyakorolt hatását vizsgáljuk meg, két kérdést állítva a középpontba: 1. különbözik-e az egyes jellemzők szerepe a nők és a férfiak esetében; 2. a vizsgált – 1992 és 1998 közötti – időszakban változott-e e jellemzők hatása.

Életkor. Az egyes korcsoportok gazdasági aktivitása között jelentős különbségek adódhatnak amiatt, hogy a munkavállalási döntés erősen életciklusfüggő. A fiatalok jelentős arányban választják a tanulást, amivel javíthatják későbbi foglalkoztatási esélyeiket és bérkilátásaikat. Az idősebb korcsoportokban részben a nyugdíjazás lehetősége, részben a romló munkavégző-képesség miatt az aktivitási arány csökkenésére számíthatunk. A fiatal nők aktivitására nyilvánvalóan jelentős befolyást gyakorolhat a gyermekvállalás. Különbséghez vezethet az egyes korcsoportok aktivitási döntéseiben emellett az is, ha eltérően értékeli a szabad időt.

A 3. táblázat korcsoportonként mutatja a két nem gazdasági aktivitásának 1992 és 1997 közötti alakulását. Az egyes időpontokban jellegzetes különbségeket találunk a férfiak és a nők korcsoport szerinti aktivitási rátái között. A férfiak aktivitási rátája már viszonylag fiatal korban eléri a maximumát: a 25–29 éves és a 30–39 éves férfiak aktivitása gyakorlatilag nem különbözik. Ezzel szemben a huszonéves nőké – nyilván a gyermekvállalással összefüggésben – lényegesen alacsonyabb, mint a harmincas éveikben járóké. További különbség, hogy a férfiak gazdasági aktivitása 40 felett már számottevően csökken, míg a nők esetében 1992-ben még valamelyes csök-

kenés tapasztalható ugyan, 1997-ben viszont a 40–54 éves nők aktivitása kissé meg is haladta a 30–39 évesekét.

3. A) táblázat: A férfiak és nők gazdasági aktivitásának változása korcsoportok szerint 1992 és 1997 között

Korcsoport	Aktivitási ráta	Aktivitási ráta	Változás	Aktivitási ráta	Aktivitási ráta	Változás
	1992-ben	1997-ben	(százalékpont)	1992-ben	1997-ben	(százalékpont)
	férfiak			nők		
15-19 év	24,4	16,5	-7,9	21,5	11,8	-9,6
20-24 év	81,0	69,5	-11,6	60,6	49,2	-11,4
25-29 év	92,7	90,4	-2,2	62,1	52,9	-9,2
30-39 év	93,4	89,3	-4,1	79,9	69,3	-10,5
40-54 év	86,3	80,5	-5,8	77,3	70,2	-7,1
55-59 év	52,0	44,2	-7,9	19,3	16,2	-3,1
60-74 év	13,5	5,8	-7,7	7,9	3,0	-4,8
15-54/59 év	76,9	70,8	-6,1	66,7	57,3	-9,4
15-74 év	66,7	60,4	-6,3	51,0	42,8	-8,2

3. B) táblázat: A férfiak és nők aktivitási rátái közötti különbségek 1992-ben és 1997-ben korcsoportok szerint (százalék)

Korcsoport	Különbség (nő-férfi)		A különbség változása (növekedés: +, csökkenés: -)
	1992	1997	
15-19 év	-2,9	-4,7	1,8
20-24 év	-20,4	-20,2	-0,2
25-29 év	-30,6	-37,5	6,9
30-39 év	-13,5	-20,0	6,5
40-54 év	-9,0	-10,3	1,3
55-59 év	-32,7	-28,0	-4,7
60-74 év	-5,7	-2,8	-2,9
15-54 (-59) év	-10,1	-13,5	3,4
15-74 év	-15,7	-17,6	1,9

Forrás: KSH (1999).

Mindkét nembeliek körében 1992 és 1997 között leginkább a 20–24 évesek gazdasági aktivitása csökkent, de a tizenéveseké is jelentősen mérséklődött. A magasabb életkorcsoportokban viszont a nőknél a fiatal felnőttek

(25–29 évesek) és a középkorúak (30–39 évesek) gazdasági aktivitása esett leginkább vissza, míg a férfiaknál az idősebb (40–54 és 55–59 éves) korosztályoké. A nyugdíjkor felett pedig sokkal inkább csökkent a férfiak aktivitása, mint a nőké.

A 3. táblázat B) része a korcsoportonkénti aktivitási ráták nemek közötti különbségét és e különbségek változását mutatja. 1992 és 1997 között a teljes nyugdíjkor alatti népességben 3,4 százalékponttal tágult a férfiak és a nők aktivitási rátája közötti rés. A változás az egyes korcsoportokban korántsem egyöntetű: 25 és 39 év között a rés ennél jóval nagyobb mértékben (csaknem 7 százalékponttal), a tizenévesek és a 40–54 évesek között viszont jóval kisebb mértékben (1,8 és 1,3 százalékponttal) tágult, míg a 20–24 évesek esetében gyakorlatilag nem változott.

Az aktivitási valószínűséget többváltozós logitbecsléssel is megvizsgáltuk (a részletes becslési eredményeket Nagy [2000] tartalmazza).

A nők esetében a fiatalabb korcsoportokra vonatkozó együtthatókból lényegében ugyanaz olvasható ki, mint a 3. táblázatban közölt aktivitási rátákból: a tizenévesek aktivitása nagymértékben és a huszonéveseké is számottevően elmarad a 30–39 évesekétől. Más a helyzet a 40 évnél idősebbekkel: míg a regressziós függvény szerint 40 felett az aktivitás valószínűsége szignifikánsan kisebb, a nyers aktivitási ráták nem mutatnak ilyen különbséget. A 40–54 éves nők aktivitási rátája 1992-ben – mint a 3. táblázatban láttuk – ugyan 3,5 százalékponttal alacsonyabb a 30–39 évesekénél, a becslési eredmények ennél jóval nagyobb eltérésre utalnak. Az együtthatók alapján a 40–49 évesek aktivitási valószínűsége több mint 5 százalékkal, az 50–54 éveseké pedig mintegy 30 százalékkal haladja meg a 30–39 évesekét. Az 1997-re vonatkozó eredményekben még szembeűnőbb az eltérés: a 40–54 évesek aktivitási rátája valamivel magasabb is a 30–39 évesekénél, ugyanakkor a becslő függvény a 40–49 éves korcsoportra csaknem 8, az 50–54 éves korcsoportra pedig 37 százalékkal kisebb aktivitási valószínűséget jelez. E látszólagos ellentmondások magyarázatának kulcsa, hogy 40 felett a nők sokkal kisebb arányban nevelnek kisgyermeket, mint a fiatalabbak (1997-ben például a 30–39 éves nők 58, a 40–49 évesek 26, az 50–54 évesek 3 százaléka volt hat éven aluli gyermeke),⁹ a mint később részletesebben bemutatjuk, a nők gazdasági aktivitásának valószínűsége annál kisebb, minél több fiatal gyermekük van. A kisebb gyermekszám aktivitásnövelő hatását kiszűrve 40 év felett az életkor emelkedésével már csökken a nők gazdasági aktivitásának valószínűsége.

Említést érdemel még, hogy egyrészt az idősebb korcsoportok (negatív) együtthatói a nők esetében minden évben nagyobbak (kisebb abszolút értékűek), mint a férfiakéban, azaz 40 felett az életkor növekedése nagyobb aktivitáscsökkenéssel párosul a férfiaknál, mint a nőknél. Úgy tűnik, hogy az egészségi állapot romlása – ami a nyugdíjkor előtti aktivitáscsökkenés

⁹ Az arányok a második negyed-évre vonatkoznak. A hat éven aluli gyerekek átlagos száma ugyanekkor a 30–39 évesek körében 0,74, a 40–49 éveseknél 0,31, az 50–54 éves korcsoportban 0,04 volt.

legvalószínűbb magyarázata – inkább sújtja a férfiakat, mint a nőket. Másrészt, a nők között az életkor gazdasági aktivitásra gyakorolt hatása a vizsgált időszakban a legfiatalabbak és a legidősebbek esetében növekedett: mind a tizenévesek, mind a 40 éven felüli korcsoportok együtthatóinak abszolút értéke 1994 után magasabb, mint korábban.

A férfiakra kapott többváltozós becslési eredmények életkor és gazdasági aktivitás között nagyjából ugyanolyan összefüggést mutatnak, mint a nyers aktivitási ráták. A tizenévesek aktivitása igen alacsony, és a 20–24 éveseké is szignifikánsan kisebb, mint a viszonyítási csoportot alkotó 30–39 éveseké. A 25–30 éves korcsoport együtthatói a vizsgált hét év közül háromban nem szignifikánsak, azaz e korcsoport gazdasági aktivitási valószínűsége nem tért el a 30–39 évesektől. Négy évre (1994–1995 és 1997–1998) viszont szignifikáns pozitív együtthatókat kaptunk. Ezekben az években az azonos tulajdonságokkal rendelkező 25–29 éves férfiak aktivitási valószínűsége 5–12 százalékkal meghaladta a 30–39 évesekét. A korcsoportos aktivitási rátákban ugyanakkor legfeljebb 1 százalékos az eltérés. A különbség oka itt is feltehetőleg összetételhatás: a 25–29 évesek között jóval magasabb az egyedülállóak aránya, mint a 30–39 évesek között,¹⁰ s ez a változó *negatívan* befolyásolja az aktivitási valószínűséget.¹¹

A gazdaságilag aktívak mellett három inaktív csoportot: nappali tagozaton tanulókat, gyermekgondozási támogatást igénybe vevőket és egyéb inaktívakat különböztetve meg, vegyük részletesebben is szemügyre a munkaerőpiaci részvétel 1992 és 1998 közötti változását. A *3. ábrán* azt mutatjuk be külön a nőkre, külön a férfiakra, hogyan változott a gazdaságilag aktívak és e három inaktív csoport aránya a 15–19 évesek körében.¹²

E korcsoport csökkenő gazdasági aktivitása láthatólag mindkét nemnél szorosan összefügg a nappali tagozaton tanulók arányának növekedésével. A nőknél az aktivitás 11 százalékpontos visszaszorulását a tanulók arányának ugyanilyen mértékű emelkedése kísérte, a tizenéves férfiak aktivitása pedig úgy csökkent 9,8 százalékponttal, hogy közben a tanulók aránya 7,6 százalékponttal emelkedett. Vagyis a nők között egyáltalán nem, a férfiak között pedig mindössze 2,2 százalékponttal emelkedett az olyan inaktívak aránya, akik nem tanulnak nappali tagozaton. A tizenévesek aktivitásának csökkenése tehát csaknem teljes egészében azzal magyarázható, hogy egyre többen vesznek részt középfokú (és jóval kisebb létszámban felsőfokú) képzésben.

Hasonló, bár valamivel gyengébb összefüggés mutatkozik a gazdasági aktivitás és az iskolai részvételi arány alakulása között a 20–24 éves korcsoportban (*4. ábra*). A nők gazdasági aktivitása 1992 és 1998 között 10,7 százalékponttal csökkent, mialatt a nappali képzésben résztvevők aránya 8,8 százalékponttal emelkedett, a férfiak 13,6 százalékpontos aktivitáscsökkenése pedig az oktatási részvétel 8,3 százalékpontos emelkedésével páro-

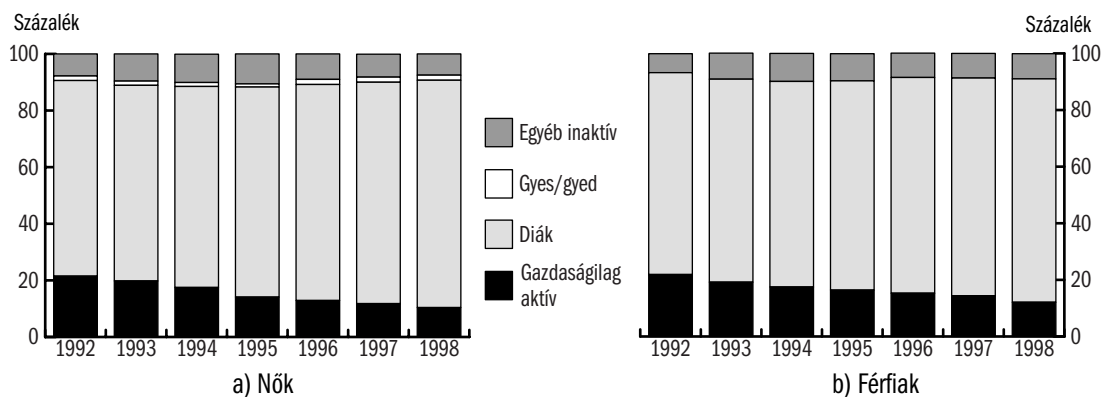
10 Egyedülállóknak azokat tekintve, akiknek nincs házastársa vagy élettársa, a 25–29 évesek 33, a 30–39 évesek 20 százaléka volt egyedülálló 1997 első negyedévében.

11 A többváltozós becslések eredményei alapján adódó „tisztá” életkor szerinti valószínűségkülönbségek természetesen nem csak ezekben az esetekben térnek el a nyers aktivitási ráták különbségeitől. A szövegben csak azokat az eseteket emeltük ki, ahol a többváltozós becslésből jelentős mértékben eltérő eredmények adódtak.

12 A *3. ábrán* látható aktivitási ráták a férfiak esetében nem egyeznek meg a *3. táblázat* adataival. Ennek oka, hogy míg a *3. táblázat* forrásául szolgáló KSH-adatközlés a sorkatonákat a gazdaságilag aktívakhoz sorolja, a *3. ábrához* felhasznált adatállományokban nem szerepelnek a sorkatonák.

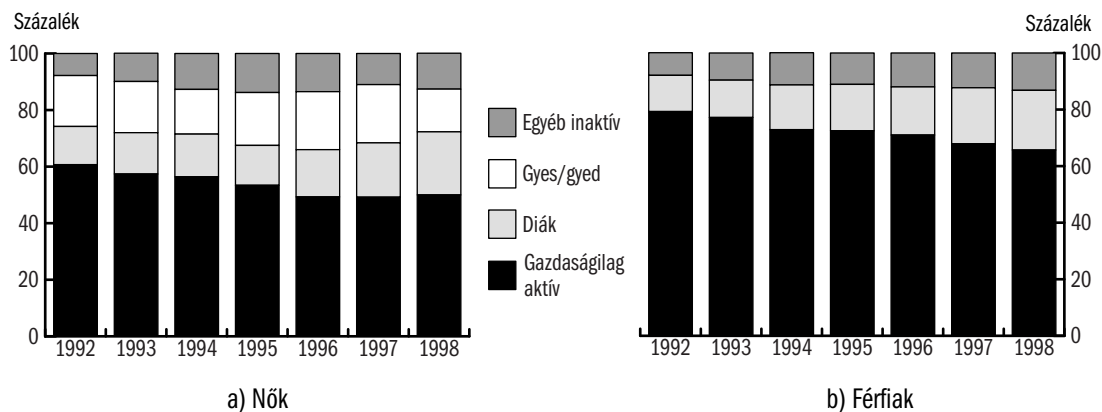
sult. A 20–24 éves nők körében két százalékpontot meghaladóan emelkedett, majd – nyilván a gyermekgondozási ellátásokat is érintő költségvetési megszorítások hatására – 1998-ra lényegesen csökkent a gyesen és gyeden lévőek aránya.

3. ábra: A 15–19 évesek gazdasági aktivitása 1992 és 1998 között



Forrás: a KSH munkaerő-felmérései

4. ábra: A 20–24 évesek gazdasági aktivitása 1992 és 1998 között



Forrás: a KSH munkaerő-felmérései.

A felsőfokú oktatásban való részvétel a 25–29 éves korcsoportban is számottevően bővült. Míg 1992-ben a munkaerő-felmérés adatai szerint az

ilyen korú férfiak 1,3 százaléka és a nők 0,4 százaléka volt nappali hallgató, 1998-ra az arányok 2,9 és 2,1 százalékra emelkedtek.

Adataink alapján nyilvánvaló, hogy a fiatal korosztályok gazdasági aktivitásának 1990-es évekbeli visszaesésében meghatározó szerepet játszott az oktatás expanziója. A megváltozott munkaerőpiaci körülmények arra ösztönözték a fiatalokat, hogy egyre nagyobb arányban szerezzenek közép- és felsőfokú képzettséget, javítva későbbi foglalkoztatási esélyeiket és béreiket. A magasabb iskolai végzettség ugyanis – mint később kitérünk rá – lényegesen csökkenti a munkanélküliség kockázatát, és az iskolai végzettség szerinti bérkülönbségek is jelentősen növekedtek a gazdasági átmenet időszakában.¹³ Mint láttuk, az iskolai részvétel valamivel nagyobb mértékben emelkedett a nők, mint a férfiak között.

Bár iskolába fiatalok járnak, az oktatás bővülésének számszerű hatása egyáltalán nem elhanyagolható a teljes munkaképes korú népesség gazdasági aktivitásának alakulása szempontjából sem. 1992 és 1998 között a 15–54 éves nők gazdasági aktivitása 8,4 százalékponttal mérséklődött, miközben a nappali oktatásban résztvevők aránya a teljes korcsoporton belül 2,6 százalékponttal növekedett, a 15–59 éves férfiak 7,8 százalékpontos aktivitáscsökkenése pedig a nappali tagozaton tanulók arányának 2,1 százalékpontos emelkedése mellett zajlott le. A munkaképes korúak 1992 és 1998 közötti aktivitáscsökkenésének tehát jó negyede mindkét nem esetében az oktatási részvétel növekedésével hozható összefüggésbe.

Iskolázottság. Mind a gazdasági aktivitási adatokból (4. táblázat) azt látjuk, hogy az iskolázottság emelkedésével mind a férfiak, mind a nők gazdasági aktivitása számottevően növekszik. (A 4. táblázatbeli aktivitási rátákat a 25 évesek és idősebbek adatai alapján számítottuk, mivel a 25 év alattiaknak még viszonylag nagy hányada jár iskolába.) E jelenség kézenfekvő közgazdasági magyarázata, hogy az iskolázottabbak több időt és pénzt áldoztak végzettségük megszerzésére, és annál inkább számíthatnak e ráfordításaik megtérülésére – a magasabb béreken keresztül –, minél hosszabb időt töltenek munkában.

A többváltozós becslésekből kapott együtthatók szerint az általános iskolai végzettségűekhez mint viszonyítási csoporthoz képest az általános iskolát el nem végzettek lényegesen kisebb valószínűséggel kívánnak munkát vállalni (együtthatójuk negatív). Különösen nagy az általános iskolát elvégzettek és el nem végzettek aktivitási valószínűsége közötti relatív különbség a nők esetében: az általános iskolát el nem végzett nők együtthatója minden évben alacsonyabb (nagyobb abszolút értékű), mint a férfiaké. Megállapítható továbbá, hogy e relatív különbség a kilencvenes évek eleje és vége között mindkét nem esetében növekedett, de a nők körében nagyobb mértékben.

13 Az általános iskolai végzettségű fizikai dolgozókhoz képest a középiskolát végzett szellemi foglalkozásúak bérelőnye 1986 és 1995 között mintegy 15, a beosztott diplomásoké 30, a diplomás vezetőké pedig 40 százalékkal növekedett (Kertesi–Köllő, 1997).

4. táblázat: A 24 évnél idősebb nyugdíjkor alatti népesség gazdasági aktivitása iskolai végzettség szerint 1992-ben és 1998-ban (százalék)

Iskolai végzettség	Férfiak		Nők	
	1992	1998	1992	1998
Nyolc osztály alatt	51,8	33,9	45,6	20,0
Nyolc osztály	75,6	62,1	69,2	56,2
Szaktanácsképző	90,7	84,1	78,2	67,7
Gimnázium	89,7	82,9	82,8	74,9
Szakközépiskola	92,3	86,9	84,0	77,3
Felsőfokú	94,8	91,9	85,4	85,7

A különböző középfokú végzettségek is eltérő mértékben befolyásolják a férfiak és a nők gazdasági aktivitását. A férfiak között a gimnáziumi érettségi csak igen kis mértékben (4–6 százalékkal), a szakközépiskolai és a szakmunkás végzettség erősebben (az előbbi 22–25, az utóbbi 25–34 százalékkal) növeli az aktivitási valószínűséget, bár a szakmunkás végzettség aktivitásnövelő hatása 1997–1998-ban csökkent. A nők aktivitási valószínűségét a gimnáziumi érettségi a férfiakénál jobban (14–20 százalékkal) növeli, de kevésbé, mint a szakképzettséget nyújtó középfokú végzettségek. 1992 és 1996 között a szakmunkásképző és a szakközépiskola aktivitásbefolyásoló hatása között nem volt jelentős különbség – mindkettő az általános iskolai végzettségénél 30–38 százalékkal nagyobb aktivitási valószínűséget eredményezett –, majd 1997–1998-ban a szakmunkás végzettség hatása valamelyest mérséklődött (körülbelül 25 százalékra).

Várakozásainknak megfelelően a felsőfokú végzettség növeli leginkább a gazdasági aktivitást. Az egyetemi vagy főiskolai végzettségűek mintegy 40–50 százalékkal nagyobb valószínűséggel kívánnak munkát vállalni, mint az azonos tulajdonságokkal rendelkező általános iskolát végzettek. E tekintetben nincs említésre méltó különbség nők és férfiak között.

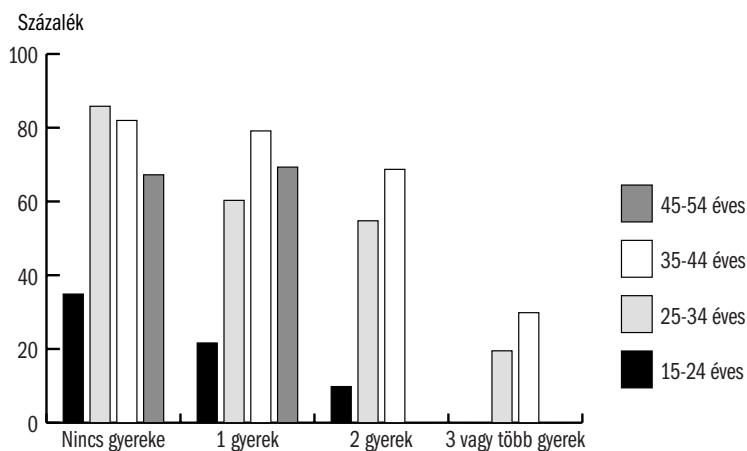
Háztartási jellemzők. Két háztartási jellemzőnek – először a gyermeknevelésnek, majd a házastárssal vagy élettárssal való együttélésnek – a gazdasági aktivitásra gyakorolt hatását vesszük e részben szemügyre.

Az eltartásra-gondozásra szoruló gyermekek jelenléte a családban egyrészt növeli a háztartás jövedelemigényét s ezáltal a szülők munkavállalási hajlandóságát. Másrészt növeli az otthoni munka értékét – a gyermekgondozás sok időt igényel –, ami viszont csökkenti a munkakínálatot. A nemek közötti hagyományos szerepmegosztás és a férfiak által elérhető magasabb bérek alapján arra számíthatunk, hogy az első hatás inkább a férfiak, a második inkább a nők esetében érvényesül.

Az 5. ábra 1998. évi adatok felhasználásával mutatja be, milyen különbségek vannak a kiskorú (14 év alatti) gyermekek száma szerint a nők egyes

korcsoportjainak gazdasági aktivitásában. Az egyazon korcsoportba tartozó nők aktivitása a gyermekszám növekedésével általában csökken, de ez az összefüggés nem minden esetben érvényesül, illetőleg nem mindig erős. Például az egy kiskorú gyermeket nevelő 45–54 éves nők aktivitása kissé még magasabb is, mint akiknek nincsen ilyen korú gyermeke (69 és 67 százalék). A 35–44 éves korosztályban pedig alig van különbség a két csoport aktivitása között (az egy gyermeket nevelőké 79, a gyermekteleneké 82 százalék), s viszonylag csekély a különbség az egy és a két gyermeket nevelő 25–34 évesek aktivitása között is (60 és 55 százalék). Jól láthatóan éles határvonal húzódik az egy vagy két és a három vagy több gyermeket nevelők között: a három vagy több gyermek radikálisan csökkenti mind a 25–34, mind a 35–44 éves nők gazdasági aktivitását.

5. ábra: A nők gazdasági aktivitása korcsoport és gyermekszám szerint 1998-ban

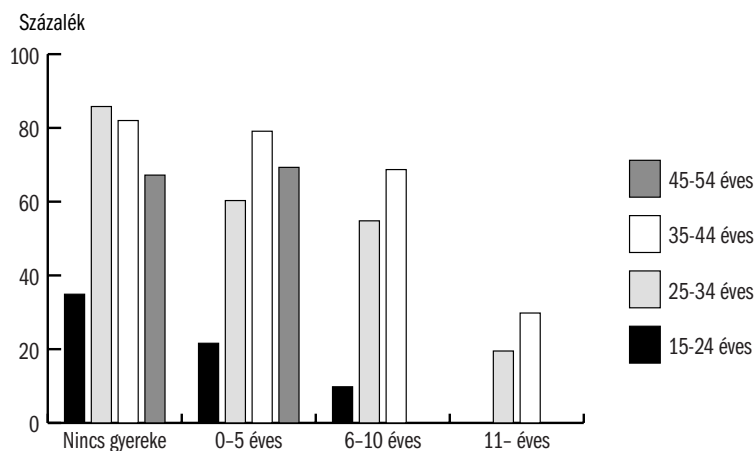


Forrás: a KSH munkaerő-felmérései.

A 6. ábra szerint a nők gazdasági aktivitását legalább annyira befolyásolja a nevelt gyermekek életkora, mint a száma. Akik legfeljebb öt éves gyermeket nevelnek, azok gazdasági aktivitása mindegyik korcsoportban sokkal kisebb, mint a gyermektelen vagy a nagyobb gyermeket nevelő nőknél. A gyermektelenek és a kisgyermekesek aktivitása közötti különbség a legfiatalabbak (15–24 évesek) között a legkisebb, nyilván mert e korcsoportból a gyermektelenek nagy arányban járnak még iskolába. A 25–34 éves korcsoportban a 6–10 éves és a 11–14 éves legkisebb gyermeket nevelők aktivitása egyaránt kisebb a gyermekteleneknél. A 35–44 évesek között is elmarad ugyan a legalább 6–10 éves gyermeket nevelők aktivitása a gyermektelenekétől, de akiknek már 11–14 éves a legkisebb gyermeke, a gyermektelenek-

nél nagyobb arányban kívánnak munkát vállalni. A 45 év feletti kisgyermekes nők túl kevesen vannak a mintában ahhoz, hogy aktivitásukat megbecsüljük, a hatéves vagy idősebb gyermekek nevelése pedig e korcsoportban nem tart vissza a munkavállalástól.

6. ábra: A nők gazdasági aktivitása korcsoport és a legfiatalabb gyermek életkora szerint 1998-ban

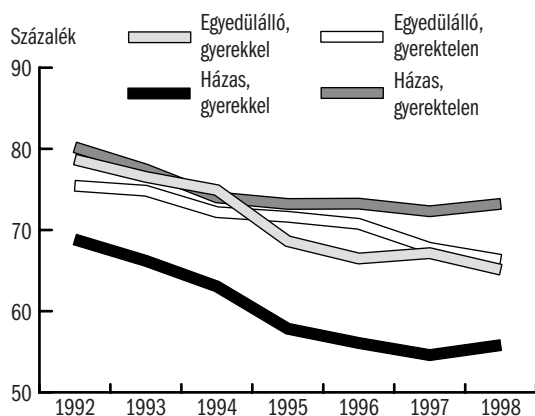


Forrás: a KSH munkaerő-felmérései.

Kérdés, hogyan befolyásolja a munkakínálatot, ha valaki egyedülálló, vagy ha házastársal-élettársal él. A házastársi-élettársi közösség eltérő hatással lehet a férfiak és a nők gazdasági aktivitására és a nőkére is – attól függően, van-e gyermekük. Növelheti az aktivitás valószínűségét, ha a házastárs el-tartásra szorul, és csökkentheti, ha dolgozik. A házasság (élettársi együtt-élés) aktivitást növelő hatása valószínűleg a férfiak esetében erősebb, aktivi-tást csökkentő hatása pedig inkább a nőknél. Gyermekek nevelő nők eseté-ben arra lehet számítani, hogy a házastársal élők aktivitása alacsonyabb lesz, mint az egyedül élőké (akik nem támaszkodhatnak házastársuk jöve-delmére).

A 7. ábrán a nők gyermeknevelés és házasság szerint képzett négy cso-portjának 1992–1998 közötti gazdasági aktivitási rátáit tüntettük fel. A gyermeküket egyedül nevelők aktivitása mindvégig lényegesen – mintegy 10 százalékponttal – magasabb volt, mint házasságban élő gyermekeseké. A gyermektelenek között viszont fordított összefüggés érvényesül: az egye-dülállók aktivitása valamelyest (2–7 százalékponttal) elmarad a házasság-ban élőkétől.

7. ábra: A 20–54 éves nők gazdasági aktivitása gyermeknevelés és családi állapot szerint 1992 és 1998 között



Megjegyzés: a „házás” csoport az élettársi kapcsolatban élőket is magában foglalja.

Forrás: a KSH 2. negyedévi munkaerő-felmérései.

A többváltozós modellek eredményei alapján világosabb képet alkothatunk arról, hogy a gyermekszám, a gyermekek életkora és a családi állapot miként hat más változóktól – például az iskolai végzettségtől és az életkortól – függetlenül a nők és a férfiak gazdasági aktivitására. A nők modelljeiben a gyermekek számát négy életkorcsoportra – 0–2 éves, 3–5 éves, 6–10 éves és 11–14 éves – külön-külön szerepeltettük, hogy különbséget lehessen tenni a fiatalabb és az idősebb gyermekek gazdasági aktivitásra kifejtett hatása között. A férfiak modelljeiben, mivel gazdasági aktivitásukban nem találtunk különbséget a gyermekek kora szerint, a gyermekszámot egy változó képviseli. Mint feltételezni lehet, és a 7. ábrán is láttuk, a családi állapot eltérően befolyásolhatja az aktivitási valószínűséget, attól függően, hogy van-e valakinek gyermeke, vagy nincs. Ennek kimutatására képeztünk olyan úgynevezett interakciós változókat, amelyek értéke a (különböző korú) gyermekek számának és a családi állapot egyedülállókra 1, házásokra 0 értékének szorzata, vagyis házások esetében 0, egyedülállók esetében pedig egyenlő a gyermekszámmal. Így a gyermekszámra kapott együttható a házások, a gyermekszámra és a megfelelő interakciós változóra kapott együttható összege pedig az egyedülállók esetében mutatja a gyermekszám gazdasági aktivitásra gyakorolt hatását. Ezenkívül bevezettünk egy olyan változót is, amelynek értéke egyedülálló gyermektelenek esetében 1, egyébként 0, s amelynek együtthatója a házás gyermektelenekéhez képest mutatja az egyedülálló gyermektelenek aktivitási valószínűségét.

A 10 éves vagy fiatalabb gyermeket nevelő nők aktivitása mindegyik vizsgált évben szignifikánsan alacsonyabb, mint a gyermekteleneké. A gyer-

mek életkorának növekedésével párhuzamosan csökken az együttthatók értéke, jelezve, hogy az idősebb gyermeket nevelő nők inkább vállalnak munkát, mint a kisgyermekesek. Mint várható volt, kiugróan erős negatív aktivitási hatást gyakorol a 0–2 éves gyermekek száma, de a 3–5 évesekének is jelentős a hatása: eggyel több ilyen korú gyermek átlagosan mintegy 25–30 százalékkal csökkenti az aktivitási valószínűséget. Eggyel több 6–10 éves gyermek esetén már jóval kevesebbel, 6–12 százalékkal lesz kisebb ez a valószínűség. A 11–14 éves gyermek nevelése pedig az évek többségében egyáltalán nem csökkenti a nők gazdasági aktivitását: csak 1995-re kapunk szignifikáns együttthatót. A férfiak esetében ellentétes irányú az összefüggés: minél több gyermekük van, annál valószínűbb, hogy fizetett munkát kívánnak vállalni. A vizsgált hét év közül ötben szignifikáns statisztikailag a gyermekszám hatása. Ugyanakkor nem túl erős e kapcsolat: eggyel több gyermek csupán 2–5 százalékkal növeli a férfiak aktivitási valószínűségét.

A *nők* körében megfigyelhető, hogy az egyedülálló szülő – nyilván a jövedelemszerzési kényszer miatt – inkább kíván munkát vállalni, mint aki ugyanannyi gyermeket párkapcsolatban nevel. A gyermekszám–egyedülálló interakciós változók szignifikáns pozitív együttthatói mutatják, hogy a 6 éven aluli gyermeket egyedül nevelő nők 1992 és 1996 között mindvégig nagyobb valószínűséggel voltak aktívak, mint az ugyanannyi gyermekről gondoskodó házas nők. 1997-ben és 1998-ban viszont nem találtunk szignifikáns különbséget a két csoport között. A 6–10 éves gyermekek aktivitáscsökkentő hatása 1992 és 1995 között volt kisebb az egyedülállóknál, mint a férjezettek körében. A férfiak között e tekintetben is más a helyzet: az interakciós változók együttthatóinak előjele negatív, és abszolút értékük – amikor szignifikánsak – nagyobb, mint az interakció nélküli gyermekszám-változók együttthatóié. E szerint az egyedülálló férfiak körében a gyermekszám emelkedésével nem növekszik, hanem csökken az aktivitási valószínűség.

A gyermektelen egyedülállók minden évben kisebb valószínűséggel kívántak fizetett munkát vállalni, mint a gyermektelen házások – ezt mutatják az egyedülálló, és nincs gyermeke változók szignifikáns együttthatói. Ebben valószínűleg az játszik szerepet, hogy a gyermektelen házások jövedelemigénye nagyobb, mert a gyermektelen egyedülállóknál nagyobb arányban szakadtak ki a szülői háztartásból. Az összefüggés a nők és a férfiak körében egyaránt érvényes, de a nők esetében a hatás gyengébb – körülbelül fele akkora –, mint a férfiak esetében.

A gazdasági aktivitás nemek szerinti alakulását áttekintve azt láttuk, hogy a gazdasági átmenet időszakában a nők aktivitása nagyobb mértékben esett vissza, mint a férfiaké, s így az 1990-es években tágult a nemek közötti aktivitási rés. Ennek a munkaerő-kereslet csökkenésén kívül kínálati okai is lehettek.

A nemek közötti aktivitási rés tágulásához kismértékben hozzájárult, hogy a nyugdíjkor alatti nők nappali oktatásban való részvétele jobban bővült, mint a férfiaké. Ennél feltehetőleg nagyobb jelentőségű kínálati tényező lehetett, hogy a csökkenő reálbérek mellett a nőknek egyre kevésbé volt érdemes fizetett munkát vállalniuk. A nők bére ugyanis lényegesen – noha az 1990-es években csökkenő mértékben – elmarad a férfiakétól,¹⁴ ugyanakkor a háztartásban végzett munkájuk a férfiakénál értékesebbnek számít.

A nők gazdasági aktivitásának, mint láttuk, fontos befolyásoló tényezője a gyermeknevelés. Míg a férfiak körében a gyermeknevelés, lényegében függetlenül a gyermek korától, valamelyest növeli a munkavállalás valószínűségét, az iskoláskor alatti vagy kisiskolás korú (6–10 éves) gyermeket nevelő nők aktivitása lényegesen alacsonyabb, mint az azonos tulajdonságokkal rendelkező gyermektelen vagy idősebb gyermeket nevelő nőké, s a gyermeknevelés aktivitáscsökkentő hatása annál nagyobb, minél kisebb a gyermek. A gyermektelen egyedülállók – férfiak és nők egyaránt – kevésbé aktívak, mint a házastársal vagy élettársal együtt élők. A gyermeküket egyedül nevelő nők viszont inkább kívánnak munkát vállalni, mint az azonos tulajdonságokkal rendelkező s ugyanannyi és ugyanolyan korú gyermeket nevelő, de párkapcsolatban élő nőtársaik.

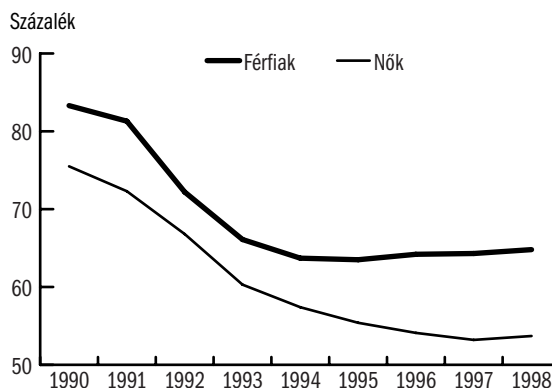
A foglalkoztatottság alakulása és jellemzői az 1990-es években. Akárcsak a gazdasági aktivitás, a foglalkoztatottság is az 1990-es években a nők körében nagyobb mértékben csökkent, mint a férfiak között. A 8. ábra a munkaerőmérleg adatai alapján mutatja a nyugdíjkor alatti népesség foglalkoztatottsági rátáit 1990 és 1998 között. Az időszak elején mindkét nem foglalkoztatottsága gyorsan zsugorodott, majd 1993–1994-től a nők foglalkoztatottsága, bár lassuló ütemben, tovább csökkent, a férfiaké viszont már alig változott. Végeredményképpen 1998 elején a nyugdíjkor alatti férfiak foglalkoztatottsága 18,5, a nőké 21,8 százalékponttal volt alacsonyabb, mint 1990 elején.

Az 5. táblázat férfiakra vonatkozó felső és a nők adatait tartalmazó alsó blokkjának első sora a foglalkoztatottak, a második a részmunkaidőben foglalkoztatottak létszámának időbeli alakulásáról tájékoztat. 1992 és 1995 között a részidős foglalkoztatás láthatólag sokkal nagyobb mértékben szorult vissza, mint az összfoglalkoztatás: a részidőben dolgozók létszáma a férfiak között csaknem harmadára, a nők között felére esett vissza, miközben a nyugdíjkor alatti foglalkoztatottak száma a férfiaknál csak 6,6, a nőknél 10,8 százalékkal zsugorodott. 1995 után ugyan növekedni kezdett a részidőben dolgozók létszáma, de még 1998-ban is kevesebb mint fele annyi férfi és kevesebb mint kétharmad annyi nő dolgozott részmunkaidőben, mint 1992-ben. E jelentős visszaesés pontos okait nem ismerjük. Lehetséges, hogy a munkaerőhiány megszűnése és a foglalkoztatás viszonylag magas járulékos költségei miatt csökkent a munkaadók érdekeltsége a rész-

¹⁴ Lásd Galasi (2000).

munkaidős foglalkoztatásban. Ugyanakkor kínálati okok is szóba jöhetnek: a csökkenő reálbérek mellett a munkavállalóknak is egyre kevésbé érte meg részidőben dolgozni, hiszen a munkavállalás fajlagos költségei magasabbak, illetve a tényleges órakeresetek alacsonyabbak részidős munka esetén.

8. ábra: A nyugdíjkor alattiak foglalkoztatottsága nemek szerint 1990. január 1. és 1998. január 1. között a KSH munkaerőmérése alapján



A gazdasági aktivitáshoz hasonlóan a foglalkoztatottságról is csak 1992-től, a munkaerő-felmérés indulása óta rendelkezünk részletes adatokkal. A foglalkoztatás jellemzői közül a részidős munkavégzésben és a foglalkoztatás típusában fellelhető nemek szerinti különbségeket vizsgáljuk most meg röviden.

Az 5. táblázatban részidőben dolgozóknak azokat tekintettük, akiknek a heti szokásos munkaideje nem éri el a 40 órát, kivéve ha valamilyen munkaidő-kedvezmény miatt rövidebb 40 óránál. (1993-ra és 1994-re nem állnak rendelkezésre a részidős foglalkoztatásról adatok).

Fontos hangsúlyoznunk, hogy a részidős foglalkoztatás aránya Magyarországon nemzetközi összehasonlításban igen csekély. Az Európai Unió országában 1990-ben átlagosan 27, 1998-ban 28 százalék volt a részidőben dolgozó nők aránya (OECD, 1999). Ehhez képest még az 1992. évi 6 százalékos magyarországi arány is kirívóan alacsony. Az összehasonlítás eredményét érdemben nem befolyásolja, hogy az Európai Unióra vonatkozó mutatókban a heti 30 óránál rövidebb munkaidőben dolgozókat sorolják a részidősök közé, mégpedig akkor is, ha munkaidő-kedvezmény miatt dolgoznak 30 óránál kevesebbet. Hasonló módon számolva Magyarországra 1998-ban a nők körében 5 százalékos részidős arány adódik, csupán egy százalékponttal magasabb az 5. táblázatban közölt adatnál.

A részmunkaidőben dolgozók között meg szokás különböztetni a részmunkaidőt önként választókat azoktól, akik azért nem teljes időben dolgoznak, mert nem találtak ilyen munkát. Az 5. táblázat férfiakra és nőkre

vonatkozó blokkjainak utolsó sorában az önként részidőben dolgozók arányát tüntettük fel. Arányuk 1998-ban mindkét nem körében szűk kétharmad, és 1995 óta (amikortól azonosíthatók a munkaerő-felmérésekből) valamelyest – 4–5 százalékponttal – emelkedett.

5. táblázat: A részidős foglalkoztatás jellemzői a nyugdíjkor alatti népességben (százalék)

Megnevezés	1992	1995	1996	1997	1998
<i>Férfiak</i>					
A foglalkoztatottak létszáma (1992=100)	100	93,4	93,9	94,7	95,3
A részidőben dolgozók létszáma (1992=100)	100	35,7	37,9	37,6	47,1
A részidőben dolgozók aránya a foglalkoztatottak között	3,5	1,3	1,4	1,4	1,7
Az önként részidőben dolgozók aránya a részidősök között		59,8	60,6	61,7	63,3
<i>Nők</i>					
A foglalkoztatottak létszáma (1992=100)	100	89,2	88,1	87,7	91,2
A részidőben dolgozók létszáma (1992=100)	100	49,0	50,5	55,5	58,0
A részidőben dolgozók aránya a foglalkoztatottak között	6,3	3,5	3,6	4,0	4,0
Az önként részidőben dolgozók aránya a részidősök között		59,2	61,5	63,4	64,0

Forrás: a KSH munkaerő-felmérései.

Markáns különbségek mutatkoznak a két nem között a munkavégzés kereitei szerint. Mint a *6. táblázatban* látható, a nők között magasabb az alkalmazottak aránya, a férfiak viszont gyakrabban dolgoznak önfoglalkoztatóként vagy szövetkezeti tagként. (Az egyéni vállalkozókat és a társas vállalkozások dolgozó tulajdonosait egyaránt önfoglalkoztatónak soroltuk be.)

6. táblázat: A foglalkoztatottak megoszlása a foglalkoztatás típusa szerint 1992 és 1998 között (százalék)

Megnevezés	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998
<i>Férfiak</i>							
Alkalmazott	76,4	77,9	78,3	77,9	77,3	78,3	79,7
Szövetkezeti tag	7,2	4,6	3,6	2,9	2,8	2,4	1,9
Önfoglalkoztató	15,8	16,3	16,8	17,8	18,3	17,7	16,8
Alkalmi munkás, segítő családtag	0,7	1,2	1,3	1,4	1,6	1,6	1,6
<i>Nők</i>							
Alkalmazott	84,2	86,6	87,1	87,2	87,4	87,8	88,5
Szövetkezeti tag	3,8	2,5	2,0	1,6	1,5	1,3	1,0
Önfoglalkoztató	10,5	9,4	9,3	9,6	9,3	9,0	9,1
Alkalmi munkás, segítő családtag	1,5	1,6	1,6	1,6	1,8	1,9	1,3

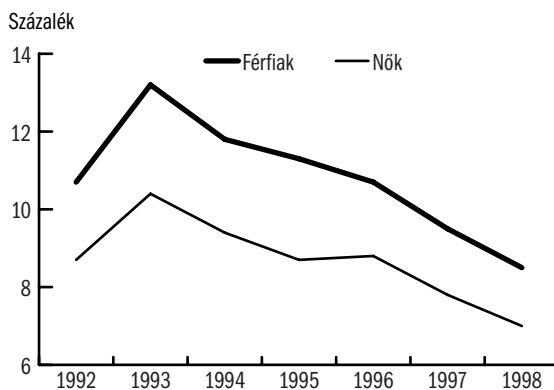
Forrás: a KSH munkaerő-felmérései.

Munkanélküliség

A munkanélküliségi ráta – a munkanélküliek¹⁵ aránya a gazdaságilag aktív népességben – a fejlett országok nagy többségében a nők körében magasabb, mint a férfiak között. 1998-ban az Európai Unióban a nők munkanélküliségi rátája átlagosan 11,5 százalék volt, a férfiaké csak 8,7 százalék; ugyanekkor az összes OECD-ország átlagában a nők rátája 7,4, a férfiaké 6,3 (OECD, 1999). Viszonylag kevés országra jellemző a magasabb férfi munkanélküliség; ilyen volt 1998-ban Európában Írország, Svédország és az Egyesült Királyság, az Európán kívüli OECD-országok közül Ausztrália, Kanada és Új-Zéland.

Magyarországon, mint a 9. ábrán látható, a nők munkanélküliségi rátája a tömeges munkanélküliség megjelenése óta folyamatosan alacsonyabb, mint a férfiaké.

9. ábra: Nemek szerinti munkanélküliségi ráták Magyarországon 1992 és 1998 között



Forrás: KSH Munkaerő-felmérései.

Ebben az alfejezetben először azt vizsgáljuk meg, vajon nem amiatt alacsonyabb-e nálunk a nők munkanélkülisége, mint a férfiaké, mert a munkanélküliség esélyét befolyásoló személyes, háztartási és lakóhelyi jellemzők tekintetében kedvezőbb az összetételük. Ezután újabb jellemzőre, a dolgozók ágazati összetételére terjesztjük ki az elemzést, arra keresve választ, vajon a nők és a férfiak között e tekintetben fennálló különbségek mennyiben járulnak hozzá a két nem munkanélküliségi rátája közötti eltéréshez. Ezt követően a munkanélküliségi időtartamok s a munkanélküliségbe való be- és a munkanélküliségből való kiáramlások nemek közötti különbségeit vesszük szemügyre. Végül azt igyekszünk tisztázni, mennyiben módosítana a két nem munkanélküliségéről kialakult képen, ha a hivatalos munkanélküliségi fogalom

15 A nemzetközi statisztikai standardok szerint munkanélkülinek azok számítanak, akik a) egyáltalán nem végeznek kereső munkát, b) aktívan munkát keresnek és c) rövid időn belül munkába is tudnának lépni. Mint jeleztük, tanulmányunkban ezt a munkanélküliségi fogalmat használjuk.

lomnál szélesebb definíciót vennénk alapul, például a munkanélküliek közé számítanánk az úgynevezett reményvesztetteket, illetőleg mindazokat, akik el szeretnének ugyan helyezkedni, de nem keresnek munkát.

A munkanélküliség mértékét befolyásoló tényezők. Két dolgozócsoporthoz – esetünkben a nők és a férfiak – munkanélküliségi arányának különbsége adódhat részben abból, hogy az alkalmazás valószínűségét befolyásoló tulajdonságok tekintetében összetételük eltérő. Amennyiben ilyen különbségek magyarázzák munkanélküliségi rátájuk eltérését, annyiban nem állíthatjuk, hogy maga a csoport-hovatartozás a munkanélküliség közvetlen befolyásolója volna. Ha például a férfiak magasabb munkanélkülisége kizárólag annak volna tulajdonítható, hogy iskolázatlanabbak a nőknél (az azonos iskolai végzettségű férfiak és nők munkanélkülisége nem különbözne), úgy azt kellene mondanunk, hogy nincs a nemnek tulajdonítható különbség a munkanélküliség valószínűségében; a férfiak magasabb munkanélküliségi rátája a két nem eltérő iskolázottságának következménye. Kérdés, vajon Magyarországon visszavezethető-e a nők alacsonyabb munkanélkülisége efféle összetételbeli különbségekre.

E kérdés tisztázásához a munkaerő-felmérés második negyedévi hullámai alapján többváltozós becsléseket készítettünk a különféle személyes, háztartási és területi jellemzők – életkor, iskolai végzettség, családi állapot, gyermekszám, lakóhely (Budapest vagy vidék) és körzeti munkanélküliségi ráta – munkanélküliségi valószínűsége gyakorolt hatásának kimutatására (a részletes becslési eredményeket Nagy [2000] tartalmazza). Ugyanúgy, mint a gazdasági aktivitás valószínűségének becslésekor, itt is logitfüggvényeket használtunk, de ezúttal férfiakra és nőkre évente egy-egy közös függvényt, amelyek egyik magyarázó változója a nem.¹⁶

A becslült együtthatók szerint a munkanélküliségi esély erősen függ az életkortól. A többváltozós becslésből a tizenévesekre kapott pozitív együtthatók a viszonyítási csoportnak választott 20–24 évesekét meghaladó munkanélküliségi valószínűséget jeleznek, míg az idősebb korcsoportok egyre nagyobb abszolút értékű negatív együtthatói a kor emelkedésével csökkenő munkanélküliségi valószínűséget. Az életkor és a munkanélküliségi ráta összefüggése mindkét nem esetében hasonló. Talán annyi különbségre érdemes rámutatni, hogy a nőknél kisebb mértékben csökken a munkanélküliség a 25–29 éves korcsoportban a 20–24 évesekhez képest, mint a férfiaknál, akiknél viszont a 25–29 és a 30–40 éves korcsoport rátái között viszonylag kicsik az eltérések.

A fiatalok magasabb munkanélkülisége elsősorban azzal magyarázható, hogy a munkaadók egyrészt szívesebben alkalmaznak tapasztalattal, szakmai gyakorlattal rendelkező munkavállalókat, akiknek a betanítására kevesebbet kell áldozniuk, másrészt gyakorlottabb dolgozóikat kisebb valószínűséggel bocsátják el. Emellett a fiatalok mozgékonyabbak a munkaerőpi-

16 Azért használtunk közös modellt, mert a változók jelentős részéről – a személyes és a területi jellemzőkről – nem tételezhető fel, hogy lényegesen eltérően befolyásolják a férfiak és a nők munkanélküliségének valószínűségét. A házasság és a gyermekszám esetében viszont, ahol ilyen különbségekre számítani lehet, interakciós változók segítségével becslünk más-más együtthatókat a két nemre.

acon, és gyakrabban lépnek ki a munkahelyükről, mint az idősebbek. Ugyanakkor azt is gondolhatnánk, hogy a munkáltatók olyan idősebb dolgozókat sem szívesen alkalmaznak, akiknek a hátralévő aktív életpályája túl rövid ahhoz, hogy érdemes lenne vállalni betanításuk költségeit. E szerint arra számíthatnánk, hogy a nyugdíjkorhoz közel állók munkanélkülisége magasabb, mint a középkorúaké. Valójában azonban sem a korcsoport szerinti munkanélküliségi ráták, sem a többváltozós becslések nem mutatnak ilyen összefüggést: a legidősebbek munkanélkülisége nem alacsonyabb, mint a középkorúaké. Ennek valószínű oka, hogy a rossz elhelyezkedési esélyű idősebbek közül sokan – például rokkantnyugdíj igénybevételével – kilépnek a gazdaságilag aktívak közül.

Igen nagyok a különbségek az egyes iskolázottsági csoportok munkanélküliségi rátái között. Az iskolázottabbak sokkal kisebb arányban munkanélküliek, mint az alacsonyabb iskolai végzettségűek. A viszonyítási csoportot jelentő nyolc osztályt végzettekhez képest a nyolcnál kevesebb osztályt végzettek nagyobb valószínűséggel munkanélküliek (pozitívak az együttthatóik), a magasabb végzettségűek kisebb – mégpedig minél magasabb végzettségűek, annál kisebb – valószínűséggel (növekvő abszolút értékű negatív együttthatók). A középfokú végzettségűek közül az érettségizettek munkanélküliségi valószínűsége alacsonyabb, mint a szakmunkásképzőt végzetteké, s a szakközépiskolában érettségizetteké valamivel alacsonyabb, mint akik gimnáziumban érettségiztek. Munkanélküliség és iskolázottság viszonyában nincs említésre méltó különbség férfiak és nők között. A munkanélküliség iskolai végzettség szerinti eltérései azt sugallják, hogy az iskolai végzettséget a munkaadók a képességek mutatójának tekintik, és a tartós foglalkoztatást nyújtó posztokra szívesebben alkalmaznak és tanítanak be magasabb iskolai végzettségűeket.

A családi-háztartási jellemzők tekintetében arra lehet számítani, hogy azok eltérően befolyásolják a két nem munkanélküliségi kockázatát. Azt gondolhatnánk, hogy a munkáltatók a házasságot és a gyermeknevelést férfiak esetében hajlamosak a megbízhatóság, a stabil munkaerőpiaci elkötelezettség jeleként értékelni, míg nők esetében inkább arra utaló jelként, hogy háztartási-gyermeknevelési kötelezettségeik miatt kevésbé lehet számítani rájuk. A becslési eredményekből – noha nem teljesen felelnek meg e várakozásoknak – annyi igazolódni látszik, hogy a házasság és a gyermeknevelés hatása valóban nem egyforma a férfiaknál és a nőknél.

A vizsgált negyedévekben a házasság hatására a férfiak – más tulajdonságok hatását kiszűrve – mintegy 5–8 százalékkal kisebb valószínűséggel voltak munkanélküliek, mint az egyedülállók.¹⁷ A nők esetében a házasság hatása, bár ugyanilyen irányú, kevésbé erős: a házasság hatására a nők munkanélküliségi esélye csak 2–5 százalékkal kisebb, mint az egyedülállóké.¹⁸ Várakozásunkkal megegyezően a gyermeknevelés a nők körében növeli a munkanélküliség való-

17 A munkanélküliség modelljeinek ismertetésekor 10 százalékos valószínűséget alapul véve kalkuláljuk a marginális hatást.

18 A nők együttthatóját a házasság és a házasság nélküli változók együttthatóinak összegeként számítottuk ki.

színűségét: eggyel több gyermek nevelése mintegy 2–3,5 százalékos valószínűsítőnövekedést idéz elő.¹⁹ A férfiak munkanélküliségére 1992-ben és 1993-ban nem volt hatással a gyermekszám, 1994-től viszont szignifikáns, bár gyenge összefüggés mutatkozik: eggyel több gyermek 1–2 százalékkal növeli munkanélküliségük valószínűségét. Lehetséges azonban, hogy az összefüggés csak látszólagos, és a modellekben nem szereplő tulajdonságok hatásáról van szó – például a cigányokkal szembeni erőteljes foglalkoztatási diszkrimináció (Kertesi, 1994) és a cigány családokban magas gyermekszám együttes hatásának megnyilvánulásáról.

Végül, a témánk szempontjából legfontosabb változó – a nem – mind-egyik vizsgált évre erősen szignifikáns együttthatói azt jelzik, hogy a nők alacsonyabb munkanélkülisége nem vezethető vissza a becslésekben szereplő többi változó hatására. Azaz 1992 és 1998 között Magyarországon a nők az azonos tulajdonságokkal rendelkező férfiakhoz képest kisebb valószínűséggel voltak munkanélküliek.

Ágazati hatások. A munkanélküliség nemek közötti különbségéhez az a további körülmény is hozzájárulhatott, hogy a férfiak és a nők eltérő arányban dolgoznak a különböző gazdasági ágakban. Ha a munkanélküliség kockázata ágazonként eltérő – ami fokozottan fennállhat gyors gazdasági szerkezetváltozások időszakában –, és ha a nők és a férfiak eltérő munkanélküliségi kockázatú ágazatokban tömörülnek, ez nyilvánvalóan befolyásolja munkanélküliségük mértékét.

A munkavállalók különböző csoportjai – esetünkben a nők és a férfiak – közötti munkanélküliségi eltérések magyarázatában ugyanakkor az ágazati hovatarozás csak bizonyos korlátokkal vehető figyelembe. Egyrészt, azok a munkanélküliek, akik korábban nem dolgoztak, vagy már hosszú ideje nem dolgoznak, nem sorolhatók be valamely ágazatba. Másrészt, az ágazati hovatarozás állásvesztési esélyeken keresztül érvényesülő munkanélküliségi hatását többé-kevésbé ellensúlyozhatja, ha számottevő ágazati mobilitás valósulhat meg, vagyis ha a munkanélküliek jelentős része más ágazatban helyezkedik el, mint ahonnan kiszorult.

A 7. táblázat első és harmadik oszlopában az egyes ágazatokból kikerült munkanélküliek és az ágazatban dolgozó foglalkoztatottak létszáma alapján számított ágazati munkanélküliségi ráták, a harmadik és az ötödik oszlopában pedig a nők egyes ágazatokon belüli létszámarányai láthatók 1992-re és 1998-ra. Mind a munkanélküliségi rátában, mind a nők arányában láthatólag számottevő különbség van az ágazatok között. Valóban megfigyelhető, hogy a nők aránya sok olyan ágazatban magas, ahol alacsony a munkanélküliségi ráta – ilyen például az oktatás, az egészségügy, a pénzügyi szolgáltatások –; és több olyan ágazatban, ahol átlagon felüli a munkanélküliség, a férfiak dominálnak – ilyen ágazatok a bányászat, az építőipar, az egyéb feldolgozóipar, 1992-ben a gépipar.

19 A nők együttthatóit itt a gyermekszám és a gyerekszám×nő változók együttthatóinak összege adja.

7. táblázat: Ágazati munkanélküliségi ráták és a nők aránya az egyes ágazatokban dolgozók között 1992-ben és 1998-ban (százalék)

Ágazat	Munkanél-	A nők	Munkanél-	A nők
	küliségi ráta	aránya	küliségi ráta	aránya
	1992		1998	
Mezőgazdaság, erdőgazdálkodás	11,1	29,1	7,5	22,7
Bányászat	8,6	12,8	9,9	16,7
Élelmiszeripar	10,9	43,4	10,3	37,5
Textil-, ruházati és bőripar	11,0	75,3	6,8	78,5
Fa- papír- és nyomdaipar	9,6	40,8	7,7	35,0
Vegyipar	7,8	41,0	4,0	40,4
Építőanyag-ipar	17,8	39,2	9,6	33,5
Kohászat, fémfeldolgozás	14,9	28,9	7,5	16,8
Gépipar	13,6	30,3	6,6	30,0
Egyéb feldolgozóipar	10,5	36,5	9,5	26,4
Villamosenergia-, gáz-, vízellátás	6,4	28,2	4,6	24,3
Építőipar	18,5	14,6	10,6	7,8
Kereskedelem	8,5	57,8	6,9	53,0
Vendéglátás	12,9	57,2	8,6	52,1
Szállítás, hírközlés	5,8	29,1	4,2	28,2
Pénzügyi szolgáltatás	2,2	76,1	4,4	67,1
Közigazgatás	5,4	42,4	6,4	48,5
Oktatás	2,4	75,6	2,4	76,2
Egészségügy	4,3	75,3	4,0	75,9
Egyéb szolgáltatás	8,2	49,2	5,6	46,5
Összes ágazat	9,2	45,6	6,4	44,5

Megjegyzés: A táblázat a nyugdíjkor alattiak adatai alapján készült.

Forrás: a KSH munkaerő-felmérései.

Az ágazati eloszlás szerepének számszerűsítésére a két nem munkanélküliségi rátáinak különbségét standardizálással két részre bontottuk fel: a nemenkénti ágazati munkanélküliségi ráták különbségeinek, valamint a férfiak és nők eltérő ágazati eloszlásának betudható részre.²⁰ A számításokhoz a foglalkoztatottaknak és azoknak a munkanélkülieknek az adatait használtuk fel, akiknek a megkérdezést megelőző két éven belül volt állásuk.

A felbontás 8. táblázatban közölt eredményei szerint alacsonyabb munkanélküliségi rátáikat a nők részben valóban az állásvesztés kockázata tekintetében kedvezőbb ágazati összetételüknek köszönhetik. 1992 és 1996 között a két nem munkanélküliségi rátája közötti különbségeket nagyobb részt (59–68 százalékban) erre lehetett visszavezetni, és csak kisebb részben

²⁰ Az ágazati arányokat a munkaerő-állománynak, azaz a foglalkoztatottak és a munkanélküliek együttes létszámának megoszlása alapján kalkuláltuk.

az ágazati munkanélküliségi ráták nemek szerinti eltéréseire. Az időszak végére lényegesen csökkent ugyan a két nem eltérő ágazati összetételének szerepe, de az 1997. évi rátakülönbség harmadát s az 1998. évinek is csaknem negyedét ez magyarázza.

8. táblázat: A nemek szerinti munkanélküliségi ráták különbségének felbontása standardizálással (százalék)

Megnevezés	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998
A férfiak munkanélküliségi rátája	9,7	11,0	8,7	7,4	6,8	5,6	5,0
A nők munkanélküliségi rátája	7,1	7,4	6,2	5,3	5,1	4,0	3,6
A két ráta különbsége (százalékpont)	2,7	3,6	2,5	2,1	1,7	1,5	1,4
Ebből:							
-a nemenkénti ágazati munkanélküliségi ráták különbségeire visszavezethető rész	1,1	1,4	0,8	0,8	0,7	1,0	1,0
-a férfiak és nők ágazati eltérő összetételére visszavezethető rész	1,6	2,2	1,7	1,2	1,0	0,5	0,3
Az eltérő összetételre visszavezethető rész aránya	59	62	68	59	59	33	24

Forrás: a KSH munkaerő-felmérései.

Összefoglalás

A tanulmányban a férfiak és a nők 1990-es évekbeli munkaerőpiaci helyzetének sajátosságait tekintjük át. Elsősorban a Központi Statisztikai Hivatal munkaerő-felméréseinek adataira támaszkodtunk, amelyek sokrétű információkat tartalmaznak a lakosság munkaerőpiaci helyzetéről. Ezenkívül felhasználtuk az évtizedben született empirikus munkaerőpiaci kutatások eredményeit is.

A gazdasági átalakulás következményeként Magyarországon a foglalkoztatottság az 1990-es évek elején mintegy háromnegyedére csökkent, és tömeges munkanélküliség alakult ki. A foglalkoztatottság csökkenése egészen 1997-ig folytatódott, s csak ezután tapasztalható valamelyes foglalkoztatásbővülés. A munkanélküliség 1993-ban volt a legmagasabb, az évtized második felétől folyamatosan mérséklődik, és jelenleg már európai összehasonlításban viszonylag alacsony.

A nyolcvanas évtizedben Magyarországon – hasonlóan a többi kelet-európai országhoz – a nők gazdasági aktivitása magasabb volt, mint Nyugat-Európában. A kilencvenes években viszont a magyar nők aktivitása lényegesen visszaesett, miközben Nyugaton a női aktivitás növekedett. 1997-re már a nők gazdasági aktivitása Magyarországon kisebb volt, mint a legtöbb nyugat-európai országban. A férfiak aktivitása a gazdasági átmenet kezdetekor nem különbözött számottevően a nyugat-európai országokra jellem-

zótól. A kilencvenes években a férfiak aktivitása Magyarországon sokkal nagyobb mértékben csökkent, mint Nyugat-Európában, és ennek következtében az évtized végére nemzetközi összehasonlításban alacsonynak számító férfi aktivitási arány alakult ki.

1992 és 1997 között a férfiak és a nők körében egyaránt leginkább a 20–24 évesek gazdasági aktivitása csökkent, de a tizenéveseké is jelentősen mérséklődött. A magasabb életkorcsoportokban viszont a nőknél a fiatal felnőttek (25–29 évesek) és a középkorúak (30–39 évesek) gazdasági aktivitása esett leginkább vissza, míg a férfiaknál az idősebb (40–54 és 55–59 éves) korosztályoké. A nyugdíjkor felett pedig sokkal inkább csökkent a férfiak aktivitása, mint a nőké. Mivel egészsében véve a gazdasági átmenet időszakában a nők aktivitása nagyobb mértékben esett vissza, tárgult a nemek közötti aktivitási rés.

A fiatal korosztályok gazdasági aktivitásának 1990-es évekbeli visszaesésében meghatározó szerepet játszott az oktatás expanziója. A megváltozott munkaerőpiaci körülmények arra ösztönözték a fiatalokat, hogy egyre nagyobb arányban szerezzenek közép- és felsőfokú képzettséget, javítva későbbi foglalkoztatási esélyeiket és béreiket.

Az oktatás bővülésének hatása nem elhanyagolható a teljes munkaképes korú népesség gazdasági aktivitásának alakulása szempontjából sem: a munkaképes korúak 1992 és 1998 közötti aktivitáscsökkenésének jó negyede mindkét nem esetében az oktatási részvétel növekedésével hozható összefüggésbe.

A nemek közötti aktivitási rés tárgulásához kismértékben hozzájárult, hogy a nyugdíjkor alatti nők nappali oktatásban való részvétele jobban bővült, mint a férfiaké. Ennél feltehetőleg nagyobb jelentőségű kínálati tényező lehetett, hogy a csökkenő reálbérek mellett a nőknek egyre kevésbé volt érdemes fizetett munkát vállalniuk. A nők bére ugyanis lényegesen – noha az 1990-es években csökkenő mértékben – elmarad a férfiakétól, ugyanakkor a háztartásban végzett munkájuk a férfiakénál értékesebbnek számít.

Az iskolázottság emelkedésével mind a férfiak, mind a nők gazdasági aktivitása számottevően növekszik. Az általános iskolát elvégzettek és el nem végzettek aktivitási valószínűsége közötti relatív különbség növekedett a kilencvenes években, és a nőknél nagyobb, mint a férfiaknál. A különböző középfokú végzettségek is eltérő mértékben befolyásolják a férfiak és a nők gazdasági aktivitását. A férfiak között a gimnáziumi érettségi csak igen kis mértékben, a szakközépiskolai és a szakmunkás végzettség erősebben növeli az aktivitási valószínűséget. A nők aktivitási valószínűségét a gimnáziumi érettségi a férfiakénál jobban növeli, de kevésbé, mint a szak-képzettséget nyújtó középfokú végzettségek. Az egyetemi vagy főiskolai végzettségűek mintegy 40–50 százalékkal nagyobb valószínűséggel kívánának munkát vállalni, mint az azonos tulajdonságokkal rendelkező általános

iskolát végeztek. E tekintetben nincs említésre méltó különbség nők és férfiak között.

A nők gazdasági aktivitásának fontos befolyásoló tényezője a gyermeknevelés. Míg a férfiak körében a gyermeknevelés, lényegében függetlenül a gyermek korától, valamelyest növeli a munkavállalás valószínűségét, az iskoláskor alatti vagy kisiskolás korú (6–10 éves) gyermeket nevelő nők aktivitása lényegesen alacsonyabb, mint az azonos tulajdonságokkal rendelkező gyermektelen vagy idősebb gyermeket nevelő nőké, s a gyermeknevelés aktivitáscsökkentő hatása annál nagyobb, minél kisebb a gyermek. A gyermektelen egyedülállók – férfiak és nők egyaránt – kevésbé aktívak, mint a házastárssal vagy élettárral együtt élők. A gyermeküket egyedül nevelő nők viszont inkább kívánnak munkát vállalni, mint az azonos tulajdonságokkal rendelkező s ugyanannyi és ugyanolyan korú gyermeket nevelő, de párkapcsolatban élő nő társaik.

Akárcsak a gazdasági aktivitás, a foglalkoztatottság is az 1990-es években nagyobb mértékben csökkent a nők körében, mint a férfiak között. 1998 elején a nyugdíjkor alatti férfiak foglalkoztatottsága 18,5, a nőké 21,8 százalékponttal volt alacsonyabb, mint 1990 elején. 1992 és 1995 között a részdíós foglalkoztatás sokkal nagyobb mértékben szorult vissza, mint az összfoglalkoztatás: a részdíóban dolgozók létszáma a férfiak között csaknem harmadára, a nők között felére esett vissza, miközben a nyugdíjkor alatti foglalkoztatottak száma a férfiaknál csak 6,6, a nőknél 10,8 százalékkal zsugorodott. 1995 után ugyan növekedni kezdett a részdíóban dolgozók létszáma, de még 1998-ban is kevesebb, mint fele annyi férfi és kevesebb, mint kétharmad annyi nő dolgozott részmunkaidőben, mint 1992-ben. A részdíós foglalkoztatás aránya Magyarországon nemzetközi összehasonlításban igen csekély. Az Európai Unió országaiban, a kilencvenes években 27–28 százalék volt a részdíóban dolgozó nők aránya, Magyarországon csupán 4–6 százalék.

A fejlett országok nagy többségében a női munkanélküliség magasabb, mint a férfiaké. Magyarországon ezzel szemben a nők munkanélküliségi rátája – a munkanélküliek aránya a gazdaságilag aktívak között – a tömeges munkanélküliség megjelenése óta alacsonyabb, mint a férfiaké. Eredményeink azt mutatják, hogy a magyar nők alacsonyabb munkanélkülisége nem vezethető vissza arra, hogy az alkalmazás valószínűségét befolyásoló tulajdonságok – például az iskolázottság – szerinti összetételük kedvezőbb lenne, mint a férfiaké, azaz a nők Magyarországon az azonos tulajdonságokkal rendelkező férfiakhoz képest is kisebb valószínűséggel munkanélküliek. Megállapítottuk ugyanakkor, hogy a nők alacsonyabb munkanélküliségi rátája részben visszavezethető arra, hogy a nők nagyobb arányban dolgoznak olyan ágazatokban, amelyekben viszonylag alacsony az állásvesztés kockázata.

Az alacsonyabb női munkanélküliség fontos tényezője, hogy a nők kisebb valószínűséggel válnak munkanélkülivé, mint a férfiak. Ugyanakkor az is igaz, hogy a nők, ha egyszer munkanélkülivé válnak, nehezebben találnak újra állást. Az alacsonyabb elhelyezkedési valószínűség ellenére a nők között a férfiaknál nem magasabb a tartós munkanélküliség, ami azzal magyarázható, hogy a nők nagyobb valószínűséggel áramlanak ki úgy a munkanélküliek állományából, hogy felhagynak a munkakereséssel, azaz inaktívvá válnak.

2.2. Női–férfi munkaerőpiaci részvételi különbségek tényezői²¹

GALASI PÉTER

Mint láttuk, a munkakínálati magatartás fontos jellemzője a participációs vagy részvételi hajlandóság. A klasszikus munkakínálati modellekben két döntés kapcsolódik össze: az egyén a rendelkezésre álló információk alapján először arról dönt, hogy az adott piaci feltételek mellett kíván-e munkát vállalni, majd – amennyiben úgy látja, hogy érdemes belépni a piacra – meghatározza a ledolgozni kívánt munkaidő hosszát. Empirikus megfigyelések rendszerint azt mutatják, hogy a nők és a férfiak participációs rátái, illetve foglalkoztatási szintje különbözik egymástól – a férfiak foglalkoztatási szintje rendre magasabb, mint a nőké. Mind a foglalkoztatáspolitikai, mind pedig a nemek esélyegyenlősége szempontjából lényeges kérdés, milyen tényezők húzódnak meg az eltérő részvételi arányok mögött.

A tanulmányban a nők és a férfiak között megfigyelhető részvételi különbségekre, valamint e különbségeknek a kilencvenes évek magyar munkaerőpiacán megfigyelhető tényezőivel foglalkozunk, különös tekintettel az életkor, az iskolai végzettség, a gyerekszám és a családnagyság participációs döntésre gyakorolt hatására.

Az elemzéshez a KSH munkaerő-felvételének 1993 és 2000 közötti első negyedévi hullámaint használjuk. Összesen tehát nyolcéves idősorunk van, ami alkalmas arra, hogy a kilencvenes években megfigyelhető alkalmazkodást elemezzük.

A tanulmányban először röviden szót ejtünk az adatbázisról, ismertetjük a probléma vizsgálatára alkalmazott becslési módszert, valamint a becslés empirikus specifikációját, másodszer összefoglaljuk az elemzés legfontosabb eredményeit és az eredményekből levonható legfontosabb következtéseket.

Munkaerőpiaci részvétel, emberi tőke, statisztikai diszkrimináció és a családi munkamegosztás

Az egyének munkaerőpiaci részvételi (participációs) döntései sokféle elméleti modell keretein belül vizsgálhatók. A nő–férfi munkaerőpiaci részvétel

21 Az alfejezet az Oktatási Minisztérium Felsőoktatási Kutatási Pályázat programja által finanszírozott Háztartások munkaerőpiaci magatartása a kilencvenes években (FKFP-0119/2000) című kutatás keretében készült. A szerző köszönetet mond Kertesi Gábornak hasznos tanácsaiért és javaslataiért.

eltérései viszonylag egyszerűen megragadhatók a munkagazdaságtan néhány standard modelljének, jelesül az emberi tőke, a munkaerőpiaci diszkrimináció, valamint a háztartáson belül végzett nem fizetett munka elemzésére kidolgozott modellek segítségével.

Az egyének emberi tőkéje a munkaerőpiacon értékesíthető tudást testesíti meg (*Becker, 1975*). Nagyobb emberi tőkének nagyobb a (például bérben kifejezett) hozadéka, s ha az egyének számára fontos a munkaerőpiacon megszerezhető jövedelem, akkor arra számíthatunk, hogy adott munkaerőpiaci feltételek mellett a nagyobb emberi tőkével rendelkező egyének munkaerőpiaci részvételi valószínűsége magasabb. Ha továbbá az emberi tőke nagysága és az egyén termelékenysége között pozitív kapcsolat áll fenn, akkor a munkáltatók – adott javadalmazás mellett – szívesebben alkalmaznak nagyobb emberi tőkével rendelkező munkavállalókat. Az emberi tőkének hagyományosan két elemét – az iskolában, illetve a munkaerőpiaci gyakorlat révén szerzett tudástőkét – különböztetjük meg (*Mincer, 1974*), és mindkét tényező esetén pozitív kapcsolatot tételezünk fel a tőkenagyság és a részvételi valószínűség között. Amennyiben a férfiak iskolában és/vagy a munkaerőpiaci gyakorlat révén megszerzett tudástőkéje nagyobb, mint a nőké, akkor magasabb férfi részvételi valószínűségeket várunk.

Feltételezhetjük, hogy a munkaerőpiac keresleti oldalán megjelenő munkáltatók tökéletlen információkkal rendelkeznek lehetséges munkavállalóikról. Mínt hogy a lehetséges munkavállalók szűrése, illetve valóságos termelékenységük megismerése esetenként igen költséges lehet, a munkáltatók felvételi politikáját gyakran statisztikai diszkrimináció jellemzi (*Phelps, 1972*). Ez azt jelenti, hogy felvételnél a munkáltató nemcsak az adott munkavállaló megfigyelhető egyéni jellegzetességeit mérlegeli, hanem annak a csoportnak a jellemzőit is, amelyhez az adott munkavállaló tartozik. Tegyük fel, hogy a munkáltató felvételnél a lehetséges munkavállaló – iskolai végzettségben és munkaerőpiaci gyakorlatban megtestesülő – emberi tőkéjének nagysága alapján dönt. Például adott javadalmazás mellett szívesebben vesz fel magasabb iskolázottságú és hosszabb gyakorlati idővel rendelkező egyéneket. Tegyük fel továbbá, hogy kétfajta munkavállaló jelenik meg a munkáltatónál. A kétfajta munkavállaló valamely (többnyire külsődleges) nehezen megváltoztatható jellegzetességében különbözik egymástól. A munkáltató – mondjuk múltbeli tapasztalatai alapján – információkkal rendelkezik a kétféle munkavállalói csoport termelékenységéről, s ennek alapján tudja, hogy az egyik fajta munkavállaló emberi tőkéjének indikátorai (iskolai végzettség és gyakorlati tapasztalat) kevésbé megbízhatóan jelzik az egyén termelékenységét, mint a másik fajta munkavállaló esetében. Ha ezt az információt is figyelembe veszi, akkor adott emberi tőkével rendelkező kétfajta munkavállaló közül (rögzített javadalmazás mellett) azt fogja inkább alkalmazni, akinél az emberi tőke nagysága és a

termelékenység közötti kapcsolat szorosabb. A következmény: a munkáltató a felvételtkor az egyik fajta munkavállalót előnyben részesíti, a másik viszont az adott külső jellegzetesség miatt hátrányosabb helyzetbe kerül, azaz a felvételtkor statisztikai diszkrimináció jelenik meg. Ha ezt az eredményt átfordítjuk két munkavállalói csoportunk – a férfiak és a nők – részvételi esélyeire, akkor amennyiben a munkáltatók múltbeli tapasztalatai alapján a nők termelékenységét kevésbé jól jelzi előre emberi tőkéjük nagysága – például mert a családi és gyermeknevelési terhek miatt a nők gyakrabban hiányoznak vagy kevésbé motiváltak a munkahelyen –, akkor adott emberi tőkével rendelkező férfiak és nők közül a nők részvételi esélyei alacsonyabbak lesznek.

Végül a női–férfi részvételi esélyek tartósan megfigyelhető különbségeinek magyarázatára alkalmas lehet a Becker–Gronau-féle időallokációs munkakínálati modell is (Becker, 1965 és Gronau, 1977). Az egyének ebben a modellben nemcsak fizetett, hanem nem fizetett munkát is végezhetnek. A fizetett munkáért bért kapnak, amin javakat és szolgáltatásokat vásárolnak a különféle piacokon. A nem fizetett munka révén a háztartásban javakat és szolgáltatásokat állítanak elő. A modell legfontosabb eredménye, hogy idejüknek a kétféle munkatevékenység közötti allokációját a kétféle tevékenység relatív jóság-előállító képessége, másképpen: a kétféle munkatevékenységük relatív termelékenysége határozza meg. Azok az egyének vesznek inkább részt a fizetett munkában, akik relatíve magasabb bérre számíthatnak, illetve akiknek a jóság-előállító képessége a nem fizetett tevékenységekben viszonylag alacsony. És megfordítva: azok az egyének vesznek inkább részt a nem fizetett munkában (vesznek kevésbé részt a fizetett munkában), akik a fizetett munkában viszonylag alacsonyabb bérre számíthatnak, illetve akiknek a termelékenysége a nem fizetett munkában alacsonyabb. Ha feltesszük, hogy a férfiak és a nők közötti családon belüli munkamegosztás ilyen termelékenységbeli különbségeket takar, akkor azt várhatjuk, hogy a nők a háztartási/gyermeknevelési tevékenységekben inkább vesznek részt, következésképpen a részvételi valószínűségük alacsonyabb lesz, ráadásul minél több nem fizetett tevékenységre van szükség a háztartásban, annál kisebb lesz ez a valószínűség. A férfiak esetében éppen a fordítottját várjuk: ha a férfiak termelékenyebbek a fizetett munkában, akkor részvételi valószínűségük magasabb lesz, emellett a háztartás fogyasztói igényeinek a növekedése emelkedő részvételi valószínűséget eredményez.

A két utóbbi modell könnyen összekapcsolható, következményeik nagyjából ugyanabba az irányba hatnak. Az időallokációs modellből az következik, hogy a nők fizetettmunka-kínálata és részvételi valószínűsége kínálati okokból lesz alacsonyabb, mint a férfiaké: azonos bérek mellett a nők elhelyezkedési hajlandósága kisebb lesz, mert számukra előnyösebb a nem fizetett munka végzése. A statisztikai diszkrimináció modelljéből ugyanez

következik keresleti okokból: adott bérek és adott emberi tőke mellett a munkáltatók kisebb eséllyel alkalmaznak nőket. Ráadásul mind a kínálati, mind a keresleti oldalon megfigyelt eredmény mögött lényegében ugyanaz a jelenségcsoport húzódik meg: a férfiak és a nők háztartási/családi munkamegosztásban elfoglalt tartósan eltérő helyzete.

Adatbázis, módszer, empirikus specifikáció

Az adatbázist tehát a KSH munkaerő-felvételének 1993–2000. első negyedévi hullámaiból állítottuk össze. A minta minden egyes évben a munkaképes korú, azaz a 15–74 éves népesség. A részvételi döntés bináris döntés (nem vesz részt–részt vesz a munkaerőpiacon); résztvevőknek (azaz foglalkoztatottnak) azokat tekintettük, akik az ILO–OECD-kritériumok szerint foglalkoztatottak.

A részvételi döntést először minden évre, továbbá külön a nőkre és a férfiakra logittal (logisztikus regresszióval) becsüljük, majd a nők és a férfiak logitmodellekkel becsült átlagos részvételi valószínűségeit évenként tényezőkre bontjuk, tehát minden évre kiszámítjuk, hogy a két nem átlagos becsült részvételi valószínűségeiben mutatkozó különbségek mögött milyen mértékű és irányú szerepet játszanak a modell becslésekor figyelembe vett tényezők.

Az itt használt tényezőkre bontási eljárás a munkagazdaságtanban gyakran használt standard Oaxaca–Blinder-féle – lineáris regresszióra kidolgozott – tényezőkre bontás (Blinder, 1973 és Oaxaca, 1973) logitbecslésre alkalmazott változata. A logitbecslőfüggvénynek azt a tulajdonságát használjuk ki, hogy a modellel előre jelzett esélyráták logaritmusára nézve a becslés lineáris. Független változónk a munkaerőpiaci részvétel valószínűsége.

A részvételi valószínűséget az úgynevezett esélyrátával mérjük, amely azt mutatja meg, mekkora a részvétel valószínűsége a nem részvétel valószínűségéhez képest:

$$(1) \quad \frac{P}{1-P},$$

ahol P a modellel becsült átlagos részvételi valószínűség. Adott csoport átlagos helyzetét a modellel előre jelzett átlagos esélyrátával jellemezzük. Logit esetén ez :

$$(2) \quad \frac{P}{1-P} = e^{\sum_{k=1}^n \beta_k X_k},$$

ahol a β -k becsült paraméterek, n a változók száma, X pedig a változók a mintára jellemző átlagos értéke. A csoport modellel előre jelzett átlagos esélyrátájának természetes alapú logaritmusuk ekkor:

$$(3) \quad \log \frac{P}{1-P} = \sum_{k=1}^n \beta_k X_k.$$

Ha két (i és j) csoport átlagos esélyrátáinak természetes alapú logaritmusát kívánjuk összehasonlítani, akkor a fenti összefüggés alapján a két csoport esélyrátájának a különbsége

$$(4) \quad \log \frac{P_i}{1-P_i} - \log \frac{P_j}{1-P_j} = \sum_{i=1}^n \beta_i X_i - \sum_{j=1}^n \beta_j X_j.$$

Mint ahogy a fenti egyenlőség jobb oldala lineáris, ezért a csoportok modellel előre jelzett átlagos esélyrátájának különbsége a már hivatkozott felbontás segítségével tényezőkre bontható. Azaz

$$(5) \quad \log \frac{P_i}{1-P_i} - \log \frac{P_j}{1-P_j} = \sum_{k=1}^n \beta_i (X_i - X_j) + \sum_{k=1}^n X_j (\beta_i - \beta_j).$$

A jobb oldal első tagja az összetétel-, második tagja pedig a paraméterhatás. E tényezőkre bontás révén kapott értékek azt mutatják meg, hogy a különféle tényezők milyen mértékben járulnak hozzá a részvételi különbségekhez. Az összetételhatás a csoportok részvételi különbségének az a része, ami annak tudható be, hogy a két csoport a változók átlagaiban különbözik egymástól. A paraméterhatás a részvételi különbségnek azt a részét magyarázza meg, ami a két csoportra becslült paraméterek eltéréseiből adódik, azt az állapotot mutatja meg, ami akkor következne be, ha a változóátlagok és a konstansok egyenlők lennének.

Ha i -vel a férfiakat, j -vel a nőket jelöljük, akkor a férfiak és a nők részvételi összkülönbsége, illetve a különbségeket befolyásoló tényezők százalékos formában – az (5) alapján – a következőképpen írhatók fel:

$$(6) \quad 100 = 100 \frac{\sum_{k=1}^n \beta_i (X_i - X_j) + \sum_{k=1}^n X_j (\beta_i - \beta_j)}{\log \frac{P_i}{1-P_i} - \log \frac{P_j}{1-P_j}}.$$

A becslések függő változója tehát a munkaerőpiaci részvétel valószínűsége. Magyarázó változókként olyan indikátorokat igyekeztünk használni, amelyek többé-kevésbé jól jelzik az egyének emberi tőkéjét, a férfiak és a nők háztartási munkamegosztásban elfoglalt helyének különbségeit, illetve a háztartás jellegzetességeit. Az életkor részben a munkaerőpiaci gyakorlatot jelzi. Ez a mutató szükségképpen tökéletlen, ráadásul a nőkre kevésbé megbízható, mint a férfiakra – elsődlegesen a gyermekszüléssel és -neveléssel kapcsolatos életpálya-megszakítások miatt. Ötéves korcsoportokat használtunk (20 évesnél fiatalabb, 20–24, 25–29, 30–34, 35–39, 40–44, 45–49 éves, 50 éves és idősebb); a referenciacsoport: 25–29 éves.

A tudástőkét a legmagasabb befejezett iskolai végzettséggel közelítettük (8 általánosnál kevesebb, 8 általános, szakmunkásképző, szakközépiskola, gimnázium, felsőfokú); referenciacsoport: 8 osztályt végzett. A legmagasabb iskolai végzettség ugyancsak meglehetősen tökéletlen mutató. Egy-

részt nem tükrözi azokat a tudástőke-különbségeket, amelyek esetlegesen be nem fejezett iskolafokozatokból adódhatnak, másrészt figyelmen kívül hagyjuk a különböző tanfolyamok, célképzések hatását. Feltételeztük, hogy a házastárssal/élettárssal rendelkező, illetve nem rendelkező egyének részvételi valószínűsége nem azonos akkor sem, ha egyébként minden tekintetben egyformák, ezért az egyenletben egy *egyedülálló* dummyt is szerepeltettünk.

A két nem részvételi valószínűségét befolyásoló háztartási tényezők közül egyrészt a gyermekek számát (0–3, 4–6, 7–14 éves gyermekek száma a családban), másrészt a háztartásnagyságot használtuk. Ha a statisztikai diszkrimináció, illetve a nem fizetett munka időallokációs modelljei empirikusan helyesek, akkor e tényezők a nők részvételi valószínűségét negatív, a férfiakét viszont pozitív irányban befolyásolják. A helyi munkaerőpiacok eltérő foglalkoztatási helyzetének hatását *megye* dummyk alkalmazásával igyekeztünk kiszűrni (referenciacsoport: Budapest); több specifikációval is kísérleteztünk, amelyek lényegében ugyanolyan eredményekhez vezettek.

Eredmények

Eredményeink azt mutatják – s ez egybecseng korábbi kutatások megállapításaival (Nagy Gyula 2000, 2001) –, hogy a becslések a nők részvételi valószínűségét nagyobb mértékben magyarázzák meg (a nők egyenletének pseudo R^2 minden időpontban magasabb). Ez elsődlegesen annak tudható be, hogy a nők részvételi hajlandóságát a háztartások figyelembe vett jellegzetességei erőteljesebben befolyásolják. Megjegyezzük továbbá, hogy a férfiak részvételi esélyrátája minden évben magasabb értéket vesz fel, mint a nők megfelelő mutatója, azaz a férfiak részvételi valószínűsége nagyobb. Esélyráta-hányadosban mérve, a különbség valamivel több, mint kétszeres, azaz a férfiak esélyrátái nagyjából kétszer akkorák, mint a női esélyráták. Ez arra utal, hogy a nők élénkülő gazdaság és a valamelyest növekvő munkaerőpiaci kereslet mellett sem tudták vagy kívánták relatív munkaerőpiaci részvételüket növelni.

A tényezőkre bontás eredményeit a 9. táblázatban foglaltuk össze. A táblázatban pozitív és negatív értékek egyaránt szerepelnek. A pozitív értékek azt jelentik, hogy az adott tényező hatására a férfiak nőkhöz viszonyított részvételi előnye növekszik, a negatív értékek pedig azt, hogy az adott tényező hatására a férfiak relatív részvételi előnye csökken (azaz a nőké növekszik). A 10 százalékos érték tehát úgy olvasandó, hogy az adott tényező 10 százalékkal emeli, a –10 százalékos érték pedig úgy, hogy az adott tényező 10 százalékkal csökkenti a férfiak relatív részvételi előnyét. A pozitív paraméterhatás úgy értelmezhető, hogy az adott tényező jobban növeli vagy kevésbé csökkenti a férfiak, mint a nők elhelyezkedési esélyeit. Negatív paraméterhatás esetén viszont az adott tényező kevésbé növeli vagy jobban

csökkenti a férfiak, mint a nők elhelyezkedési esélyeit. Pozitív összetételhatás esetén azt mondhatjuk, hogy az adott tényező emeli a férfiak relatív elhelyezkedési esélyeit, mert összetételük az elhelyezkedés szempontjából kedvezőbb (kevésbé kedvezőtlen), mint a nőké. Negatív összetételhatás mellett azt állapíthatjuk meg, hogy az adott tényező csökkenti a férfiak (növeli a nők) relatív részvételi esélyeit, mert a férfiak összetétele az elhelyezkedés szempontjából kedvezőtlenebb (kevésbé kedvező), mint a nőké.

**9. táblázat: Női-férfi részvételi esélykülönbségek
tényezőkre bontása (százalék)**

Megnevezés		1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000
<i>Gyerekszám</i>	Összetétel	0,0	0,0	0,0	0,0	-0,1	0,0	0,0	0,0
	Paraméter	63,9	47,6	48,4	47,8	41,4	47,7	42,3	42,0
	-Ebből								
	0-3 éves	39,5	30,2	29,7	29,4	26,5	27,3	24,4	25,8
	4-6 éves	10,7	6,9	7,7	7,2	5,7	8,4	7,1	5,1
	7-14 éves	13,7	10,5	11,0	11,2	9,3	12,0	10,8	11,1
	Együtt	63,9	47,6	48,4	47,8	41,3	47,7	42,3	42,0
<i>Egyedülálló</i>	Összetétel	0,5	2,3	3,3	1,5	1,8	2,9	1,3	2,2
	Paraméter	0,6	-2,9	-4,3	-1,3	-1,5	-4,5	0,1	-3,1
	Együtt	1,1	-0,6	-1,0	0,3	0,3	-1,7	1,4	-0,9
<i>Háztartás-nagyság</i>	Összetétel	3,7	2,9	2,3	2,3	3,0	2,2	3,0	2,5
	Paraméter	-7,2	-9,5	-3,3	-11,3	-0,7	-26,8	-0,8	-14,3
	Együtt	-3,5	-6,6	-1,1	-9,1	2,3	-24,6	2,2	-11,8
<i>Életkor</i>	Összetétel	6,5	6,0	5,3	4,3	7,4	6,2	8,0	10,7
	-Ebből								
	15-49 éves	-5,4	-4,8	-5,2	-6,4	-5,3	-6,1	-5,1	-5,7
	50+ éves	11,9	10,8	10,4	10,7	12,7	12,3	13,1	16,4
	Paraméter	30,9	8,8	12,3	17,3	20,5	15,4	2,0	-9,7
-Ebből									
15-49 éves	0,0	-10,8	-11,4	-5,9	-2,0	-4,3	-4,9	-14,4	
	50+ éves	30,8	19,6	23,7	23,2	22,5	19,8	6,9	4,6
	Együtt	37,4	14,8	17,6	21,6	27,9	21,6	10,0	1,0
<i>Iskola</i>	Összetétel	28,6	26,3	28,2	26,3	26,4	25,0	28,1	28,1
	Paraméter	-8,4	1,9	-7,2	3,7	-3,8	-5,0	7,0	-2,8
	Együtt	20,2	28,2	21,0	30,0	22,7	20,0	35,1	25,3
<i>Megye</i>	Összetétel	-0,3	0,1	-0,1	-0,3	-0,1	-0,1	-0,2	0,2
	Paraméter	-18,7	-12,0	-12,5	-7,3	-19,0	7,8	-7,0	-15,0
	Együtt	-19,0	-11,8	-12,6	-7,6	-19,2	7,7	-7,2	-14,8
<i>Együtt</i>	Összetétel	39,0	37,7	38,9	34,1	38,4	36,2	40,2	43,6
	Paraméter	61,0	62,3	61,1	65,9	61,6	63,8	59,8	56,4
	Együtt	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0

A 9. táblázat egy-egy oszlopa az egy-egy időpontra becsült férfi–női részvételi különbségeket meghatározó tényezők súlyát mutatja a (6) felírásnak megfelelő százalékos formában, tehát az összes különbséget 100-nak tekintve. Az egyes cellákban szereplő értékek az adott tényezőnek az összes részvételi különbségeken belül elfoglalt súlyát jelzik. Az 1993-as eredmények oszlopának felülről a második (számot tartalmazó) cellájában például 63,9 százalék szerepel. Ez azt jelenti, hogy a férfiak és a nők között megfigyelt – a férfiak javára mutató – összes különbség 63,9 százaléka a gyermekszám paraméterhatásának tudható be. Ez alatt lévő szám – 39,5 százalék – azt jelenti, hogy a férfiak és a nők között megfigyelt összes különbség 39,5 százaléka a 0–3 éves gyermekek számát jelző változó paraméterhatásának tudható be.

Először is megállapíthatjuk, hogy a magasabb férfi részvételi arányok alakulásában összességében az együttes paraméterhatások játszottak nagyobb szerepet. Ha tehát az összes modellben szereplő változó együttes hatását vizsgáljuk, akkor azt találjuk, hogy a paraméterhatás minden évben nagyobb, mint az összetételhatás, ami azt jelenti, hogy a férfiak részvételi előnye nagyobb mértékben tulajdonítható annak, hogy adott megfigyelt jegyek mellett kedvezőbb elhelyezkedési lehetőségekkel rendelkeznek és/vagy nagyobb arányban törekszenek elhelyezkedni, mint annak, hogy a munkaerőpiac szempontjából kedvezőbb az összetételük.

Az egyes tényezők hatását elemezve a legfontosabb egyedi jellegzetesség, amely a férfiak és a nők munkaerőpiaci összes részvételi különbségének, azaz a férfiak részvételi előnyének többnyire közel felét (41,3–48,4 százalékát), egy évben (1993) pedig csaknem kétharmadát (63,8 százalék) magyarázza: a gyerekszám, a 0–14 éves gyermekek száma a családban.²² E változó összetételhatása (közel) zéró, ami azt a – nem meglepő – sajátosságot jelzi, hogy a férfiak és a nők átlagosan azonos gyermekszámú családokban élnek. Ebből adódóan a gyerekszámából fakadó férfi részvételi előny – tehát az összes férfi részvételi előny közel fele is – abból fakad, hogy adott gyermekszám mellett a nők részvételi valószínűsége lényegesen kisebb, mint a férfiaké. A gyermekek jelenléte tehát a férfiakéhoz képest erősen fékezi a nők munkaerőpiaci részvételét. Ez az eredmény összefér mind a háztartási munkamegosztásban elfoglalt eltérő helyzetből fakadó kínálati, mind pedig az ugyanebből az okból bekövetkező statisztikai diszkriminációt feltételező keresleti szempontú magyarázattal. Kínálati oldalról azt jelenti, hogy a nők a gyermeknevelésben relatíve termelékenyebbek, mint a férfiak, illetve a férfiak a fizetett munkában relatíve termelékenyebbek, mint a nők, és ezért a nőknek érdemesebb idejüket gyermekneveléssel tölteni, mint a férfiaknak. Keresleti oldalról pedig azt, hogy a munkáltatók – mondjuk múltbéli tapasztalataik alapján – úgy vélik, hogy adott jellegzetességek mellett a gyermekes nők kevésbé termelékenyek, mint a gyermekes férfiak – éppen a

22 A különböző életkorú gyermekek számának a női és a férfi gazdasági aktivitásra gyakorolt hatását a munkaerő-felvétel 1992–1998-as második negyedévi mintáin logitmodellekkel, némileg eltérő modellspecifikációval vizsgálta Nagy Gyula (2000) tanulmánya is. Eredményei egybecsengenek az itt levont következtetésekkel.

nemek közötti háztartási munkamegosztás sajátosságai miatt, és ezért felvételnélkor a gyermekes férfiakat előnyben részesítik a gyermekes nőkkel szemben. Az első magyarázat azt implikálja tehát, hogy a gyermekszámhoz kapcsolódó paraméterhatás önkéntes kínálati döntés, a második pedig azt, hogy munkáltatói statisztikai diszkrimináció következménye.

Empirikusan a két hatás nem választható szét pótlólagos hipotézisek nélkül. Ha feltesszük, hogy a legfiatalabb gyermekek esetében inkább az önkéntes kínálati döntés dominál, mondjuk, mert 0–3 éves gyermek(ek) mellett a nők nem kívánnak fizetett munkát végezni, idősebb gyermekek – mondjuk 7–14 évesek – mellett pedig már elhelyezkednének, de elhelyezkedési esélyeik a gyermekek jelenléte miatt jelentkező munkáltatói felvételi diszkrimináció következtében rosszabbak, akkor azt mondhatjuk: elemzésünk arra utal, hogy az alacsonyabb női részvételben az önkéntes kínálati döntés nagyobb szerepet játszik, mint a munkáltatói diszkrimináció. A 9. táblázatból jól látható, hogy a 0–3 éves gyermekek jelenlétéhez kapcsolódó paraméterhatás, a gyermekek számához kapcsolódó paraméterhatásnak minden évben több mint a felét teszi ki.

A háztartásnagyság változójának tulajdonítható – a gyerekszám hatásától megtisztított – részvételi különbségek súlya, illetve hatásuk iránya jól mutatja, hogy a két nem közötti háztartási munkamegosztás hatása elsődlegesen a gyermeknevelés terén megjelenő eltérő szerepekkel, és nem egyszerűen a háztartási tevékenységek – a háztartástagok számával közelített – terjedelmével függ össze. A háztartásnagyság összetételhatása csekély, és minden évben pozitív, ami annyit jelent, hogy az átlagos férfi valamivel népesebb családban él, mint az átlagos nő, és emiatt nagyobb erőfeszítéseket tesz az elhelyezkedés érdekében. A paraméterhatás minden évben negatív, egyes években a zérushoz közelítő, máskor tíz százalék fölötti értékekkel. A negatív előjel arra utal, hogy nagyobb méretű háztartás esetén a nők részvételi valószínűsége – bár esetenként igen csekély mértékben – magasabb, mint a férfiaké, adott háztartásméret mellett ugyanis a nők nagyobb mértékben helyezkednek el.

A házastárs nélküli (egyedülálló) férfiak és nők részvételi különbsége nem jelentős, a hatások csak néhány százalékkal járulnak hozzá az összes nemek közötti részvételi különbségekhez. Ez ismét azt erősíti meg, hogy a háztartási jellemzők közül a különbségek döntően a gyermekneveléssel kapcsolatos feladatok megosztásából fakadnak.

Az életkor együttes hatása 1993-ban a férfiak számára még 26 százalékos részvételi előnyt jelent, 1999-ben ez már csak 9,0, 2000-ben pedig 1 százalék. Az életkor összetétel- és paraméterhatása is pozitív minden időpontban (a legutolsó év kivételével, ahol a paraméterhatás negatív). Az életkor paraméterhatása azt mutatja meg, hogy adott életkor mellett melyik csoport átlagos elhelyezkedési esélye a nagyobb. Minthogy az együtthatók a háztar-

tási jellegzetességektől (gyermekszám, háztartásnagyság) megtisztított elhelyezkedési esélyeket mérik, ha tartós és jelentős férfi részvételi előnyt mutatnak, akkor nagyon valószínű, hogy e mögött a nőket a gyereknevelési terhek miatt egyébként is sújtó hátrányok mellett más okokból is hátrányosan diszkrimináló munkáltató felvételi gyakorlat húzódik meg. Látnunk kell azonban, hogy az életkor pozitív összetétel-, illetve paraméterhatása csaknem kizárólag a két nem demográfiai, illetve a nyugdíjkorhatárban megfigyelhető eltérő jellegzetességeiből fakad. Ennek illusztrálására külön közöljük a 15–49 és az 50 évesek és idősebb életkorhoz kapcsolódó paraméter- és összetételhatásokat. Ebből jól látható, hogy a pozitív hatások kizárólag az 50 éves és idősebb korcsoportoknál jelennek meg, a 15–49 éveseknél mind a paraméter-, mind az összetételhatások – az egyetlen zérus kivételével – rendre negatív értékeket vesznek fel, azaz az 50 évesnél fiatalabbaknál női elhelyezkedési előny mutatkozik.

Az 50 év feletti esetében megfigyelt pozitív és nem csekély összetételhatás – értéke 10–16 százalék között ingadozik – abból fakad, hogy a nőkhöz viszonyítva a férfiak körében kisebb az 50 év feletti, alacsony elhelyezkedési esélyekkel rendelkező személyek aránya, ami a férfiak alacsonyabb várható élettartamának tulajdonítható. Az 50 év felettiénél megfigyelt pozitív és esetenként nagyon erős paraméterhatás (értéke 5 és 31 százalék között mozog) pedig abból adódik, hogy az 50 év feletti népességben a férfiak elhelyezkedési valószínűsége kevésbé mérséklődik, mint a nőké, ez pedig nemigen magyarázható mással, mint a két nem eltérő – az időszak kezdeti éveiben igen eltérő – nyugdíjkorhatárával.

Ha tehát a legidősebb korcsoporttól eltekintünk, akkor azt mondhatjuk, hogy a nők mind életkori összetétel, mind pedig adott életkor mellett megfigyelhető elhelyezkedési valószínűségek tekintetében előnyösebb helyzetben vannak, mint a férfiak. Életkorral közelített munkaerőpiaci tapasztalatokat tehát a munkáltatók nem tekintik értéktelenebbnek, mint a férfiakét, itt foglalkoztatási diszkriminációra utaló jelet nem találunk.

Az iskolai végzettség esetében a végzettségi összetétel és a paraméterek hatása együttesen minden évben pozitív. Ez két egymásnak feszülő ellenerő eredőjeként alakul ki: az összetételhatás mindvégig pozitív, a paraméterhatás pedig negatív. Az összetételhatás 10–19 százalék, két legmagasabb értékét az utolsó két évben éri el. A paraméterhatásnak nincs értékelhető időbeli trendje.

A pozitív összetételhatás azt jelenti, hogy a férfiak iskolai végzettség szerinti összetétele összességében a munkaerőpiaci elhelyezkedés szempontjából mindvégig kedvezőbb, mint a nőké. Magyarán a nők körében magasabb a legalacsonyabb, a férfiak körében pedig a legmagasabb iskolai végzettségűek aránya.

A negatív paraméterhatás azt mutatja, hogy adott iskolai végzettség mellett a férfiaknak relatíve alacsonyabbak az elhelyezkedési esélyei. A negatív paraméterhatás arra utal, hogy – a háztartási munkamegosztás esetleges hatásától eltekintve – itt sincs jele a nőket hátrányosan érintő munkáltatói felvételi gyakorlatnak.

A férfiak iskolai végzettsége tehát a megfigyelés időszakában a részvételi esélyek szempontjából mindvégig kedvezőbb, mint a nőké, ugyanakkor adott iskolai végzettség mellett relatíve alacsonyabb férfi részvételi valószínűséget figyelhetünk meg (adott iskolai végzettség mellett az iskolai végzettség paraméterei a férfiak esetében alacsonyabbak). Összességében azonban az összetételhatás dominál, tehát a férfiak iskolai végzettség szerinti megoszlása annyival kedvezőbb, hogy az alacsonyabb paraméterértékek ellenére az iskolai végzettség hatása a férfiak számára részvételi szempontból kedvezően alakul.

A megyehatások a munkaerőpiacok keresleti oldalán megfigyelhető területi eltérések hatásának a jelzésére szolgál. Látjuk, hogy az összhatás általában pozitív, az összetételhatás zérus körüli, tehát az összhatásban kizárólag a paraméterhatás jelenik meg. Adott területi munkaerőpiac-állapotok mellett a férfiak részvételi valószínűségei (egyetlen év kivételével) tehát magasabbak, vagyis a regionális munkakeresleti különbségek a férfiak részvételi előnyét erősítik.

Összefoglalóan megállapíthatjuk, hogy a férfiak részvételi előnye a vizsgált időszakban folyamatosan és jelentősen növekedett. Az összes részvételi előny jelentős része a nők és a férfiak családi munkamegosztásban betöltött eltérő szerepének tudható be. Ezt a vizsgált modellbecslésekben elsődlegesen a lehetséges munkavállalók családjában élő 0–14 éves gyerekek számának változójával tudtuk megragadni, ami – feltevéseink szerint – többékevésbé jól tükrözi a gyermekneveléssel és -gondozással kapcsolatos tevékenységek mértékét. A háztartásban élő gyermekek számának emelkedése erőteljesen fékezi a nők munkaerőpiaci részvételét. Ez jelentős férfi részvételi előnyt jelent, ami az egyes időpontokban mért részvételi előnyök nagyjából 41–48 százalékát magyarázza. Ez egybevág mind a Becker–Gronau-féle nem fizetett munkát is tartalmazó munkakínálati modell, mind a Phleps-féle statisztikai diszkrimináció modelljének előrejelzéseivel.

Kínálati oldalról az eredményt úgy értelmezhetjük, hogy a nők termelékenyebbek a háztartási (gyermeknevelési) tevékenységekben, mint a fizetett munkában, a férfiak esetében pedig az összefüggés fordított, ezért a nőknek érdekesebb a nem fizetett, a férfiaknak pedig a fizetett munkára fordítani rendelkezésre álló idejüket. A keresleti oldalt szemlélve, tökéletlen információ mellett a munkáltatók felvételi politikájukban statisztikai diszkriminációt alkalmazhatnak, amelynek lényege, hogy potenciális munkavállalóik kiválogatásánál figyelembe veszik a nők és a férfiak háztartási mun-

kamegosztásban elfoglalt helyének különbségeit, s emiatt azonos termelékenységet jelző indikátorok (például iskolai végzettség vagy munkaerőpiaci gyakorlat) mellett a nők várható termelékenységét a férfiakénál alacsonyabbra értékelik. Ha a statisztikai diszkrimináció fennáll, akkor egy adott emberi tőkével rendelkező nő részvételi valószínűsége keresleti okokból is alacsonyabb lesz, mint egy egyébként ugyanilyen jellegzetességekkel rendelkező férfi részvételi valószínűsége. Hogy a nők részvételi hátránya mögött elsődlegesen ez a tényező húzódik meg, azt megerősíti, hogy a gyermekszám hatásától megtisztított emberitőke-indikátorok (életkor és iskolai végzettség) együtthatói esetében munkaerőpiaci diszkriminációra utaló jelek nem mutathatók ki.

3. A MUNKAKÍNÁLAT MINT MUNKAIDŐ

3.1. Tényleges és szokásos munkaidő 1992 és 2000 között¹

NAGY GYULA

Adatforrások és módszerek

A munkaidőről vállalati adatgyűjtésből és lakossági megkérdezésből szokás tájékozódni. Magyarországon jelenleg nem létezik olyan vállalati adatgyűjtés, amely részletes információkat tartalmazna a munkaidőről. Ezért a munkaidő alakulásának vizsgálatában a Központi Statisztikai Hivatal 1992-ben indult munkaerő-felmérésre támaszkodunk. A reprezentatív lakossági adatfelvétel előnye a vállalati adatgyűjtéssel szemben, hogy a teljes munkaerő-állományra kiterjed (felölelve a vállalati felmérésekben általában nem szereplő önfoglalkoztatókat, kis munkaadóknál, magánháztartásoknál stb. dolgozókat is), és számot tud adni a több állással rendelkező foglalkoztatottak munkaidejéről is. Az adatforrás hátránya, hogy mivel a válaszadók emlékezetére hagyatkozik, kevésbé tekinthető pontosnak, mint a feljegyzéseken alapuló vállalati adatgyűjtés (habár a munkaadók munkaidő-nyilvántartásai sem tökéletesek, például nem mindig terjednek ki a nem fizetett túlórákra).

A magyar munkaerő-felmérésben országos reprezentatív mintán havi rendszerességgel gyűjtenek adatokat a lakosság munkaerőpiaci állapotáról, és az eredményeket negyedévente publikálják. Tanulmányunkban a munkaerő-felmérés munkaidőre vonatkozó adatainak éves átlagait használjuk. A szokásos munkaidő esetében a megkérdezett foglalkoztatottak nagy száma, illetve a minta reprezentativitása biztosítja az eredmények megbízhatóságát. A munkaerő-felmérés közvetlen információt szolgáltat a foglalkoztatottak által ténylegesen ledolgozott munkaidőről is. Ezen adatok felhasználásakor azonban figyelembe kell vennünk, hogy a megkérdezés nem folytonos, minden évben csak 12 hétre terjed ki. A felmérés ugyanis minden

¹ Az alfejezet az ILO WTWO programja számára készült tanulmányon alapul.

hónapban egy-egy kijelölt hétre vonatkozik, és az interjúkban az e héten ténylegesen munkával töltött időt regisztrálják. (A vonatkozási hét mindig a hónap 12. napját magában foglaló hét.)

Kérdés, hogy ez a körülmény befolyásolja-e az adatok megbízhatóságát. Úgy véljük, nincs okunk feltételezni, hogy egy-egy hónap hetei között szisztematikusan ingadozna a betegség vagy más okból történő hiányzás, a munkahely-változtatás, a termelés szüneteltetése, a munkabeszüntetés stb. miatt kieső munkaidő aránya. Hasonló feltevással élhetünk a szabadságolások többsége esetében is, bár itt már vannak kivételek. Egyes esetekben az ünnepnapokhoz közeli napokban ugyanis inkább szokás szabadságra menni, mint a hónap más napjain, és az érintett hónapok vonatkozási heteiben alul- vagy túlreprezentáltak lehetnek e szabadságolási időszakok. Például decemberben nyilvánvalóan többen mennek szabadságra karácsony és újév között, mint a munkaerő-felmérés december 12-ét magában foglaló vonatkozási hetében, következésképpen a decemberi adatok alulbecslik a szabadság miatt kieső munkaidőt, illetve felülbecslik a tényleges munkaidőt. E feltételezhető torzító hatást a rendelkezésre álló adatok alapján nem lehet korrigálni, az éves átlagra gyakorolt hatása azonban megítélésünk szerint nem jelentős mértékű.

Nem mindegy azonban, hogy az ünnepnapok megfigyelt hetekre esnek-e, vagy sem, hiszen a munkaszüneti napok eltérő aránya miatt egy-egy hónapon belül is hétről hétre lényegesen ingadozhat a ledolgozott munkaidő. Ezért a tényleges munkaidő megbízható becsléséhez az egyheti megfigyelésből származó adatokat a munkanapok és munkaszüneti napok egész naptári hónapra jellemző aránya és a felmérés vonatkozási hetén belüli aránya alapján korrigáltuk. Azok a megfigyelésekhez, amelyekben a munkanapok aránya a havi átlagnál kisebb volt, 1-nél nagyobb súlyt, az átlagosnál több munkanapot tartalmazó hetek munkaidő-adataihoz 1-nél kisebb súlyt rendeltünk. (Képletszerűen: súly = a munkanapok aránya a naptári hónap napjai között/a munkanapok aránya a felmérés vonatkozási hetében.) Az így súlyozott munkaidőadatok korrigálják a heti munkanapok eltérő számából adódó torzítást.

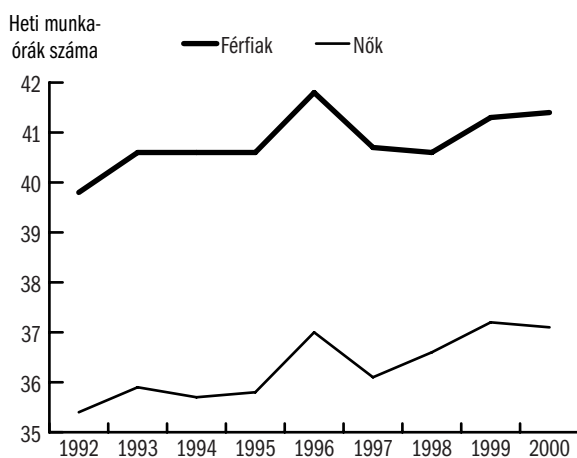
A tényleges munkaidő alakulása

Az 1. ábra a foglalkoztatottak heti tényleges munkaidejének alakulását mutatja 1992 és 2000 között.

A férfiak ledolgozott munkaideje mindvégig lényegesen magasabb volt, mint a nőké, bár a különbség a megfigyelt időszakban csökkent: míg a kilencvenes évek elején a férfiak még átlagosan mintegy heti 5 órával dolgoztak többet a nőknél, az évtized végén már csak 4 óra körüli a különbség. Az 1. ábrán látható, hogy a kilencvenes években a nők és a férfiak tényleges

munkaideje is növekedett, a nőké valamelyest nagyobb mértékben. Míg az évtized első felében a nők heti tényleges munkaidejének átlaga nem érte el a 36 órát, az évtized végén már meghaladta a 37 órát. A férfiak esetében az átlag csak mintegy fél százalékponttal emelkedett, 40,6 órától 41,4 órára. Feltűnő, hogy 1996-ban egyszeri kiugrás látható az adatokban: mind a férfiak, mind a nők átlagos munkaideje 1 órával megemelkedik 1995-höz képest, majd 1997-re nagyjából visszatér a korábbi értékhez. Erre a jelenségre nem tudunk magyarázatot adni.

1. ábra: A foglalkoztatottak heti tényleges munkaidejének éves átlagai nemek szerint

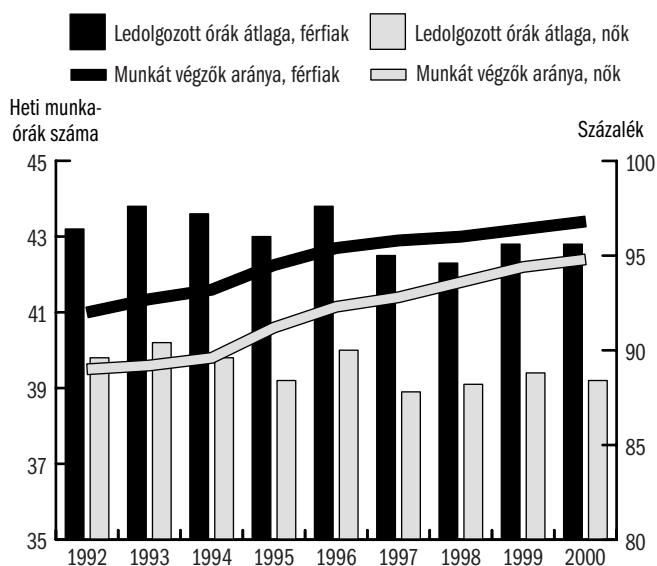


A tényleges munkaidő mértékét, az egyes országokban alkalmazott számítási-becslési módszerek jelentős eltérései miatt, nem lehet megbízhatóan más országokéhoz hasonlítani. A változások irányáról azonban az eltérő módszerekkel számított mutatók is tájékoztatnak. Az utóbbi évtizedekben az OECD-országokban lényegesen lassult az átlagos ledolgozott órák csökkenésének üteme, és a kilencvenes években a csökkenő trend több országban abbamaradt, más országokban pedig – a magyarországi adatokhoz hasonlóan – egyenesen növekvést regisztráltak. Az nyugat-európai OECD-országok közül például Nagy-Britanniában, Svédországban és Finnországban is növekedett az egy foglalkoztatottra jutó tényleges munkaidő átlaga 1992 után. (OECD, 1998)

A foglalkoztatottak közül nem mindenki végez munkát a munkaerő-felmérésben megfigyelt vonatkozási héten. A munkából való egész heti távollétnek számos oka lehet, például betegség, szabadság stb. A foglalkoztatottak heti átlagos ledolgozott munkaideje egyrészt a vonatkozási héten munkát végzők arányától, másrészt az általuk átlagosan ledolgozott munkaidő-

től függ (a kettő szorzata). A 2. ábra e két mutató időbeli alakulását mutatja be nemek szerint.

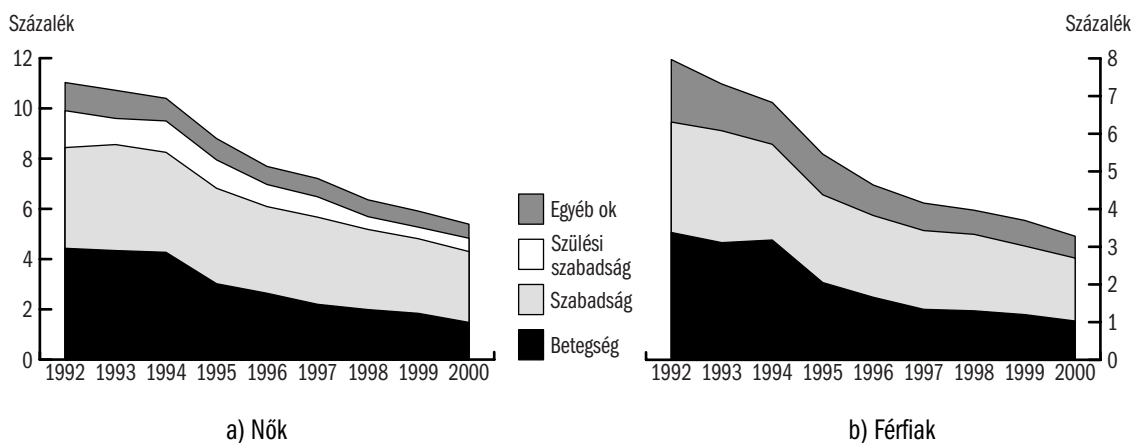
2. ábra: A munkaerő-felmérés vonatkozási hetén munkát végzők aránya és a munkát végzők által ledolgozott órák heti átlagai nemek szerint



A 2. ábrán az oszlopok a munkát végzők munkaóráinak átlagait mutatják (bal oldali skála), a görbék pedig a munkát végzők százalékos arányát (jobb oldali skála). Mind a férfiak, mind a nők között folyamatosan emelkedett a munkát végzők aránya. 1992-ben a férfi foglalkoztatottak átlagosan 8 százaléka volt egész héten távol a munkájától (92 százalék dolgozott legalább 1 órát), 2000-ben már csak alig több, mint 3 százaléka (97 százalék dolgozott). A nők között a megfelelő arányok 11 és 5 százaléka. Jól látható az ábra oszlopain, hogy a munkát végzők által ledolgozott átlagos órák száma sem a férfiak, sem a nők esetében nem növekedett, sőt, kismértékben még csökkent is. A ténylegesen ledolgozott órák átlagának kilencvenes évekbeli növekedése Magyarországon tehát nem a munkaidő növekedésével magyarázható, hanem egyértelműen az egész heti távollétek csökkenésére vezethető vissza. A távollétek csökkenése és így a tényleges munkaidő átlagának növekedése Magyarországon valószínűleg a gazdaság átalakulásával függ össze, akár úgy, hogy a foglalkoztatásból inkább olyan munkaerőcsoportok szorultak ki, amelyek esetében nagyobb a tartós távollét valószínűsége (idősebbek, rosszabb egészségi állapotúak, kisgyermeket nevelők stb.), akár úgy, hogy a foglalkoztatottak kisebb arányban, illetve rövidebb időre maradnak távol a munkától.

A 3. ábra a foglalkoztatottak százalékos arányában mutatja a teljes heti távollétek alakulását a távollét főbb okai szerint. Hangsúlyoznunk kell, hogy ezek az adatok nem nyújtanak teljes képet a munkahelyi hiányzásokról, mert a munkaerő-felmérésben csak az egész hetes távollétet regisztrálják, és ennek okáról tesznek fel kérdéseket. A felmérés azoknak a hiányzásoknak a gyakoriságáról és okáról, amelyek nem folytatódtak a megfigyelt naptári hét egészében, nem tartalmaz információt. Az adatok ennek ellenére megmutatják, hogy nemcsak a munkahelyi távollétek aránya csökkent a kilencvenes években, hanem annak okai is jelentősen megváltoztak.

3. ábra: A munkából teljes hétig távollévő foglalkoztatottak arányának alakulása a távollét főbb okai szerint (százalék)

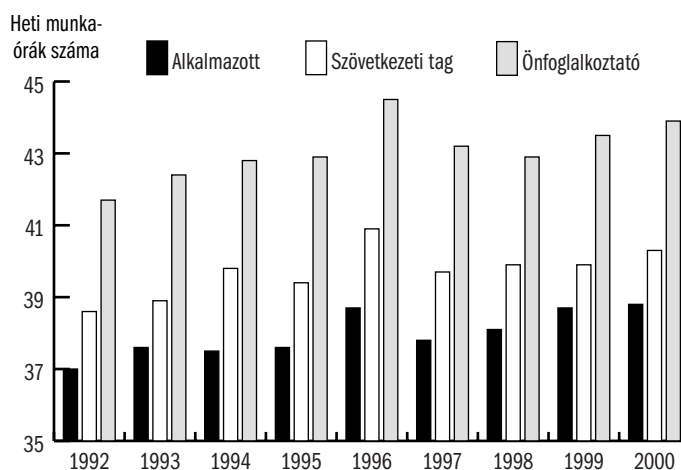


Az évtized elején a távollét leggyakoribb oka a férfiak és a nők esetében egyaránt a betegség volt, de a betegség miatti hiányzások aránya gyorsan visszaszorult, és 1995-től már mindkét nem körében a szabadságukat töltők alkotják a teljes héten távollévőkhöz relatív többséget. A betegség miatti hiányzások aránya 1995 után is tovább csökkent, és 2000-ben már az egész heti távollétek felének szabadságolás az oka. Közben a foglalkoztatottak közül szabadságon lévők aránya is mérséklődött, a férfiaknál nagyobb mértékben, mint a nőknél. Nem tudjuk, vajon ehhez hozzájárult-e a munkaerő-állomány átlagos szabadságának csökkenése (ami még változatlan szabályok mellett sem elképzelhetetlen, például a korösszetétel változása vagy a foglalkoztatástörténet romlása miatt), de magyarázat lehet az is, ha a szabadságokat a munkaadó igényeihez jobban igazodva, több, rövidebb részletben adják ki, hiszen, mint említettük, adataink csak a teljes héten át tartó szabadságolások arányát mutatják. A nők között csökkent a szülési szabadságon lévő aránya. A távollétek ritkább okait az egyéb kategóriába csoportosítottuk. Ide került a munka gazdasági okokból történő szünetel-

tetése, a munkarenddel, a rossz időjárással és a sztrájkjal összefüggő távollét. Az ezen okokból való távollétek aránya is csökkent a megfigyelt időszakban, különösen az évtized elején, illetve a férfiaknál.

A 4. ábrán a foglalkoztatás típusa szerint három csoportot különböztetünk meg: az alkalmazottakat, a szövetkezeti tagokat és az önfoglalkoztatókat. A tényleges munkaidő átlagértéke az alkalmazottak esetében a legalacsonyabb. A szövetkezeti tagok ennél hetente 1–2 órával többet teljesítenek. A heti ledolgozott órák átlaga az önfoglalkoztatóknál a legmagasabb, az évek többségében több mint 5 órával teljesítettek többet az alkalmazotknál. E különbségekben jelentős szerepet játszik, hogy az önfoglalkoztatók kisebb arányban vannak távol a munkától, mint akár az alkalmazottak, akár a szövetkezeti tagok.

4. ábra: A heti tényleges munkaidő átlagai a foglalkoztatás típusa szerint

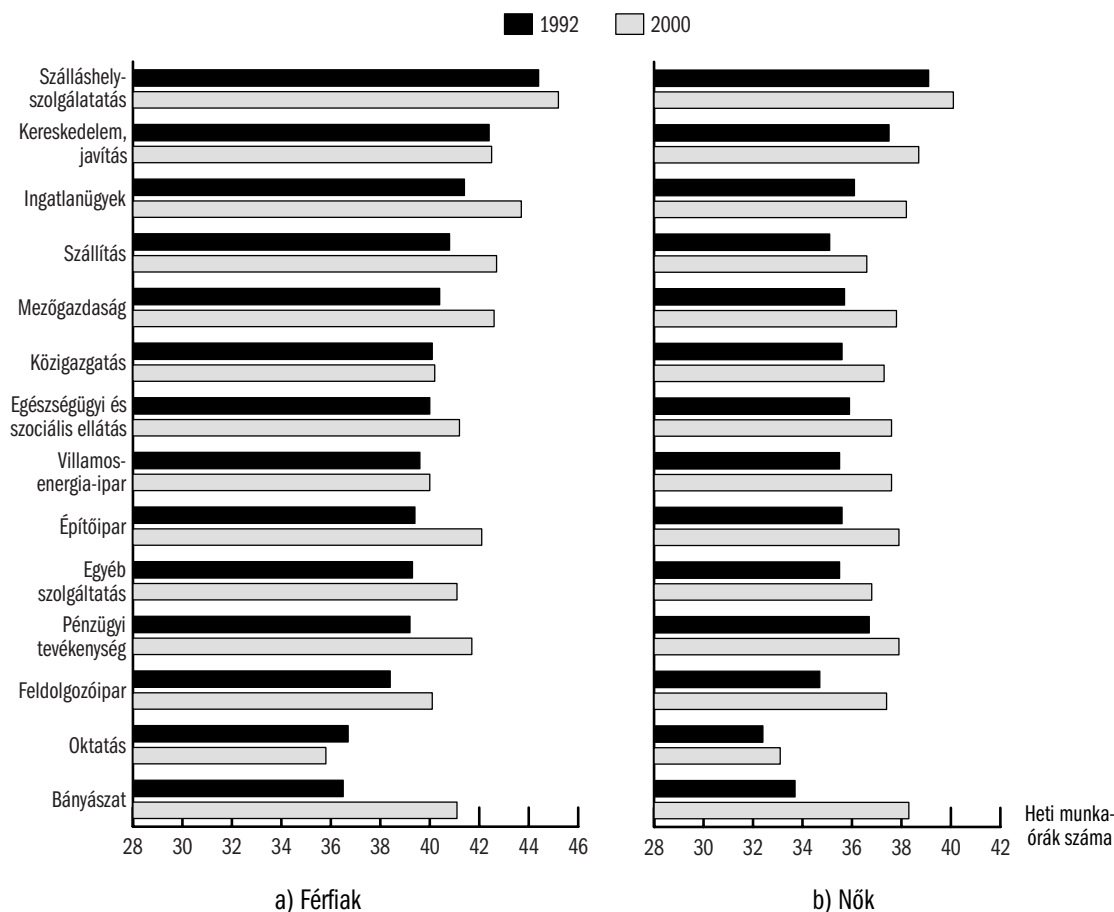


Az 5. ábra ágazatok szerint mutatja a ledolgozott heti munkaidő átlagait, külön a férfiakra és a nőkre. Az ábrán a munkaerő-felmérésben megfigyelt időszak első és utolsó évének (1992 és 2000) adatai szerepelnek.

Az egyes ágazatok között jelentős különbségek vannak. 2000-ben a férfiaknál heti 9, a nőknél heti 7 óra volt a különbség a legmagasabb és legalacsonyabb értékkel rendelkező ágazatok – a szálláshely-szolgáltatás és az oktatás – között. 2000-ben viszonylag magas – az átlagot legalább heti egy órával meghaladja – a férfiaknál az ingatlan-, a közlekedés-, a mezőgazdaság- és a kereskedelemágazatokban dolgozók ledolgozott munkaidője, a nőknél csak a kereskedelem sorolható ebbe a kategóriába. Az oktatásban dolgozókon kívül az átlagnál legalább heti egy órával kevesebbet teljesítettek a villamosenergia-iparban, a feldolgozóiparban és a közigazgatásban

dolgozó férfiak. A nők körében az oktatáson kívül más ágazat heti átlagos munkaideje nem marad el egy óránál többel az átlagtól. Mindebből az is látszik, hogy a férfiak teljesített munkaórái jóval inkább szóródnak az ágazatok között, mint a nőké.

5. ábra: A heti tényleges munkaidő átlagai ágazatok szerint

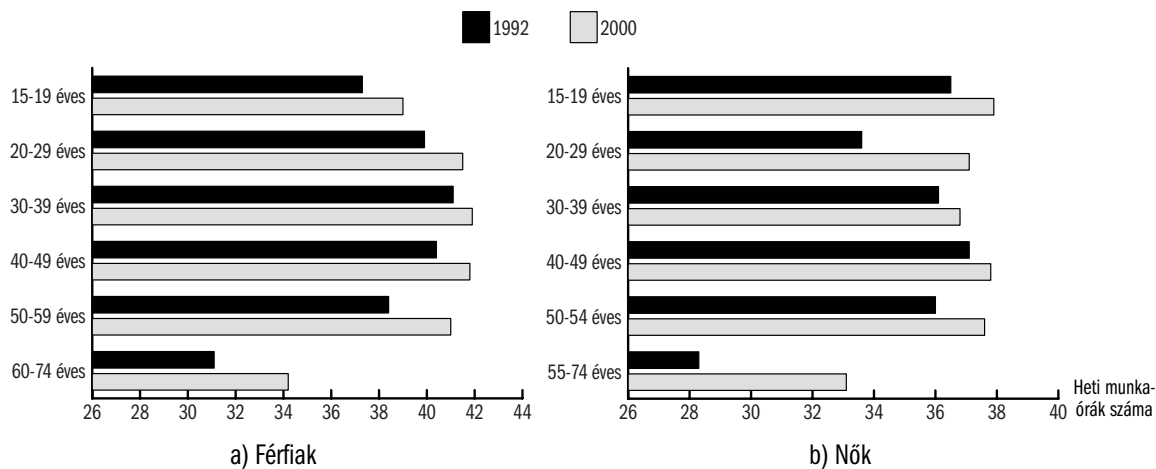


Az 5. ábrán az is látható, hogy a tényleges munkaidő 1992 és 2000 közötti növekedése különböző mértékben érintette az egyes ágazatokban dolgozókat. A férfiak esetében nagymértékben nőtt a bányászatban, az építőiparban és a pénzügyi ágazatban foglalkoztatottak munkaideje, a nőkben a bányászat és a feldolgozóipar esetében haladja meg a növekedés lényegesen az átlagot. Az oktatásban dolgozó férfiak teljesített munkaideje nem nőtt, ezenkívül viszonylag kis mértékű növekedés tapasztalható a kereskedelem, a közigazgatás, a villamosenergia-ipar, valamint a szálláshely-szolgáltatás

ágazataiban. A nőknél leginkább a bányászatban és a feldolgozóiparban foglalkoztatottak munkaideje növekedett, legkevésbé pedig az oktatásban, valamint a szálláshely-szolgáltatásban dolgozóké.

A 6. ábrán korcsoportok szerint láthatjuk a heti ledolgozott munkaidő átlagait 1992-ben és 2000-ben. 2000-ben a férfiak között – nem meglepő módon – a legfiatalabbak és a legidősebbek teljesített munkaórái maradnak el az átlagtól. Mint később még látni fogjuk, mindkét korcsoportban a részidőben dolgozók aránya meghaladja az átlagot – a tizenévesek között kisebb, a legidősebb korcsoportban jelentős mértékben. A 20 és 49 év közötti három korcsoport értékei a legmagasabbak, és alig különböznek egymástól, az 50–59 évesek csoportjában valamelyest csökken a heti óraszám. A nőknél is igaz, hogy a legidősebb korcsoport tagjai viszonylag kevés órát teljesítenek, ami a részidőben dolgozók magas arányával magyarázható. A tizenévesek óraszámuk ugyanakkor nem marad el a huszonévesekétől, sőt, meg is haladja azt. A 20–39 éves nők tényleges munkaideje nem éri el a 40–55 évesekét, ami valószínűleg összefüggésbe hozható a gyerekneveléssel. A részidőben dolgozók aránya nem kiugró a 20–39 évesek között, viszont itt a legmagasabb az egész heti távollétek aránya.

6. ábra: A heti tényleges munkaidő átlagai korcsoportok szerint



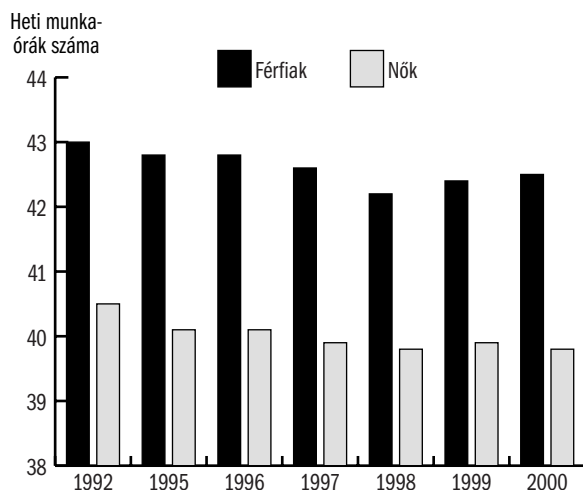
1992 és 2000 között a 60 éves és idősebb férfiak, illetve az 55 éves és idősebb nők tényleges munkaidejének átlaga növekedett a legnagyobb mértékben. Ez a nyugdíjkorhatár időközben bekövetkezett emelésével hozható összefüggésbe: míg 1992-ben a férfiak 60 éves, a nők 55 éves korukban vonulhattak nyugdíjba, 2000-re az öregségi nyugdíjkorhatárt 62, illetve 58 évre emelték fel. Emiatt a legidősebb korcsoportban mindkét nem esetében emelkedett a teljes időben dolgozók aránya, a nők esetében jelentős, a fér-

fiakéban kisebb mértékben. Érdeemes megfigyelni, hogy a nők ledolgozott óraszámja a 20–29 éves korcsoportban is az átlagot lényegesen meghaladó mértékben emelkedett. Ennek magyarázata lehet, hogy a kisgyermekes nők az évtized végén kisebb arányban kívántak, illetve tudtak munkát vállalni, mint az évtized elején.

Szokásos munkaidő és részes munkavégzés

A szokásos munkaidőre vonatkozó adataink is a munkaerő-felmérésből származnak. 1993-ban és 1994-ben a vonatkozási héten munkájuktól távol lévők szokásos munkaidejét nem tudakolták meg a kérdőívben, ezért csak 1992-re és az 1995–2000 közötti időszakra rendelkezünk adatokkal az összes foglalkoztatott szokásos munkaidejéről. Az egyes években a foglalkoztatottak mintegy 90 százaléka tudta meghatározni szokásos heti munkaidejét. A nőknél 91–95, a férfiaknál 86–91 százalék között alakult ez az arány. A 7. ábrán a heti szokásos munkaidő átlagainak alakulását láthatjuk nemenként. (A tényleges munkaidőhöz hasonlóan a szokásos munkaidőről is éves átlagadatokat közlünk.)

7. ábra: A heti szokásos munkaidő átlagai nemek szerint



A 7. ábra adatai megerősítik, hogy a ledolgozott munkaórák előző fejezetben bemutatott emelkedése nem a munkaidő növekedésével függ össze: a megfigyelt időszakban a szokásos munkaidő mindkét nem esetében csökkent. A heti szokásos munkaidő átlaga a férfiaknál 1992-ben 43 óra volt, és ez az évtized végére mintegy fél órával csökkent: 1998-ban 42,2, 2000-ben 42,5 óra volt. Hasonló mértékű változás következett be a nők körében:

1992 és 2000 között 40,5 órától 39,8 órára csökkent a heti szokásos munkaidő átlaga. A két nem heti szokásos munkaideje között mintegy 2,5 óra különbség van a férfiak javára. Az 1. táblázat a két nem szokásos heti munkaidejének megoszlását mutatja.

1. táblázat: A heti szokásos munkaidő megoszlása nemek szerint (óra)

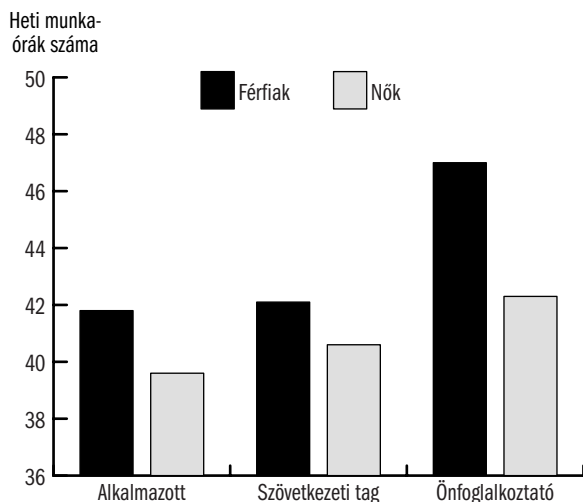
Megnevezés	1992	1995	1996	1997	1998	1999	2000
Férfiak							
95 százalékos percentilis	60	60	60	60	60	60	60
90 százalékos percentilis	50	50	50	50	50	50	50
75 százalékos percentilis	44	44	42	42	40	42	42
Medián	40	40	40	40	40	40	40
25 százalékos percentilis	40	40	40	40	40	40	40
10 százalékos percentilis	40	40	40	40	40	40	40
5 százalékos percentilis	36	40	40	40	40	40	40
Nők							
95 százalékos percentilis	50	50	50	50	50	50	48
90 százalékos percentilis	45	44	44	44	44	44	42
75 százalékos percentilis	42	40	40	40	40	40	40
Medián	40	40	40	40	40	40	40
25 százalékos percentilis	40	40	40	40	40	40	40
10 százalékos percentilis	36	40	40	40	40	38	40
5 százalékos percentilis	30	30	30	28	27	28	30

A megoszlások megmutatják, hogy Magyarországon a 40 órás munkahét tekinthető tipikusnak, 2000-ben például a férfiak legalább 45, a nők legalább 70 százaléka ennyit dolgozott egy héten. A férfiaknál 1992 óta csak a 75 és az 5-öt százalékos percentilis változott (az előbbi 40 és 44 óra között ingadozott, az utóbbi 1992-ben 36 óra volt, 1995 óta pedig 40 óra). A nők esetében csökkent a 75, 90 és 95 százalékos percentilisek értéke 2, illetve 3 órával, a 10 százalékos percentilis 4 órával emelkedett, az 5 százalékos pedig 1996 és 1998 között 30 órától 27 órára csökkent, majd 2000-re ismét 30 órára emelkedett. Azaz a megoszlás a férfiak esetében gyakorlatilag változatlan maradt, a nők esetében viszont kismértékben összeszűkült. A felső percentilisek megmutatják, hogy a teljes vizsgált időszakban a férfiak legalább 5 százaléka 60 órát vagy többet dolgozott, legalább 10 százaléka pedig 50 órát vagy többet. A nőknél 2000-ben a megfelelő értékek 48, illetve 42 óra. 1995 óta a férfiak alsó 5 százalékos percentilise 40 óra, azaz kevesebb mint 5 százalék dolgozik a tipikus 40 órás munkahétnél rövidebb időben. A vizsgált hét év közül öt évben, köztük az utolsó megfigyelt időpontban a nők közül kevesebb mint 10 százalék munkaideje maradt el a 40

órától, amit az alsó decilisek mutatnak. A 40 órásnál rövidebb munkahét tehát a nők körében is igen ritka Magyarországon. A nők szokásos munkaidejének alsó 5 százalékos percentilise 27 és 30 óra között alakult, tehát kevesebb mint 5 százalék dolgozik ennél rövidebb heti munkaidőben.

A 8. ábra a foglalkoztatás típusa szerint mutatja a szokásos munkaidő átlagát 2000-ben nemenként. A szövetkezeti tagok munkaideje kissé hosszabb, mint az alkalmazottaké, de a különbség a férfiak körében igen csekély, jóval kevesebb, mint egy óra, a nőkben éppen egy óra. Mindkét nem esetében az önfoglalkoztatók szokásos munkahete a leghosszabb, az átlag a férfiaknál 5, a nőknél 2,5 órával haladja meg az alkalmazottakét.

8. ábra: A heti szokásos munkaidő átlagai a foglalkoztatás típusa szerint 2000-ben

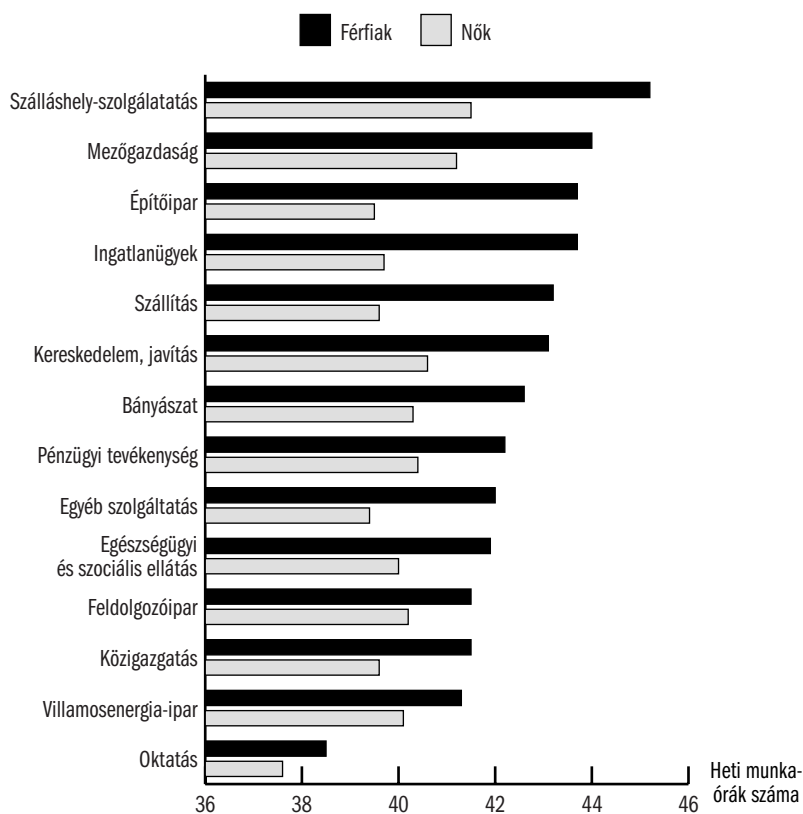


A 9. ábra az átlagos szokásos munkaidő ágazatok szerinti különbségeit mutatja 2000-ben.

Az ágazatok sorrendje a férfiak esetében alig tér el attól, amit a tényleges munkaidő vizsgálatok az 5. ábrán láttunk. A szokásos munkaidő a szálláshely-szolgáltatásban a legmagasabb, és az átlagot számottevően meghaladja még a mezőgazdaságban, az ingatlanágazatban és az építőiparban. A legrövidebb munkaidő az oktatásra jellemző, átlagon aluli még a villamosenergia-iparban, a feldolgozóiparban és a közigazgatásban dolgozók szokásos munkaideje. A férfiakhoz képest a nők szokásos munkaidejében ugyanúgy kisebbek az ágazatok közötti különbségek, mint ahogy a tényleges munkaidő esetében láttuk. A nők esetében is a szálláshely-szolgáltatásban dolgozók munkaideje a leghosszabb, és az oktatásban dolgozóké a legrövidebb, de a többi ágazat sorrendje több helyen némileg eltér a férfiakétól. A mezőgazdaságban dolgozók szokásos munkaidejének átlaga alig kisebb, mint

a szálláshely-szolgáltatásban dolgozóké, viszonylag magas még a szokásos munkaidő a kereskedelemben, a pénzügyi szektorban és a bányászatban.

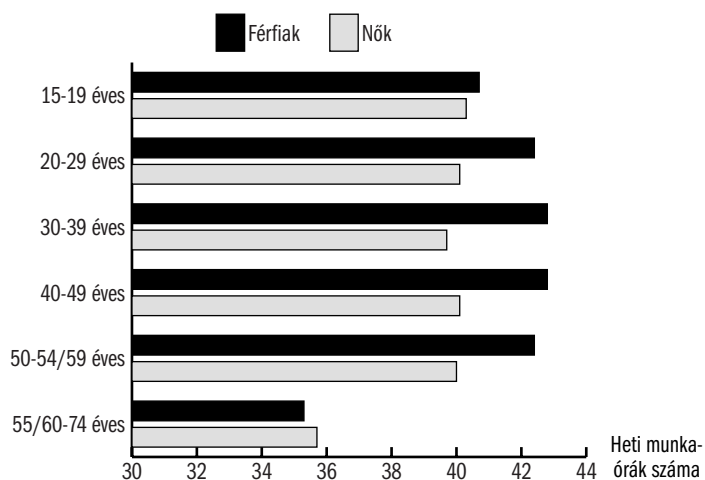
9. ábra: A heti szokásos munkaidő átlagai ágazatok és nemek szerint 2000-ben



Végül a 10. ábrán a heti szokásos munkaidő 2000. évi korcsoportok szerinti különbségeit láthatjuk. A két nem szokásos munkaidejének átlaga a legfiatalabbak és a legidősebbek körében alig különbözik: a tizenéveseknél a férfiak, a nyugdíjkor felettiéknél a nők értéke valamelyest (0,4 óra mindkét esetben) magasabb. A többi korcsoportban a férfiak munkaideje 2–3 órával meghaladja a nőkéét. Mindkét nem esetében a nyugdíjkor feletti foglalkoztatottak dolgoznak a legrövidebb munkaidőben. A férfiak között a tizenévesek szokásos munkaideje rövidebb, mint az idősebb nyugdíjkor alattiaké, 19 év felett az egyes korcsoportok között – a nyugdíjkorot elérteken kívül – nincs számottevő különbség. A nyugdíjkor alatti nők esetében alig van eltérés az egyes korcsoportok között, és a tizenévesek szokásos munkaideje sem marad el az idősebbekétől. Azt mondhatjuk tehát, hogy a szoká-

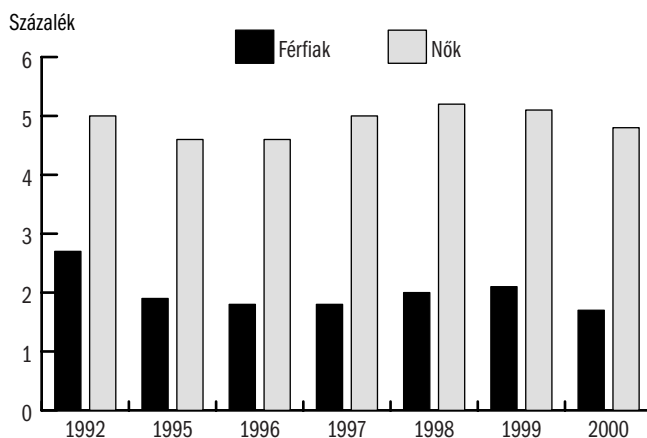
szos munkaidőben az életkor szerinti különbségek – a nyugdíjkor felettiek és a tizenéves férfiak kivételével – igen csekélyek.

10. ábra: A heti szokásos munkaidő átlagai korcsoportok és nemek szerint 2000-ben



Részdős foglalkoztatottnak a nemzetközi gyakorlatnak megfelelően azokat tekintjük, akik szokásos munkaideje nem éri el a 30 órát. A 11. ábra a részdőben dolgozók arányának alakulását mutatja nemek szerint 1992 és 2000 között (1993-as és 1994-es adatok nem állnak rendelkezésre).

11. ábra: A részdőben dolgozók aránya nemek szerint 1992 és 2000 között (százalék)

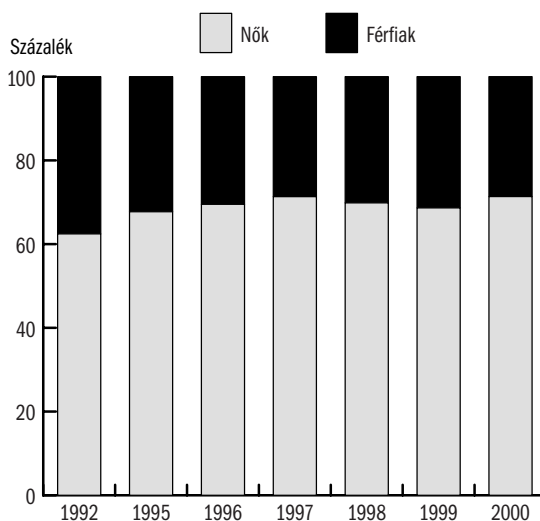


Magyarországon nemzetközi összehasonlításban mind a férfiak, mind a nők között kirívóan alacsony a részidős foglalkoztatottak aránya. 2000-ben Magyarországon a férfiak 1,7 százaléka dolgozott 30 óránál kevesebbet egy héten, szemben az európai OECD-országok 5,9 százalékos vagy az összes OECD-ország 7,6 százalékos arányával (*OECD*, 2001). Ennél is figyelemre méltóbb az alacsony női részidős foglalkoztatottság: 2000-ben a magyar nők csupán 4,8 százaléka volt részidős, míg az európai OECD-országok átlaga 27,5 százalék, a teljes OECD átlaga pedig 25,7 százalék volt ugyanebben az évben. Igen kevés országra jellemző a magyarországihoz hasonló alacsony részidős foglalkoztatottság. Ilyenek a férfiak esetében Ausztria (2,6 százalék), Csehország (1,6 százalék), Luxemburg (2,1 százalék) és Szlovákia (1 százalék), a nőknél pedig Csehország (5,6 százalék) és Szlovákia (3 százalék).

Mint a 11. ábrán látható, a részidőben dolgozók aránya sem a férfiak, sem a nők között nem növekedett 1992 és 2000 között, sőt, a férfiak esetében nagyobb, a nőkben kisebb mértékben még csökkent is, 1 százalékponttal, illetve 0,2 százalékponttal. Mindez ingadozásokon keresztül valósult meg, mindkét nem esetében előbb csökkent, majd növekedett, végül ismét csökkent a részmunkaidőben foglalkoztatottak aránya.

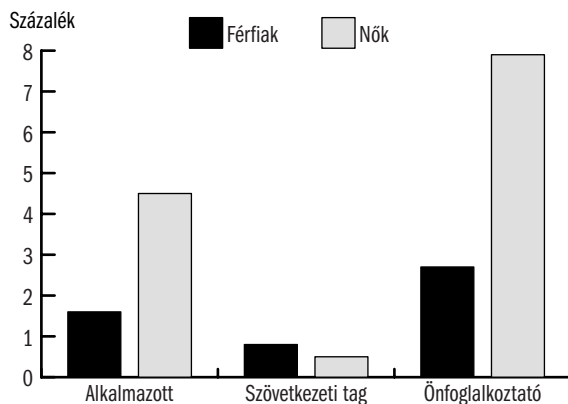
A 12. ábra a részidős foglalkoztatás nemek szerinti megoszlásának alakulását mutatja. Látható, hogy az arányok nem változtak lényegesen, 1992-ben a részidőben dolgozók közel kétharmadát, 1995 és 2000 között pedig jó kétharmadát a nők jelentették. A kétharmadot kissé meghaladó női arány nagyjából megfelel az OECD-átlagnak (2000-ben 71,6 százalék), illetve némileg alacsonyabb, mint az európai OECD-országok átlaga (76,6 százalék), (*OECD*, 2001).

12. ábra: A részidős foglalkoztatás megoszlása nemek szerint (százalék)



Mint a 13. ábra megmutatja, jelentős különbségek vannak a részidős foglalkoztatás arányában a foglalkoztatás típusa szerint. A szervezetkezeti tagok közül mindkét nem körében igen kevesen dolgoznak részidőben, az önfoglalkoztatók között viszont kiugróan magas a részidősök aránya, különösen a nők esetében. Az alkalmazottak értéke nemigen tér el az átlagtól. Feltűnő, hogy 2000-ben a szervezetkezeti tag nők között a férfiaknál is alacsonyabb a részmunkaidőben dolgozók aránya. Az ábrán nem szereplő évek adatainak részletesebb vizsgálata azt mutatja, hogy a vizsgált hét év közül ez csak 2000-ben van így, a többi évben e csoporton belül is a nőkre volt jellemző a magasabb részidős arány. Az is kiderül, hogy a szervezetkezeti tagok esetében van az egyes évek között a legnagyobb eltérés a részmunkaidőben dolgozók arányában, különösen a férfiak esetében. Ez az ingadozás valószínűleg a mezőgazdasági ágazat sajátosságaival függ össze, hiszen a vizsgált években a szervezetkezeti tagok 74–81 százaléka a mezőgazdaságban dolgozott. Figyelemre méltó, hogy az önfoglalkoztatóra nem csak a részmunkaidőben dolgozók magas aránya jellemző, hanem a három csoport közül ebben a legmagasabb az átlagos heti munkaidő is (lásd a 8. ábrát). Ez arra utal, hogy ebben a foglalkoztatotti kategóriában szóródik leginkább a munkaidő.

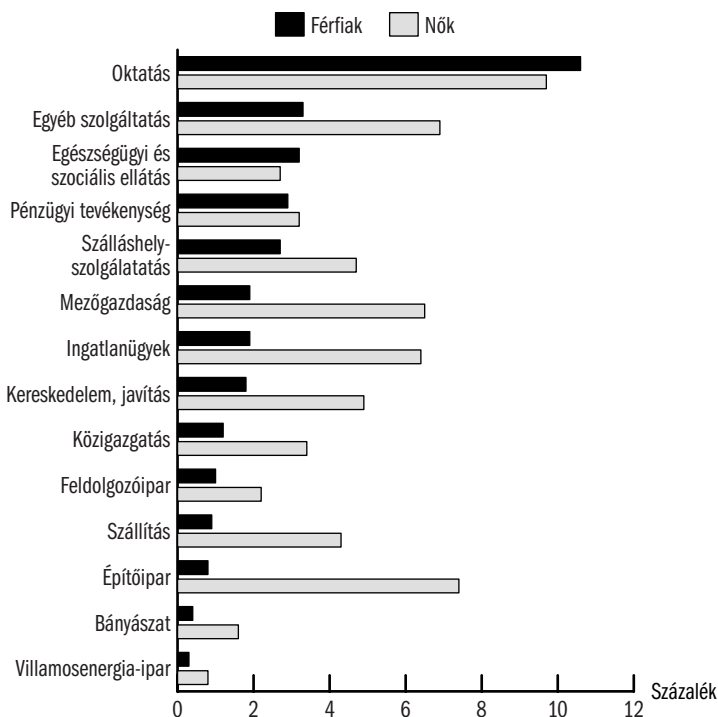
13. ábra: A részidőben dolgozók aránya a foglalkoztatás típusa és nemek szerint 2000-ben (százalék)



A 14. ábra ágazatok szerint mutatja a részmunkaidőben dolgozók arányát 2000-ben. Mindkét nem esetében igen magas, a férfiaknál az átlaghoz képest különösen kiugró a 30 óránál kevesebbet dolgozók aránya az oktatásban (férfiak: 10,6, nők 9,7 százalék). Ezen kívül magas részmunkaidős arányt találunk a férfiaknál a szálláshely-szolgáltatásban, a pénzügyi szektorban, az egészségügyben és az egyéb szolgáltatásokban, a nőknél a mezőgazdaságban, az építőiparban, az ingatlanágazatban és az egyéb szolgáltatásokban. A legkevesebb részidőben dolgozó férfi a bányászatban, a villamos-

energia-iparban és az építőiparban és a közlekedésben található. A nőknél a bányászat, a feldolgozóipar és a villamosenergia-ipar a részidősöket legkisebb arányban foglalkoztató ágazatok.

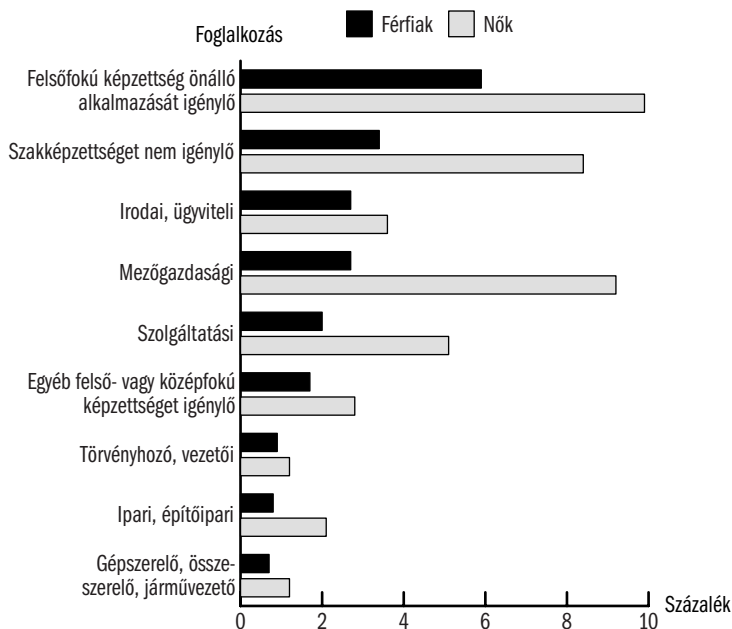
14. ábra: A részidőben dolgozók aránya ágazatok és nemek szerint 2000-ben (százalék)



A 15. ábra a főbb foglalkozási csoportok szerint tekinti át a részmunkaidőben dolgozók 2000. évi arányait. Látható, hogy az egyes foglalkozási csoportok között jelentős különbségek találhatók. A részmunkaidős foglalkoztatás meglepő módon mindkét nem esetében a felsőfokú képzettséget igénylő foglalkozásokban a legmagasabb, a férfiaknál háromszorosan meghaladó mértékben. Az eredmény az oktatási ágazatra jellemző rövid munkaidővel függ össze, amit fentebb már bemutattunk. 2000-ben ugyanis a felsőfokú képzettséget igénylő foglalkozásúak 43 százaléka az oktatásban dolgozott (a megfigyelt években ez az arány 42–49 százalék között változott). A részmunkaidős foglalkoztatottak aránya lényegesen meghaladja az átlagot a mezőgazdasági foglalkozással rendelkező és a szakképzettséget nem igénylő foglalkozású nők körében is. A férfiak között a felsőfokú képesítést igénylő foglalkozások után a szakképzettséget nem igénylő foglalkozásokban a legmagasabb a részidős foglalkoztatás, ezen-

kívül a mezőgazdasági és az irodai foglalkozásokban a haladja meg számottevően az átlagot. Mindkét nem esetében az igazgatási-vezetői, valamint a gépkezelői foglalkozásokban dolgoznak a legkevesebben rész munkaidőben.

15. ábra: A részidőben dolgozók aránya foglalkozási főcsoportok (ISCO) és nemek szerint 2000-ben (százalék)

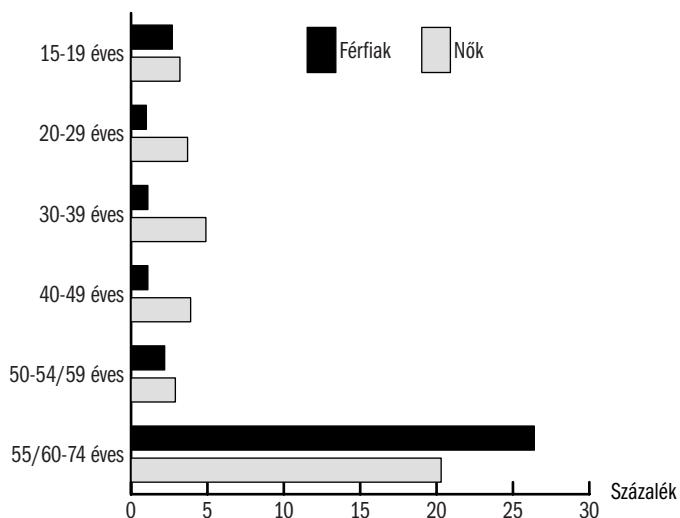


Végül a 16. ábrán korcsoportok szerint tanulmányozhatjuk a rész munkaidőben dolgozók arányát. Kiugróan magas a rész munkaidősök aránya a legidősebb korcsoportban: a hatvanéves vagy idősebb férfiak több mint egynegyede, az 55 éves vagy idősebb nők több mint egyötöde hetente kevesebb mint 30 órát dolgozik. A nyugdíjkor alatti nők közül a 30–39 éves korcsoportban található a legtöbb részidős foglalkoztatott, az ennél fiatalabbak és idősebbek kisebb arányban dolgoznak rövid munkaidőben. Figyelemre méltó, hogy a tizenéves nők között kevesebb a részidős foglalkoztatott, mint akár a 20–29 évesek, akár a 30–39 évesek között. Ezzel szemben a férfiaknál a nyugdíjkor alatti korcsoportok közül a tizenévesek dolgoznak a leggyakrabban részidőben. A nők részidős munkavállalásának korcsoport szerinti alakulása minden bizonnyal összefügg a gyermekneveléssel, amely kisebb terheket ró a tizenéves, illetve a 40 év feletti nőkre, mint a 20–39 éves korcsoportra.

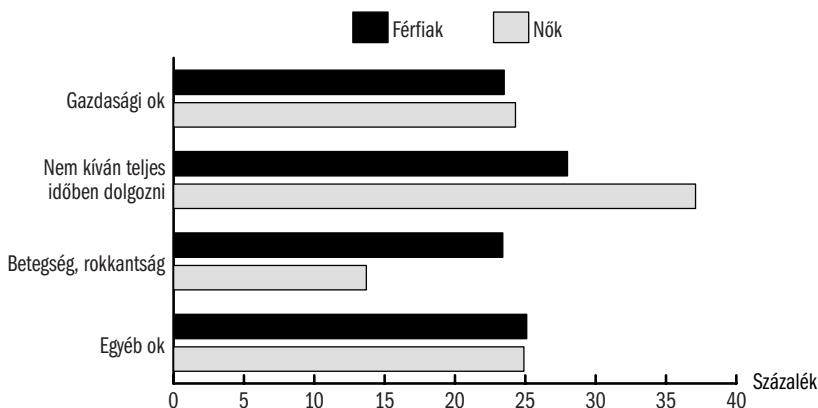
A rész munkaidőben foglalkoztatottaktól a munkaerő-felmérésben azt is megkérdezik, mi a fő oka annak, hogy nem teljes időben dolgozik. A válaszok megoszlását a 17. ábra mutatja be. A férfiak és nők egyaránt egyne-

gyede hivatkozott valamilyen gazdasági okra, azaz hogy nem talált teljes munkaidős állást, illetve munkahelyén nem tudják teljes időben foglalkoztatni. E csoportot szokás „kényszerű” részmunkaidősnek nevezni. A férfiak több mint egynegyede, a nők több mint egyharmada válaszolt úgy, hogy saját maga nem kíván teljes idős állást vállalni. Betegsége, rokkantságra a férfiak csaknem egynegyede, a nők valamivel több, mint egytizede hivatkozott. A két nem közötti különbség tehát az, hogy a nők között gyakoribb a saját elhatározásból részdős munkát vállalók, a férfiak között pedig a részdős munkavállalást betegséggel, rokkantsággal indokolók aránya.

16. ábra: A részdőben dolgozók aránya korcsoportok szerint 2000-ben (százalék)



17. ábra: A részdőben dolgozók megoszlása a részdős munkavégzés oka szerint 2000-ben (százalék)



3.2. Munkakínálati becslések – fizetett/nem fizetett munka és jövedelem

GALASI PÉTER

A kínálati vizsgálódások egyik lehetséges iránya a ledolgozni kívánt idő és az egyének bér-, valamint nem munkából származó jövedelme közötti összefüggés vizsgálata. Az erre a célra kidolgozott legegyszerűbb modell, az úgynevezett egyszerű, statikus, egyperiódusú munkakínálati modell abból indul ki, hogy az egyén fogyasztásából és szabadidejéből származó hasznosságot maximalizálja. Rendelkezésre álló idejét úgy osztja szét szabadidő és munkaidő között, hogy adott bér- és nem munkából származó jövedelem mellett a lehetséges legnagyobb hasznosságot érje el. Formálisan: egyénünk fogyasztásából (X) és szabadidejéből (L) származó hasznosságát (U) kívánja maximalizálni egy költségvetési és egy időkorlát mellett. Vagyis

$$(1) \quad \max U = U(X, L), \quad U_X > 0 \text{ és } U_L > 0,$$

$$(2) \quad T = H + L \text{ (időkorlát),}$$

$$(3) \quad X = WH + Y \text{ (költségvetési korlát),}$$

ahol U_X és U_L a fogyasztás és a szabadidő határhasznossága, T az időegység alatt rendelkezésre álló idő (óra), H a ledolgozni kívánt idő, W az egyén keresete, Y a nem munkából származó jövedelem. A modelltől levezethető az egyén munkakínálati függvénye:

$$(4) \quad H = H(W, Y).$$

A bizonyítást mellőzve, belátható, hogy a kereset emelkedése növelheti is és csökkentheti is a munkakínálatot, növekvő nem munkából származó jövedelem pedig egyértelműen a munkakínálat csökkenését idézi elő. Az empirikus probléma tehát a (4) függvény becslési célokra történő megformulázás és valamilyen statisztikai módszerrel történő becslése.

A becslés több okból sem egyszerű. Itt csak kettőt említünk. Először: a ledolgozni kívánt munkaidőt (a kínálatot) csak azoknál tudjuk megfigyelni, akik aktuálisan dolgoznak, ugyanakkor semmi okunk feltételezni, hogy az éppen nem dolgozók munkakínálata zérus. Másodszor: ugyanez áll az éppen nem dolgozó egyének bérére (bérajánlatára). Minthogy nem dolgoznak, megfigyelt bérük zérus, ugyanakkor munkába állás esetén zérusnál biztosan nagyobb bérajánlatra számíthatnak.

A becslési bonyodalmak többféleképpen kezelhetők. Egy lehetséges – háromgyenletes – eljárás a következő.

$$1. \quad P(\text{részvétel})_i \leftarrow \text{Probit} (Z_i), \quad (i = 1, 2, \dots, n).$$

A függő változó: végez-e fizetett munkát. A jobb oldali változók között többnyire szerepel az életkor, az iskolai végzettség, a helyi munkaerőpiac állapotát jelző változó. A minta: 16–65 éves nem tanuló népesség.

$$2. \quad \log W_i \stackrel{\leftarrow}{OLS} (\lambda_i, K_i), (i = 1, 2, \dots, n). \\ \text{(White)}$$

A függő változó: a nettó órakereset természetes alapú logaritmus. A jobb oldali változók: λ a szelekciós korrekciós változó (1. egyenletből számítva), K az egyéni jellegzetességek változóinak mátrixa. A minta: a fizetett munkát végző egyének. A becslőfüggvény: OLS White-féle heteroszkedaszticitást kezelő becslőfüggvény.

$$3. \quad \log H_i \stackrel{\leftarrow}{OLS} (\lambda_i, \hat{W}_i, Y_i, X_i), (i = 1, 2, \dots, n). \\ \text{(White)}$$

A függő változó: a ledolgozott munkaidő természetes alapú logaritmus. A jobb oldali változók: λ a szelekciós korrekciós változó (az 1. egyenletből számítva), \hat{W} a szelekciós torzítástól megtisztított nettó órakereset (a 2. egyenletből számítva), Y nem munkából származó jövedelem, X az egyéb magyarázó változók mátrixa. A minta: a fizetett munkát végző egyének. A becslőfüggvény: OLS White-féle heteroszkedaszticitást kezelő becslőfüggvény.

A 3. egyenlet a standard statikus munkakínálati becslés. Azon a feltevésen alapul, hogy a minta helyesen írja le a tipikus/átlagos magyar munkavállaló magatartását. Akkor produkál szignifikáns paraméterbecsléseket, illetve viszonylag jó illeszkedést, ha az egyének heterogenitását képesek vagyunk kiszűrni. Ez azonban gyakran nem sikeres, s a jelentős meg nem figyelt heterogenitás miatt az illeszkedés gyenge, illetve sok a nem szignifikáns paraméterbecslés.

A becslések többnyire sikeresebbek, ha az alapmodellt némileg módosítjuk, és figyelembe vesszük, hogy az egyének nemcsak fizetett, hanem nem fizetett munkát is végezhetnek. Egy lehetséges kiterjesztés például a következő. Az egyén négyféle tevékenység között oszthatja meg idejét: fizetett munka (H_f), háztartási munka (H_h), mezőgazdasági kistermelés (H_k), szabadidő (L). Ekkor az egyén a következő munkakínálati függvényekkel rendelkezik:

$$H_f = H_f(W, Y)$$

$$(5) \quad H_i = H_i(W, Y) \quad (i = h, k)$$

Míg a legegyszerűbb modellváltozatban egyetlen munkakínálati függvény becslése a feladat [lásd (4)], itt három egyenletünk lesz (a fizetett munka, a háztartási munka és a mezőgazdasági kistermelésre fordított

munkaidő egyenlete). Általánosabban: annyi kínálati függvényt kell becsülni, ahányféle munkatevékenységet különböztetünk meg. A fizetett munka kínálatának egyenletében a bér és a nem munkából származó jövedelem előjele ugyanaz, mint a (4) esetében (a bér emelkedése csökkentheti és növelheti is a kínálatot, a nem munkából származó jövedelem emelkedésének hatására a kínálat csökken). A háztartási munka és a kistermelés egyenletében a bér elméleti modell alapján várt előjele negatív (ha a bér nő, akkor a háztartási munka és a kistermelés munkakínálata csökken), mert az egyénnek egyre kevesebb időt érdemes fordítania nem fizetett munkára, ha a fizetett munkához kapcsolódó javadalmazás emelkedik. A nem munkából származó jövedelem emelkedése pedig vagy csökkenti vagy változatlanul hagyja a háztartási munka és a kistermelés kínálatát. Ez utóbbi akkor következik be, ha a nem munkából származó jövedelem emelkedése révén elért fogyasztási-lehetőség növekedés az egyént nem mind a három munkatevékenységre fordítandó idő csökkentésére készíti.

Az (5) munkakínálati függvényt meg is becsültük a Tárki háztartáspanel első három hullámának (1992, 1993, 1994) adatainak felhasználásával a fent leírt háromegyenletes eljárás segítségével. A fizetett munka kínálati egyenletében a bér együtthatójára nem kaptunk szignifikáns becslést, vagyis a bér (nettó órakereset) emelkedése sem nem csökkentette, sem nem növelte az egyének fizetettmunka-kínálatát. A nem munkából származó jövedelem esetében a háromból két paraméterbecslés szignifikáns és negatív volt, azaz – a modell előrejelzésének megfelelően – a nem munkából származó jövedelem emelkedése csökkentette az egyének fizetett munka formájában ledolgozni kívánt munkaidejét. A háztartási munka egyik (1992-es) egyenletében a bér százalékos emelkedése mintegy 0,03 százalékkal csökkentette a kínálatot, ez megfelel az elméleti modell által megkívánt összefüggésnek. A másik két évre nem szignifikáns paraméterbecsléseket kaptunk. A nem munkából származó jövedelem együtthatója mindhárom évben szignifikáns volt: százalékos emelkedése 0,02–0,03 százalékkal csökkentette a háztartási munka kínálatát – ez ismét egybevág az elméleti modell eredményeivel. A kistermelés munkakínálati egyenletében a bérré ugyancsak egyetlen időpontra kaptunk szignifikáns és negatív együtthatóbecslést, a nem munkából származó jövedelem kistermelésre gyakorolt hatása viszont két időpontban szignifikáns és pozitív, ami ellentmond elméleti modellünknek.

A nem fizetett munkára is kiterjesztett modell empirikus teljesítménye nem rossz, ugyanakkor a jövedelmek munkakínálatra gyakorolt hatása gyenge, továbbá előfordul, hogy a munkakínálati alkalmazkodás nem az elméleti modell előrejelzéseinek megfelelően valósul meg.

További kiterjesztések is lehetségesek, ha figyelembe vesszük, hogy az egyének többféle fizetett munkát is végezhetnek eltérő díjazás mellett, illet-

ve, hogy a munkavállalás költséges. Tegyük fel, hogy az egyének továbbra is kétféle nem fizetett munkát végeznek (háztartási munka és mezőgazdasági kistermelés), de háromféle fizetett munkájuk lehet (főmunkahelyen normál munkaidőben végzett munka, főmunkahelyen végzett túlóra, másodállás/mellékfoglalkozás), továbbá a munkavállalásnak úgynevezett időköltése van (vagyis a munkába járás időt vesz igénybe), akkor az (5) a következőképpen módosul:

$$H_j = H_j(W_f, W_t, W_m, Y, H_u) \quad (j = f, t, m)$$

$$(6) \quad H_i = H_i(W_f, W_t, W_m, Y, H_u) \quad (i = h, k),$$

ahol f, t, m alsó indexek a háromféle fizetett munkát (főmunkahelyen normál munkaidőben végzett munka, főmunkahelyen végzett túlóra, másodállás), H_u pedig a munkába járás idejét jelzi. Az előbbi hárommal szemben most öt egyéni munkakínálati egyenletet kell megbecsülni, továbbá mindegyik egyenletben három órakereseti változó, valamint a munkavállalás időköltésének változója is szerepel. Az órakeresetek és a nem munkából származó jövedelem a különböző fizetett és nem fizetett munkák kínálatára gyakorolt elméleti hatása ugyanaz, mint az (5) esetében, az időköltés emelkedése pedig bármely tevékenység kínálatát csökkentheti is és növelheti is.

A (6)-nak megfelelő munkakínálati egyenleteket – az előző becslésnél használt háromegyenletes eljárás segítségével – megbecsültük a Tárki háztartáspanel első hullámának (1992) adatain. Nem volt sikeres a nem munkából származó jövedelem (Y) becslése; egyetlen egyenletben sem kaptunk elfogadható együtthatót. Ami a munkába járás időköltését (H_u) illeti, az együttható (a másodállás és a mellékfoglalkozás, valamint a kistermelés egyenletének kivételével) negatív és szignifikáns, tehát a munkába járás idejének a növekedése mind a főmunkahelyi normál munkaidő alatt végzett, mind a háztartási munka kínálatát csökkenti. Az órakereseteknek a munkakínálatra gyakorolt hatása (azokban az esetekben, ahol az együtthatóbecslés szignifikáns volt) ugyancsak egyértelmű: növekedésük minden esetben csökkenti a munkakínálatot. A főfoglalkozás normál munkaidejét vizsgálva, a másik két fizetett tevékenység órakeresetének emelkedése csökkenti a kínálatot. A főmunkahelyi túlóra, valamint a másodállás/mellékfoglalkozás kínálatának egyenletében egyik órakereset-változó becslése sem szignifikáns. A háztartási munka kínálatát (a modell előrejelzésének megfelelően) a főfoglalkozás normál munkaidő alatti és a másodállás órakeresetének emelkedése csökkenti, és ugyanez áll a kistermelésre is, ahol a főfoglalkozás normál munkaidejének órakeresetére kaptunk negatív és szignifikáns együtthatót.

3.3. A fizetett és nem fizetett munka értéke²

GALASI PÉTER–NAGY GYULA

A jelenkori gazdaságok működésére is jellemző, hogy a fizetségért végzett munka mellett az egyének sok nem fizetett munkát is végeznek, és ilyen módon hoznak létre javakat és szolgáltatásokat. A nem fizetett munkát azonban az előállított javak és szolgáltatások számbavételekor gyakran nem vesszük figyelembe. Ennek következtében nemcsak a gazdaságban keletkezett javak értékét becsüljük alá, hanem – minthogy a gazdaságban tevékenykedők egyes csoportjai között a kétfajta munka nem egyenletesen vagy véletlenszerűen oszlik meg – bizonyos csoportok jószág-előállító tevékenységét a ténylegesnél alacsonyabbra, másokét magasabbra értékeljük. A Tárki 2000. évi Monitor-felvételének adatai lehetővé teszik, hogy becslést készítsünk a fizetett és a nem fizetett munka értékéről, és megvizsgáljuk, a népesség egyes csoportjai milyen értékű munkát végeznek. Először a becslés alapjául szolgáló elméleti modellt és a becslési módszert ismertetjük, majd bemutatjuk a becslések eredményeit.

A becslési módszer

Megközelítésünk mikroszemléletű és a *Becker* (1965) által kidolgozott, majd *Gronau* (1977) által továbbfejlesztett munkakínálati modellre támaszkodik. A modellben az egyén fogyasztását és szabadidejét kívánja maximalizálni. A fogyasztáshoz szükséges jószágokhoz kétféleképpen juthat hozzá. Vagy adott órakereset mellett fizetett munkát végez vagy pedig a háztartásban nem fizetett munka segítségével állít elő javakat és szolgáltatásokat. Az egyén a kétféle tevékenység fogyasztási lehetőségeiben kifejezett értékét hasonlítja össze, és idejét eszerint osztja meg a fizetett és a nem fizetett munka között. Annyi időt tölt nem fizetett munkával, ami mellett 1 órai nem fizetett munka által teremtett fogyasztási lehetőség meghaladja az 1 órai fizetett munka által teremtett fogyasztási lehetőség értékét (a munka-időt órában mérve). Ha tehát adott órányi nem fizetett munkát végez, akkor – a modell szellemében – ennek az időtartamnak minden egyes órája legalább annyit ér fogyasztási lehetőségekben kifejezve, mint a fizetett munka egy-egy órája. Egységnyi fizetett munka értéke nem más, mint e munka órakeresete, hiszen egyórányi fizetett munka révén éppen ennyi fogyasztási lehetőséghez jut hozzá az egyén. A fizetett munka összértéke ekkor a fizetett munka formájában ledolgozott idő és az órakereset szorzata; a nem fizetett munka formájában ledolgozott idő és az órakereset szorzata pedig a nem fizetett munka értékének alsó határa. Az 1 órányi nem fizetett munka értékének az órakeresettel történő megfeleltetése mellett azzal is lehet érvelni, hogy adott személy 1 órányi nem fizetett munkával töltött idő alatt éppen az órakeresetnek megfelelő jövedelemtől esik el, hiszen ugyanezt az

² Az alfejezet Galasi-Nagy (2001) cikke alapján készült.

időt fizetett munkával is tölthetné. Az órakereset ebben az értelemben a nem fizetett munka lehetőségköltsége vagy elszalasztott jövedelemben kifejezett költsége (*opportunity cost*).

A munka összértékének kiszámításához tehát 1 órányi munka értékét, valamint a ledolgozott fizetett és nem fizetett munka idejét kell meghatározni. Az 1 munkaóra értékének meghatározása azonban nem is olyan egyszerű. Elméletileg ez azzal az órakeresettel egyenlő, amire az egyén akkor számíthat, ha szabadidejét, illetve nem fizetett munkával töltött idejét vagy ezek egy részét fizetett munkára kívánja átváltani. Ez pedig – a munkagazdaságtan nyelvén szólva – nem más, mint az egyén bérajánlata, vagyis az az összeg, amit 1 órányi fizetett munkájáért a munkáltatók adni hajlandók. A bérajánlatokat azonban nem, illetve csak torzítottan tudjuk megfigyelni. Nem tudjuk, hogy a fizetett munkát nem végzők mekkora bérajánlatra számíthatnak: megfigyelt órakeresetük zérus, márpedig nem valószínű, hogy a munkáltatók semmit sem fizetnének nekik munkájuk ellenében. Ismerjük ugyan a fizetett munkát végzők aktuális órakereseteit, ezek azonban rendszerint torzítottan tükrözik a bérajánlatokat. Nagyon valószínű ugyanis, hogy az éppen meg nem figyelt bérajánlatokat azért nem tudjuk megfigyelni, mert alacsony összegük miatt a lehetséges munkavállalók ezeket nem fogadták el, tehát nem realizálódtak. Ha ez így van, akkor a fizetett munkát végzők aktuális órakeresetével számolva a bérajánlatokat felülbecsüljük.

A probléma kezelhető, ha egyrészt Heckman (1979) eljárását követve, a megfigyelt órakeresetekből kiszűrjük felülbecslésből fakadó torzítást, és az aktuális órakeresetekből úgynevezett korrigált órakereseteket számítunk, másrészt bérbeszámítás (imputálás) segítségével a fizetett munkát éppen nem végző egyénekhez is órakereseteket rendelünk.

A Monitor-felvétel jövedelmi és munkaidőre vonatkozó adatai alapján kiszámítottuk a fizetett munkát végző válaszadók nettó órakereseteit, majd a megfigyelt nettó órakeresetek ismeretében megbecsültük a fizetett munkát végzők korrigált órakereseteit. Heckman kimutatta, hogy a megfigyelt nettó keresetek felülbecslésének a mértéke összefügg a fizetett munkában történő részvétel valószínűségével. Ha tehát ismerjük az egyének részvételi valószínűségét, akkor a megfigyelt keresetekből megbecsülhető a korrigált órakereset. Technikailag ez azt jelenti, hogy először egy probit modell segítségével megbecsüljük az egyének részvételi valószínűségét, és ezek alapján kiszámítjuk egy úgynevezett korrekciós változó értékét.³ Ezután egy kereseti függvényt becsülünk, amelyben magyarázó változóként az előbb említett korrekciós változó is szerepel. Eredményül úgynevezett korrigált bért kapunk, amelyet nemcsak az aktuálisan fizetett munkát végző, hanem a megfigyelés időpontjában éppen fizetett munkát nem végző egyénekhez is hozzárendelhetünk. Ehhez azt kell feltennünk, hogy adott magyarázóváltozó-

³ A korrekciós változó (m) értéke bármely j -edik megfigyelésre

$$m_j = \frac{\phi(Z_j\beta)}{\Phi(Z_j\beta)},$$

ahol Z a probit modellben felhasznált magyarázó változók mátrixa, β a becült paraméterek vektora, Φ a standard normális eloszlásfüggvény, ϕ a standard normális sűrűségfüggvény.

és korrekciósvaltozó-értékekkel rendelkező aktuálisan fizetett munkát nem végző egyének bérajánlata megegyezik a hozzájuk minden tekintetben hasonló aktuálisan fizetett munkát végző egyének bérajánlatával. Ezzel az eljárással tehát megkaptuk 1. mind a fizetett munkát végző, mind a fizetett munkát nem végző személyek korrigált bérét, 2. a nem fizetett munka egyiségének (1 órányi nem fizetett munka) órakeresetben mért minimális értékét.⁴ A korrigált órakereset és a fizetett, illetve a nem fizetett munkaidő szorzata adja meg a fizetett és a nem fizetett munka értékét.⁵

A korrigált órakeresetre vonatkozó eredmények megfelelnek várakozásainknak. A kereseti függvényben a korrekciós változó együtthatójára szignifikáns és negatív előjelű paraméterbecslést kaptunk. A szignifikáns együtthatóbecslés arra utal, hogy a fent leírt torzítás létezik, a negatív előjel pedig azt igazolja, hogy bércorrekció hiányában túlbecsültük volna 1 órányi munka értékét. A 2. táblázatból⁶ látható, hogy a bércorrekció a fizetett munkát aktuálisan végző népességre a megfigyelt órakeresetnél mintegy 30 százalékkal alacsonyabb keresetet eredményez. Korábbi eredményeinkkel (*Galasi*, 2000) összehangban a férfiaknál a korrekció nagyobb, a nőknél kisebb keresetsökkenést jelent. Az előbbieknél a korrigált bér a megfigyeltnél 32 százalékkal, utóbbiaknál 26 százalékkal alacsonyabb. Ennek megfelelően a férfiak korrigált órakeresetben mért kereseti előnye kisebb (11 százalék), mint megfigyelt órakereseti előnyük (21 százalék).

2. táblázat: Nettó órakeresetek

	Férfiak	Nők	Férfi-nő százalék- arány**	Mindkét nem együtt
Fizetett munkát végzők megfigyelt órakeresete (forint)	405	334	121	370
Fizetett munkát végzők korrigált órakeresete (forint)	274	248	111	261
Esetszám (fő)*	733	697		1 430
Átlagos korrigált órakereset (forint)**	233	203	115	217
Esetszám (fő)**	1 510	1 701		3 212

* Fizetett munkát végzők.

** Fizetett munkát végzők és fizetett munkát nem végzők együtt.

*** Férfiak nettó órakeresete/nők nettó órakeresete)×100.

A 2. táblázatból az is látható, hogy az aktuálisan fizetett munkát végzők korrigált órakeresete és a nem fizetett munkát végzők munkájának értékét is magában foglaló átlagos korrigált órakereset között jelentős az eltérés: az utóbbi mintegy 17 százalékkal alacsonyabb az előbbinél. Ez azt mutatja,

4 A becslési eljárásról részletebben beszámol *Galasi-Nagy* (2000).

5 Megjegyezzük, hogy eljárásunk több ponton különbözik *Sik-Szép* (2000) nemrégiben megjelent tanulmányában alkalmazott eljárástól. A szerzők a nem fizetett munka lehetőségkölségének kiszámításakor csak a főmunkahelyhez kapcsolódó jövedelmekkel számoltak, nem alkalmaztak bércorrekciót, továbbá csak azokra a háztartásokra számították ki a nem fizetett munka értékét, amelyekben az egyének fizetett munkát is végeztek.

6 A számítások a 19–70 éves népességre vonatkoznak. A 19 évesnél fiatalabbak jelentős része tanuló, és nem fizetett munkát is csak nagyon csekély arányban végeznek. A 70 év felettiéknél pedig gyakorlatilag nem találunk fizetett munkát végző egyént, továbbá az is elég valószínűtlen, hogy a munkaerőpiacra vissza kívánnának térni.

hogy az aktuálisan fizetett munkát nem végző egyének a fizetett munkát végző egyénekhez képest átlagosan alacsonyabb bérajánlatra számíthatnak akkor, ha fizetett munkát kívánnak végezni, ami megerősíti feltevésünket, miszerint a meg nem figyelt bérajánlatok leginkább az alacsony bérajánlatok közül kerülnek ki.

Eredmények

A következőkben a korrigált órakeresetek, a fizetett és a nem fizetett munkaidő, valamint a fizetett és a nem fizetett munka értékeinek átlagait vizsgáljuk korcsoportok, iskolai végzettség és településtípus szerint. Minthogy a férfiak és a nők munkaerőpiaci és háztartáson belüli helyzete eltérő, a számításokat a két nemre külön-külön végeztük el.

A fizetett munkát végző személyek átlagosan havonta valamivel több, mint 160 órát töltenek ilyen munkával. A férfiak a nőkkel összevetve átlagosan 15 százalékkal hosszabb ideig dolgoznak, és mintegy 5 százalékkal magasabb körökben a fizetett munkát végzők száma. A nem fizetett munka időtartama a fizetett munkával töltött időnek kevesebb mint a fele. A férfiak átlagos munkaideje itt lényegesen rövidebb, mint a nőké; átlagosan a nők nem fizetett munkával töltött havi átlagos munkaidejének kevesebb mint 40 százalékát teszi ki. Emellett több nő végez nem fizetett munkát (a férfiak száma a nőkének mindössze 89 százaléka) (3. táblázat). Fizetett munkát tehát valamivel több férfi végez átlagosan valamivel hosszabb munkaidő mellett, nem fizetett munkát viszont lényegesen több nő végez lényegesen hosszabb munkaidő mellett.

3. táblázat: Fizetett és nem fizetett munkaidő

	Férfiak	Nők	Férfi-nő százalékarány*	Mindkét nem együtt
<i>Fizetett munkaidő</i>				
Havi munkaóra	178	155	115	167
Esetszám	732	697		1 430
<i>Nem fizetett munka ideje</i>				
Havi munkaóra	43	115	38	81
Esetszám	1 510	1 701		3 212

*Férfiak havi munkaideje/nők havi munkaideje)×100.

A 4. táblázatban látható, hogy a mintába került egyének fizetett munkájának havi átlagos értéke mintegy 43 ezer forint, ami több mint két és félszerese a nem fizetett munka havi átlagos értékének. A nem fizetett munka ideje – mint láttuk – nagyjából a fele a fizetett munkára fordított időnek. A két átlagos érték közötti különbség azonban ennél lényegesen nagyobb,

ami abból adódik, hogy a nem fizetett munkát végzők átlagos korrigált órakeresete viszonylag alacsony. A férfiak fizetett munka formájában csaknem öt és félszer, a nők pedig több mint másfélszer annyi értéket állítanak elő, mint nem fizetett munka révén. A férfiak fizetett munkájának értéke – a hosszabb munkaidő és magasabb órakereset együttes eredményeként – magasabb, mint a nőké, a nem fizetett munkájuk értéke pedig lényegesen alacsonyabb, a nők átlagos értékének csupán 41 százalékát teszi ki.

4. táblázat: A fizetett és nem fizetett munka értéke (forint)

	Férfiak	Nők	Férfi-nő százalékarány**	Mindkét nem együtt
A fizetett munka havi értéke	48 365	38 079	127	43 260
A nem fizetett munka havi értéke	8 973	21 805	41	15 771
Fizetett-nem fizetett munka százalékaránya*	539	175		274

*Fizetett munka értéke/nem fizetett munka értéke \times 100.

**Férfiak értéke/nők értéke \times 100.

A ledolgozott idő, az órakereset és a munkával előállított érték életpálya-profiljainak alakulása viszonylag pasztikusán ragadható meg korcsoportok szerinti vizsgálódás segítségével. Ilyen adatokat tartalmaz az *5. táblázat*.

A korrigált órakereset mindkét nem esetében hasonlóan alakul: a kor növekedésével előbb emelkedik, majd csökken, de az életpálya végén is magasabb, mint a kezdetén. A férfiak órakeresete minden korcsoportban magasabb, mint a nőké (*18. ábra*). A fizetett munkaidő – a 20–24 évesek kivételével, ahol a két nem átlagosan havonta ugyanannyi fizetett munkát végez – ugyancsak a férfiaknál magasabb. Az életpályaprofilok eltérései jól tükrözik a két nem háztartási munkamegosztásban betöltött szerepét. A férfiak értékei a 20–24 éves és 25–29 éves életkor között nőnek, majd előbb lassan, az életpálya végén pedig gyorsan csökkennek. A nőknél viszont a fizetett munkaidő a 25–29 évesek körében a legalacsonyabb – nyilvánvalóan a gyermekszüléssel, illetve gyermekgondozással összefüggésben –, majd növekszik, és csupán legidősebb életkori csoportokban csökken a férfiakéhoz hasonlóan (*19. ábra*). A nem fizetett munka időtartama a férfiaknál az egész életpályán – ingadozásokkal és viszonylag lassan – növekszik, míg a nőknél 25–29 éves korig gyorsan, majd lassan emelkedik. A legnagyobb különbséget – a fizetett munkához hasonlóan és hasonló okokból, csak éppen ellenkező előjellel – a 25–29 éves korcsoport értékei mutatják (*20. ábra*). A fizetett munka értéke a férfiaknál lényegében ugyanazt a mintát követi, mint a nettó órakereset: az életkor előre haladásával először lassuló

ütemben nő, majd gyorsuló ütemben csökken. A nőknél viszont inkább a fizetett munkaidő életpálya-profiljához hasonló; itt is törés (csökkenés) figyelhető meg a 25–29 éves korcsoportnál. Megjegyezzük még, hogy a két nem értékei a 20–24 évesek, illetve a legidősebbek körében lényegében azonosak. E két korcsoport között pedig a férfiak értékei magasabbak (21. ábra). Ami a nem fizetett munka értékét illeti, a két nem itt szerepet cserél. A nők életpályaprofilja igen hasonló ahhoz, amit a fizetett munka értékénél a férfiak esetében megfigyeltünk. A férfiaké viszont az életpályán némi ingadozással lassan növekvő értékeket mutat. Itt is megfigyelhető, hogy a legfiatalabb korcsoportban a két nem értékei nem különböznek lényegesen, továbbá hogy az idősebb (35 év feletti) korcsoportoknál a nők javára mutatkozó értékkülönbség csökken (22. ábra).

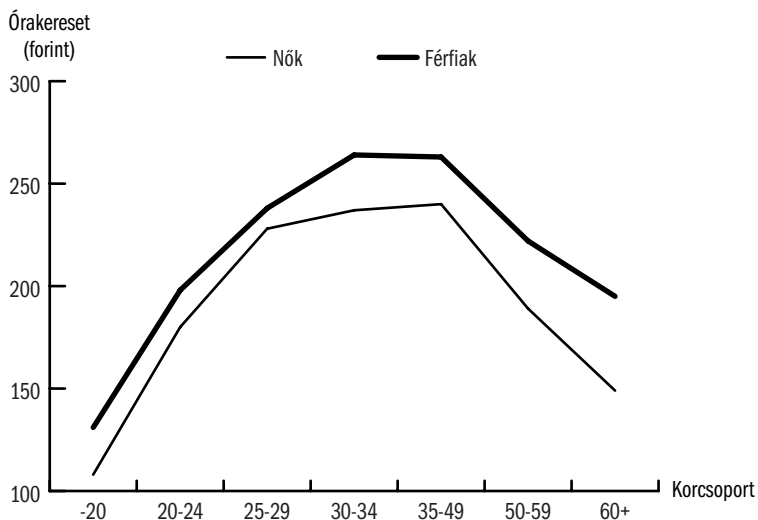
5. táblázat: Munkaidő és munkaérték nemek és korcsoportok szerint

	Korrigált órakereset (forint)	Fizetett munkaidő (óra)*	A nem fizetett munka ideje (óra)*	A fizetett munka értéke (forint)**	A nem fizetett munka értéke (forint)**
<i>Nők</i>					
-20 éves	108	165	34	19 394	3 629
20-24	180	170	63	36 460	10 411
25-29	228	135	113	32 790	23 736
30-34	237	149	122	37 929	26 853
35-49	240	163	119	42 423	26 553
50-59	189	157	126	36 249	21 552
60+	149	114	131	31 597	18 480
Összesen	203	155	115	38 079	21 805
<i>Férfiak</i>					
-20 éves	131	187	18	31 634	2 557
20-24	198	168	29	34 064	5 412
25-29	238	187	21	48 496	5 039
30-34	264	182	33	51 715	7 892
35-49	263	181	49	52 052	11 785
50-59	222	170	45	46 588	8 810
60+	195	138	75	33 531	12 730
Összesen	233	178	43	48 365	8 973

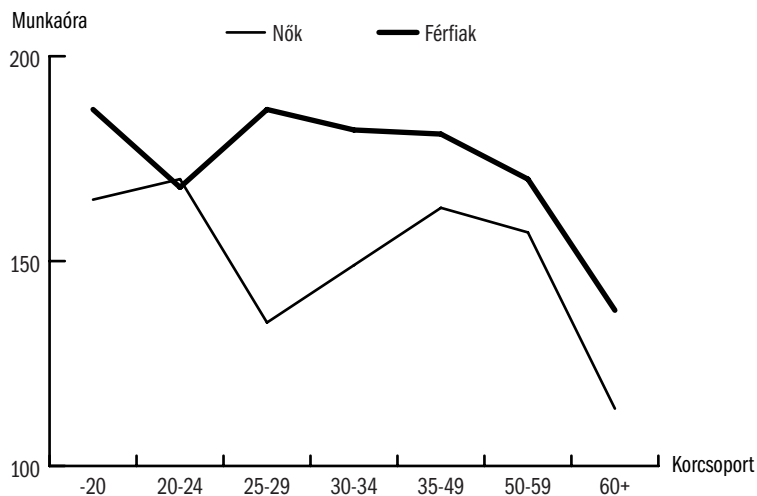
*Havi munkaóra.

**Havi érték.

18. ábra: Korrigált órakeresetek nemek és korcsoport szerint



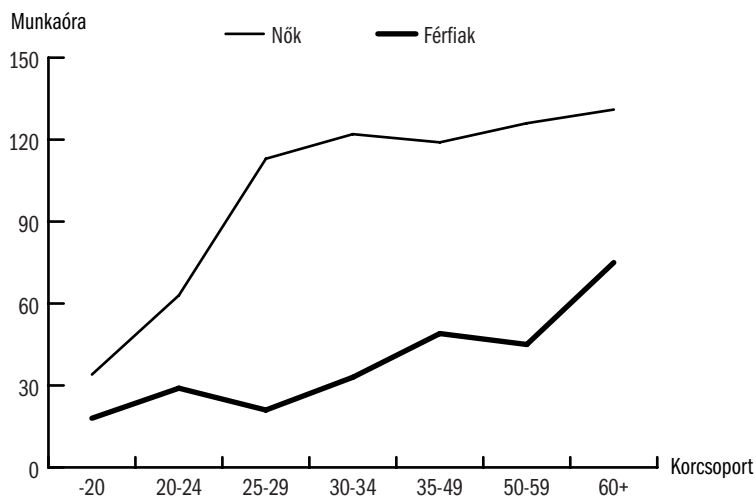
19. ábra: Havi átlagos fizetett munkaidő nemek és korcsoport szerint



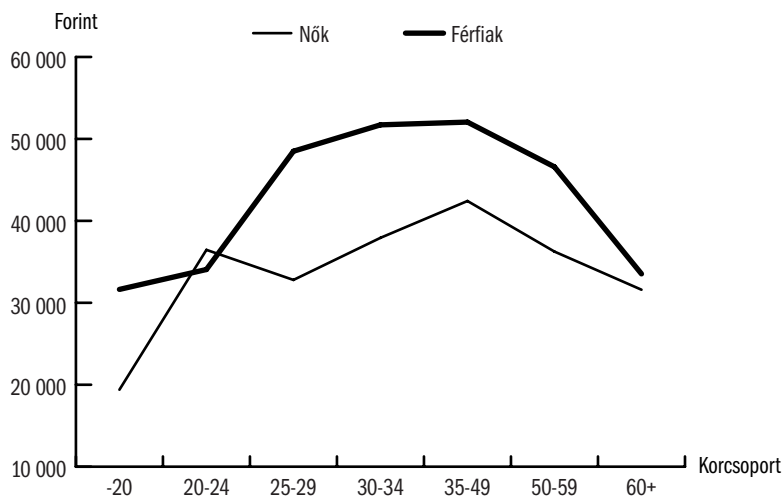
Ha az iskolai végzettség többé-kevésbé jól tükrözi az egyének emberi tőkéjében mutatkozó különbségeket, akkor magasabb iskolai végzettség magasabb órakeresettel jár együtt. Ezt figyelhetjük meg a 6. táblázatban – azzal a kiegészítéssel, hogy órakeresetben mérve a szakközépiskolai végzettség többet ér, mint a gimnáziumi. A férfiak órakeresete ugyanakkor – a legáltalánosabb iskolai végzettséget leszámítva, ahol a férfi kereseti előny mintegy öt százalékat tesz ki – 12–17 százalékkal haladja meg az azonos iskolai

végzettségű nőket. A fizetett munkaidőhossza ugyanakkor viszonylag független az iskolai végzettségtől; egyik nem esetében sem mutat lényeges ingadozásokat. Ennek következtében, a nyolc általánosnál kevesebb iskolai végzettséggel rendelkezőktől eltekintve, a férfi–női munkaidőarány is nagyjából állandó, és a férfiak minden iskolai végzettségi csoportban hosszabb fizetett munkaidővel rendelkeznek. A nem fizetett munkaidő esetében sem látunk jellegzetes mintákat: a ledolgozott idő az iskolai végzettség emelkedésével valamelyest – a nőknél nagyobb ingadozásokkal – csökken mindkét nem esetében. A fentiek alapján nem meglepő, hogy a fizetett munka értéke a magasabb végzettségű csoportokban mindkét nem esetében magasabb, hogy a két nem közötti különbségek nagyjából állandók, végül hogy a férfiak értékei minden iskolai végzettségi fokozatban magasabbak. A nem fizetett munka értéke mindkét nemnél emelkedik az iskolai végzettség függvényében a három alsó iskolázottsági fokozatban, majd a középiskolát végzeteknél csökken, a legmagasabb értékeket a felsőfokú végzettségűeknél találjuk. Az ingadozások a nőknél erőteljesebbek, a nők értékei – a korábbi megállapításokkal összhangban – minden iskolai végzettség mellett magasabbak.

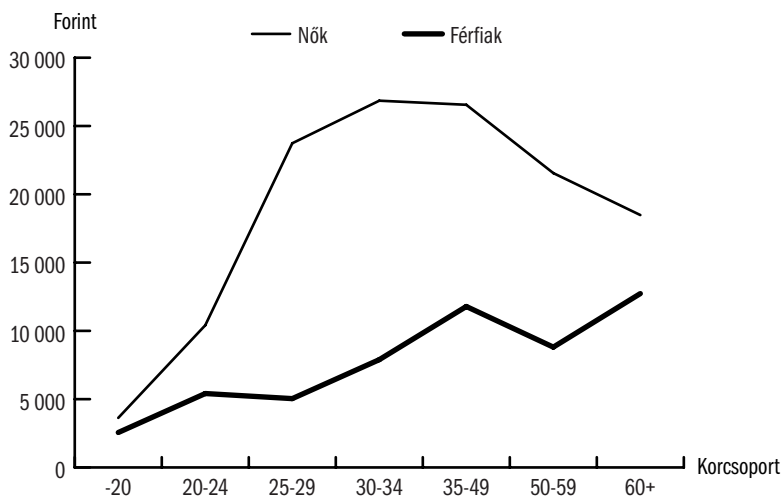
20. ábra: Havi átlagos nem fizetett munkaidő nemek és korcsoport szerint



21. ábra: A fizetett munka havi értéke nemek és korcsoport szerint



22. ábra: A nem fizetett munka havi értéke nemek és korcsoport szerint



A 7. táblázat településtípusok szerint mutatja a munkaidő és a munka értékének megoszlását. A nettó órakereset mindkét nem esetében hasonlóképpen alakul: legalacsonyabb a községekben, a városokban ennél magasabb, de alacsonyabb, mint a megyeszékhelyeken, a legmagasabb pedig Budapesten (23. ábra). Mind a nők, mind a férfiak hosszabb időt töltenek fizetett munkával Budapesten és a megyeszékhelyeken, mint az egyéb városokban és községekben (24. ábra). A nem fizetett munkára fordított idő esetében

éppen az órakeresetnél megfigyelt rangsor fordítottját kapjuk: az egyének a legtöbb időt a községekben, a legkevesebbet a fővárosban töltenek nem fizetett munkával. Természetesen a nők minden településtípusban lényegesen hosszabb ideig dolgoznak, mint a férfiak (25. ábra). A fizetett munka értéke pontosan ugyanolyan módon alakul, mint az órakeresetek értéke; a legmagasabbtól a legalacsonyabb értékek felé haladva a rangsor: Budapest, megyeszékhelyek, egyéb városok, községek. Továbbá: a férfiak értékei minden településtípusban magasabbak (26. ábra). A nem fizetett munka értéke a férfiaknál a fővárosban és a megyeszékhelyeken lényegében azonos, és ugyanez áll az egyéb városokra és a községekre is. A városokban és a községekben lakók értékei ugyanakkor magasabbak. A nőknél a községekben, a fővárosban és az egyéb városokban lakók értékei lényegében nem különböznek, a megyeszékhelyeken lakók értékei pedig az előzőeknél valamivel alacsonyabbak. A nők által végzett nem fizetett munka értéke minden településkategóriában legalább kétszeresen meghaladja a férfiak által végzett hasonló munka értékét (27. ábra).

6. táblázat: Munkaidő és munkaérték nemek és iskolai végzettség szerint

	Korrigált órakereset (forint)	Fizetett munkaidő (óra)*	A nem fizetett munka ideje (óra)*	A fizetett munka értéke (forint)**	A nem fizetett munka értéke (forint)**
<i>Nők</i>					
8 osztály alatt	80	111	137	9 812	10 746
8 osztály	131	154	137	23 845	17 724
Szakmunkásképző	202	158	129	33 685	25 924
Gimnázium	219	155	90	37 091	19 582
Szakközépiskola	238	164	100	41 708	23 764
Felsőfokú	349	145	87	51 918	29 820
Összesen	203	155	115	38 079	21 805
<i>Férfiak</i>					
8 osztály alatt	84	184	81	21 960	6 983
8 osztály	150	179	57	30 470	8 298
Szakmunkásképző	228	178	42	43 606	9 364
Gimnázium	256	180	31	50 044	8 138
Szakközépiskola	269	177	33	49 095	8 492
Felsőfokú	391	180	29	72 115	10 899
Összesen	233	178	43	48 365	8 973

*Havi munkaóra.

**Havi érték.

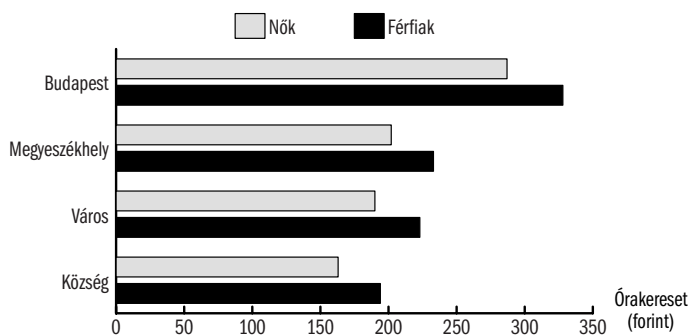
7. táblázat: Munkaidő és munkaérték nemek és településtípus szerint

	Korrigált órakereset (forint)	Fizetett munkaidő (óra)*	A nem fizetett munka ideje (óra)*	A fizetett munka értéke (forint)**	A nem fizetett munka értéke (forint)**
<i>Nők</i>					
Község	163	154	146	32 113	23 264
Város	190	146	121	33 582	22 002
Megyeszékhely	202	157	90	36 234	18 076
Budapest	287	163	83	51 117	23 170
Összesen	203	155	115	38 079	21 805
<i>Férfiak</i>					
Község	194	175	57	40 819	10 380
Város	223	176	50	44 279	10 659
Megyeszékhely	233	183	30	48 633	6 463
Budapest	328	182	21	65 199	6 559
Összesen	233	178	43	48 365	8 973

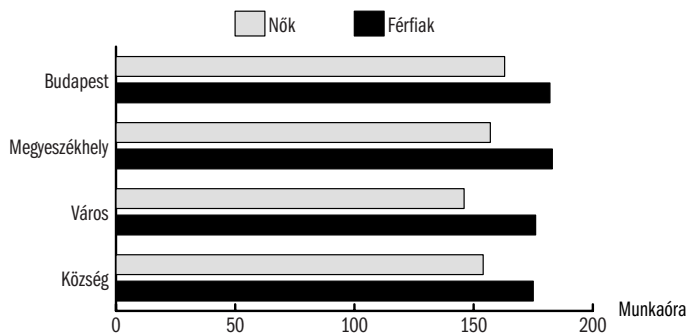
*Havi munkaóra.

**Havi érték.

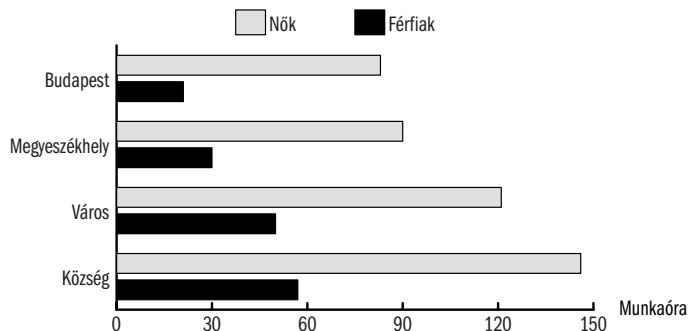
23. ábra: Átlagos korrigált órakereset nemek és településtípus szerint



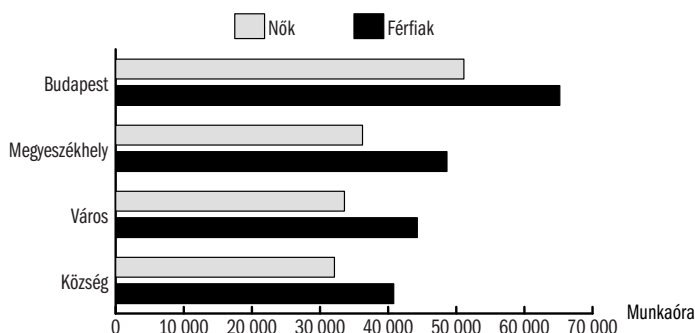
24. ábra: Havi átlagos fizetett munkaidő nemek és településtípus szerint



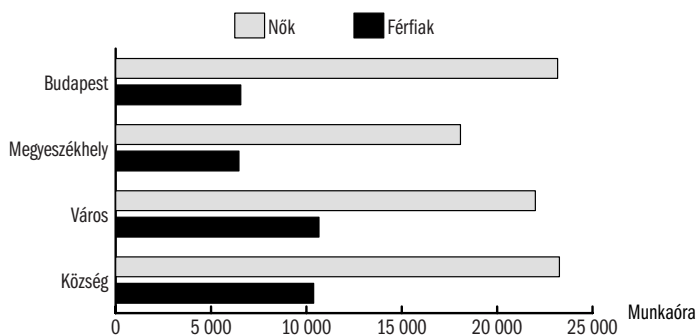
25. ábra: Havi átlagos nem fizetett munkaidő nemek és településtípus szerint



26. ábra: A fizetett munka havi értéke településtípus szerint



27. ábra: A nem fizetett munka havi értéke településtípus szerint



Összefoglalásként megállapíthatjuk, hogy – a mindennapi tapasztalatokkal összhangban – a férfiak valamivel nagyobb arányban és valamivel hosszabb munkaidőben végeznek fizetett munkát, mint a nők, a nők viszont lényegesen nagyobb arányban és lényegesen hosszabb időben végeznek fizetett munkát. A nem fizetett munka által létrehozott javak és szolgáltatások mellőzése tehát azzal a következménnyel jár, hogy a nők jószá-

és szolgáltatás-előállító tevékenységét alulbecsüljük. Az átlagos férfi fizetett munka formájában havonta, átlagosan csaknem öt és félszer, az átlagos nő több mint másfélszer akkora értéket állít elő, mint nem fizetett munka révén. Az átlagos férfi fizetett munkájának havi átlagos értéke csaknem egyharmaddal haladja meg az átlagos nő megfelelő értékét, míg a nem fizetett munka értékét tekintve az átlagos férfi „teljesítménye” az átlagos nőhöz viszonyítva mindössze negyven százalékos.

Az értékek életkori csoportok szerinti alakulása jól tükrözi a férfiak és a nők a háztartási munkamegosztásban elfoglalt helyének különbségeit, illetve az e különbség következtében a munkaerőpiacon megfigyelhető eltérő életpályaprofilokat. A fizetett és a nem fizetett munka értékének alakulásában szerepet játszik az egyének emberi tőkéje, amit az iskolai végzettséggel közelítettünk. A fizetett munka havi értéke magasabb iskolai végzettség mellett magasabb. Ezen túlmenően azt láttuk, hogy a két nem közötti különbségek nagyjából állandóak, a férfiak értékei minden iskolai végzettségi fokozatban magasabbak. Hasonlóképpen: a nem fizetett munka értéke az iskolai végzettség emelkedésével többnyire növekszik, és a nők bármely iskolai végzettség mellett nagyobb értéket állítanak elő. Végül a fizetett munka értéke településtípusonként is különböző; az értékek csökkenő sorrendjében a rangsor: Budapest, megyeszékhely, egyéb város, község. A nem fizetett munkát tekintve a nőknél ilyenfajta rangsor nem figyelhető meg, a férfiak viszont nagyobb értéket állítanak elő a városokban és a községekben, mint a megyeszékhelyeken és Budapesten.

3.4. Az effektív munkakínálat becslése, 1998–2000

GALASI PÉTER

Bevezetés

A munkakínálati elemzés alkalmazásának egyik lehetséges és fontos területe az úgynevezett effektív munkakínálat meghatározása, ami azt a célt szolgálja, hogy a foglalkoztatottak megfigyelt munkakínálatának mérésén túlmenően azoknak a nagyobb potenciális munkavállalói csoportoknak a munkakínálatáról is képet kapjunk, amelyek aktuálisan éppen nem dolgoznak, de egy esetleges gazdasági fellendülés vagy a gazdasági növekedés folytatódása esetén várhatóan munkába lépnek. Ennek a foglalkoztatás-, illetve gazdaságpolitikai szempontból fontos problémának a megragadása különféle közelítő statisztikai eljárások alkalmazását követeli meg, hiszen az éppen munkában nem álló népesség munkakínálata nem figyelhető meg.

A következőkben a 15–74 éves népesség munkakínálatának becslését végezzük el a KSH munkaerő-felvételének 1998., 1999. és 2000. évi első negyedévi hullámai felhasználásával. A rendelkezésre álló minták nagysága

kielégítő (a 15–74 éves népességből a mintába került 1998-ban 65 112 fő, 1999-ben 68 348 fő, 2000-ben 66 807 fő).

A munkakínálatot a teljesíteni kívánt összes heti munkaidőben (millió óra) mérjük, ami úgy áll elő, hogy a mintába került egyének – teljes körűvé tevő súlyokkal – súlyozott számát megszorozzuk heti munkakínálatukkal.

A számításokban a klasszikus egyéni munkakínálati modellek mérési logikájából indulunk ki, s ennek megfelelően feltesszük, hogy a zérus ledolgozott munkaidővel jellemezhető egyéneknek is lehet pozitív munkakínálata, csak aktuálisan ezt nem tudjuk megfigyelni. Ugyancsak feltesszük, hogy a nem zérus munkakínálatok eloszlása nem feltétlenül tükrözi helyesen a tényleges munkakínálatok eloszlását, azaz szelekciós torzítás van jelen, ezért lehetséges, hogy ha a megfigyelt munkaidő alapján becsljük a kínálatot, akkor becslésünk torzított lesz. A feladat tehát kettős: egyfelől az aktuálisan zérus ledolgozott munkaidővel jellemezhető egyénekhez is munkakínálatot kell rendelnünk, másfelől a munkakínálatokból ki kell szűrünk a szelekciós torzítást.

A szelekciós torzítás kiszűrésére Heckman (1979) eljárását alkalmazzuk. Az eljárás lényege, hogy előbb probit függvény segítségével a 15–74 éves népességre megbecsljük a munkaerőpiaci részvétel valószínűségét, majd ennek segítségével egy szelekciós korrekciós változót állítunk elő.⁷ Azután a nem zérus ledolgozott munkaidővel rendelkező egyénekre munkakínálati függvényeket becslünk, amelyben a szelekciós korrekciós változó is szerepel. A szelekciós változó értékének és a szelekciós változóra kapott paraméterbecslésnek a szorzata adja azután a szelekció mértékét (minthogy a változó értéke pozitív, a kapott együtthatóbecslések előjele pedig többnyire negatív, ezért a korrekció nélkül a munkakínálatot túlbecsültük volna).⁸

Az aktuálisan nem dolgozó egyénekhez munkaidő-beszámítással rendelünk munkakínálati értékeket. Feltesszük, hogy az aktuálisan pozitív és a zérus ledolgozott idővel, azonos megfigyelt jegyekkel jellemezhető egyének munkakínálata azonos, ezért a munkakínálati függvények becslt paramétereinek segítségével az aktuálisan zérus munkaidőt ledolgozott egyénekhez is munkaidőket rendelünk (ezeket természetesen ugyancsak megtisztítjuk a szelekciós torzítástól).

A felhasznált munkaidő-változó a heti szokásos munkaidő a főállásban. Ezzel egyrészt igyekeztünk kiküszöbölni a főállás munkaidejében mutatkozó véletlen ingadozásokat (rendelkezésre áll a kérdézt megelőző hét munkaideje), továbbá a viszonylag kevés egyént érintő és kevésbé stabil másod-, mellékfoglalkozások munkaidejében esetleg mutatkozó ingadozásokat.

A becsléseket és a számításokat – a két nem vélhetően eltérő munkaerőpiaci magatartása miatt – férfiakra és nőkre külön-külön is elvégeztük.

További kérdés, hogy a 15–74 éves népesség mely csoportjaihoz rendeljük hozzá a becslt munkakínálatot. Ennek megválaszolásához egy 29 cso-

7 A korrekciós változó értékének meghatározását lásd a 3.3. pont-hoz tartozó 1. lábjegyzetben

8 A j -edik egyén becslt munkakínálata: $\hat{H}_j = X_j \alpha + m_j \gamma$, $\hat{H}_{ij} = X_{ij} \alpha$ a korrigált munkakínálata, X a kínálati függvény magyarázó változók paraméterbecsléseinek vektora, α a magyarázó változók paraméterbecsléseinek vektora, γ a korrekciós változó paraméterbecslése, m a korrekciós változó értékeinek vektora.

portból álló munkaerőpiaci osztályozást készítettünk, amelyből hét csoportból álló összevont osztályozást hoztunk létre. Az egyének besorolása a munkaerőpiachoz való kötődés intenzitása alapján történt. Az első – a munkaerőpiachoz a legszorosabban kapcsolódó – csoportba az ILO–OECD-definíció alapján foglalkoztatottnak minősülő egyéneket soroltuk függetlenül attól, hogy a szokásos munkaerőpiaci osztályozások alapján milyen más jellegzetességekkel rendelkeznek. Ebben a csoportban egyaránt találhatók olyan foglalkoztatottak, akik egyúttal nyugdíjasok, nappali tagozaton tanulnak, gyesen/gyeden/gyeten vannak, vagy a munkaközvetítő irodákban munkanélküliként regisztráltatták magukat. A második csoportba az ILO–OECD-definíció szerinti munkanélküliek kerültek. A definíció kizárja, hogy az előző csoporthoz tartozók közül bárki ide kerüljön, ugyanakkor itt is találunk olyan személyeket, akik egyúttal nappali tagozaton is tanulnak, nyugdíjasok, regisztrált munkanélküliek stb. A harmadik csoportba – regisztrált munkanélküliek – azokat az egyéneket soroltuk, akik az ILO–OECD-definíció szerint sem foglalkoztatottnak, sem munkanélkülinek nem minősülnek, ugyanakkor regisztrált munkanélküliekként vannak nyilvántartva. A negyedik csoportba azok a gyesen lévők kerülnek, akik nem foglalkoztatottak és nem munkanélküliek. Az ötödik és a hatodik csoportot a nem foglalkoztatott, nem munkanélküli nyugdíjasok, illetve nappali tagozatos tanulók alkotják. Végül a hetedik csoportba az egyéb eltartottakat soroltuk. Az e csoporthoz tartozó egyének nem foglalkoztatottak, nem munkanélküliek, nincsenek gyesen, nem nyugdíjasok, nem tanulnak nappali tagozaton.

Teljes körűvé tevő súlyokkal szorozva, a 15–74 éves népességre mintegy 7,7 millió főt kaptunk. A létszám 1999-ben mintegy fél, 2000-ben körülbelül egy százalékkal alacsonyabb az 1998-as értéknél. A becslést azonban nem a teljes népességre végeztük el. A foglalkoztatottakon kívül két, a munkaerőpiacra viszonylag szoros kapcsolatban álló csoportunk van – a munkanélküliek és a regisztrált munkanélküliek –, akikről feltehetjük, hogy tartós munkaerőpiaci keresletélénkülés esetén egyre többen vállalnának munkát, tehát becsült munkakínáltuk egyre nagyobb hányadát figyelhetnénk meg. Hasonló feltevéssel élhetünk a gyesen lévőkkel és az egyéb eltartottakkal kapcsolatban. A nappali tagozatos tanulók és a nyugdíjasok esetében viszont úgy véljük, tartós munkaerőpiaci keresletélénkülés mellett sem lépének a foglalkoztatottak közé. Ezért effektív munkakínálatukat zérusnak tekintjük. Emellett szól, hogy azok a nappali tagozaton tanulók és nyugdíjasok, akik valamilyen hajlandóságot mutatnak az elhelyezkedésre, a foglalkoztatottak, illetve a munkanélküliek között szerepelnek. A becslést tehát öt csoportra (foglalkoztatottak, munkanélküliek, regisztrált munkanélküliek, gyesen lévők, egyéb eltartottak) végeztük el. A becslésbe bevont népesség létszáma valamivel több, mint 4,8 millió fő, 1999-ben és 2000-

ben létszámuk durván azonos, és mintegy 1,2 százalékkal alacsonyabb, mint 1998-ban.

Az eredmények

A heti ledolgozni kívánt munkaidőt, valamint a munkakínálatot alkotó személyek számát rövid távon viszonylag rugalmatlannak tekinthetjük, ezért azt várjuk, hogy az effektív összmunkakínálat nagyjából azonos értékeket vesz fel mindhárom évben. A munkaerőpiaci élénkülés hatása várhatóan elsősorban az összmunkakínálat munkaerőpiaci státusok közötti átrendeződésében mutatkozik meg. Az effektív munkakínálat a vizsgált időszakban összességében valóban nem változott jelentősen (8. táblázat): 1998-ban 195,1, 1999-ben 193,7, 2000-ben 195,8 millió óra.

8. táblázat: Az effektív munkakínálat, 1998–2000

Megnevezés	Heti munkaidő (óra)	Ezer fő	Millió óra	
1998				
<i>Nő</i>	Foglalkoztatott	37,9	1 639,8	62,1
	Munkanélküli	36,8	138,3	5,1
	Regisztrált munkanélküli	36,3	122,1	4,4
	Gyes	36,5	265,0	9,7
	Egyéb eltartott	35,4	265,0	9,4
	Együtt	37,3	2 430,2	90,7
<i>Férfi</i>	Foglalkoztatott	42,3	1 978,3	83,7
	Munkanélküli	42,1	208,4	8,8
	Regisztrált munkanélküli	42,0	128,9	5,4
	Gyes	42,4	4,0	0,2
	Egyéb eltartott	42,1	149,7	6,3
	Együtt	42,3	2 469,2	104,4
<i>Együtt</i>	Foglalkoztatott	40,3	3 618,0	145,8
	Munkanélküli	40,0	346,6	13,9
	Regisztrált munkanélküli	39,2	251,0	9,9
	Gyes	36,6	269,0	9,8
	Egyéb eltartott	37,8	414,7	15,7
	Együtt	40,4	4 899,4	195,1



Megnevezés		Heti munkaidő (óra)	Ezer fő	Millió óra
1999				
<i>Nő</i>	Foglalkoztatott	38,9	1 695,9	65,9
	Munkanélküli	38,4	115,0	4,4
	Regisztrált munkanélküli	38,2	74,1	2,8
	Gyes	37,4	267,5	10,0
	Egyéb eltartott	37,1	239,4	8,9
	Együtt	38,5	2 391,8	92,0
<i>Férfi</i>	Foglalkoztatott	41,7	2 048,7	85,4
	Munkanélküli	41,2	186,6	7,7
	Regisztrált munkanélküli	40,8	81,1	3,3
	Gyes	41,1	3,6	0,1
	Egyéb eltartott	40,4	127,8	5,2
	Együtt	41,6	2 447,7	101,7
<i>Együtt</i>	Foglalkoztatott	40,4	3 744,5	151,3
	Munkanélküli	40,1	301,6	12,1
	Regisztrált munkanélküli	39,6	155,2	6,1
	Gyes	37,4	271,1	10,1
	Egyéb eltartott	38,3	367,1	14,1
	Együtt	40,0	4 839,5	193,7
2000				
<i>Nő</i>	Foglalkoztatott	39,4	1 711,1	67,4
	Munkanélküli	39,3	104,7	4,1
	Regisztrált munkanélküli	39,2	67,5	2,6
	Gyes	39,0	276,9	10,8
	Egyéb eltartott	38,9	237,3	9,2
	Együtt	39,3	2 397,4	94,2
<i>Férfi</i>	Foglalkoztatott	41,6	2 066,9	86,0
	Munkanélküli	41,3	169,3	7,0
	Regisztrált munkanélküli	40,7	75,2	3,1
	Gyes	41,5	4,0	0,2
	Egyéb eltartott	40,5	132,1	5,3
	Együtt	41,5	2 447,5	101,6
<i>Együtt</i>	Foglalkoztatott	40,6	3 778,0	153,4
	Munkanélküli	40,6	274,0	11,1
	Regisztrált munkanélküli	40,0	142,7	5,7
	Gyes	39,1	280,9	11,0
	Egyéb eltartott	39,5	369,3	14,6
	Együtt	40,4	4 844,9	195,8

A munkaerőpiaci keresletélénkülés nem gyakorolt érdemleges hatást az átlagos heti munkaidőre sem; 1998-ban és 2000-ben átlagosan 40,4, 1999-ben 40,0 óra. Ezzel párhuzamosan az effektív munkakínálatként számba vett egyének létszáma 1998-ról 1999-re mintegy 60 ezer fővel csökkent, 2000-ben pedig 1999-hez képest lényegében nem változott. A létszám 1998-ról 1999-re megfigyelt mérséklődése részben demográfiai okokkal magyarázható, hiszen – mint láttuk – a 15–74 éves népesség létszáma csökkent. Részben pedig annak tudható be, hogy – a munkakínálati becslésben figyelmen kívül hagyott egyik csoport – a nappali tagozaton tanulók száma nőtt.

A férfiak összmunkakínálata minden évben meghaladja a nőkéét. A nők részesedése ugyanakkor valamelyest növekszik a vizsgált időszakban: 1998-ban 46,5 százalék, 1999-ben 47,5 százalék, 2000-ben 48,1 százalék. Ebben főként a férfiak mindhárom évben hosszabb, de csökkenő, illetve stagnáló, valamint a nők emelkedő heti munkaideje játszik szerepet. 1998-ban a férfiak átlagos heti munkaideje 42,3 óra, 1999-ben, illetve 2000-ben 41,6 és 41,5 óra, miközben a nők munkaideje 37,3 órától előbb 38,5, majd 39,3 órára nőtt. A létszamarányok lényegében nem változnak; a nőké valamelyest alacsonyabb (49,4–50 százalék). 1998-ban az effektív munkakínálatot 2430 ezer nő és 2469 ezer férfi alkotja. A megfelelő értékek 1999-ben 2392 ezer és 2448 ezer, 2000-ben pedig 2397 ezer és 2448 ezer fő. Az átlagosnál alacsonyabb a női foglalkoztatottak összmunkakínálatból való részesedése a férfiakéhoz képest: 42–44 százalék között mozog.

A 9. táblázatban a három mutató dinamikáját mutatjuk be. 1998-hoz képest 1999-re és 2000-re az átlagos heti munkaidő 0,6, majd 1,5 százalékkal nőtt, az effektív munkakínálatot alkotó egyének létszáma 1,2, illetve 1,1 százalékkal csökkent. A két tényező hatására az összmunkaidő 1999-ben 0,7 százalékkal kevesebb, 2000-ben pedig 0,4 százalékkal több, mint az első időpontban.

A nők és a férfiak között azonban lényeges eltérések mutatkoznak. A nőknél a heti munkaidő növekszik (3,1 és 5,3 százalék), a létszám ennél kisebb mértékben csökken (1,6 és 1,3 százalék), ennek következtében összmunkakínálatuk emelkedik (1,5 és 3,9 százalék). A férfiaknál viszont csökken mind a heti munkaidő (1,7 és 1,8 százalék), mind a létszám (0,9 és 0,9 százalék), így az összmunkakínálat is mérséklődött (2,6 és 2,7 százalék).

Jelentős változásokat találunk, ha e három mutató változását az egyes munkaerőpiaci státusokon belül vizsgáljuk. Itt azt várhatjuk, hogy a heti munkaidő ugyanabban az irányban változik, mint amit az összes egyénre, illetve a férfiakra és a nőkre külön-külön átlagosan mértünk, ugyanakkor az egyes munkaerőpiaci csoportok létszáma – a munkaerőpiaci kereslet élénkülésének hatására – viszonylag dinamikusan nő vagy csökken, így a csoportok összmunkakínálatában is érzékelhető változások tapasztalhatók. A foglalkoztatottak létszáma 1998-hoz képest mind a két évben érzékelhető-

en: 3,5, majd 4,4 százalékkal – továbbá a nők és a férfiak körében hasonló mértékben – nőtt. Összességében a foglalkoztatottak heti munkaideje is nőtt, ezen belül a nőké az átlagosnál gyorsabban, a férfiaké pedig csökkent. A férfiak munkaidő-csökkenésének munkakínálatot mérséklő hatását azonban ellensúlyozza a létszámnövekedésük, így mind a férfiak, mind a nők körében (és természetesen összességében is) a foglalkoztatottak összmunkakínálata emelkedett. 1998-ról 1999-re a foglalkoztatott nők összmunkakínálata 6,2, 2000-re pedig 8,6 százalékkal emelkedett. A férfiak megfelelő értékei lényegesen alacsonyabbak (2,0 és 2,7 százalék), ennek eredményeként az összes foglalkoztatott összmunkakínálata 3,8, majd 5,2 százalékkal magasabb a bázisév értékénél.

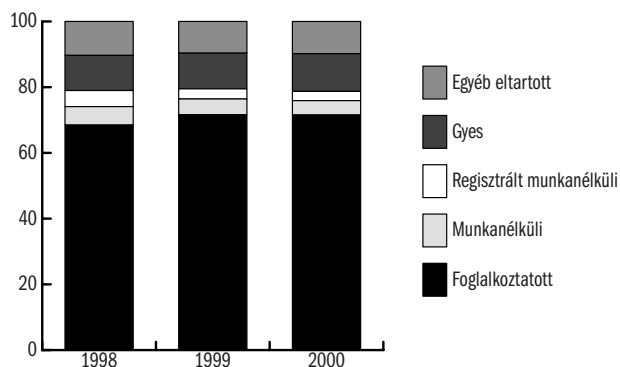
9. táblázat: Az effektív munkakínálat változása (1998=100)

	Heti munkaidő		Létszám		Összmunkakínálat	
	1999	2000	1999	2000	1999	2000
<i>Foglalkoztatott</i>						
Nő	2,6	4,0	3,4	4,3	6,2	8,6
Férfi	-1,5	-1,7	3,6	4,5	2,0	2,7
Együtt	0,3	0,8	3,5	4,4	3,8	5,2
<i>Munkanélküli</i>						
Nő	4,2	6,7	-16,8	-24,3	-13,3	-19,2
Férfi	-4,8	-1,9	-10,4	-18,7	-12,5	-20,3
Együtt	0,9	1,3	-13,0	-21,0	-12,8	-19,9
<i>Regisztrált munkanélküli</i>						
Nő	5,1	7,9	-39,3	-44,7	-36,3	-40,3
Férfi	-2,8	-3,0	-37,1	-41,6	-38,9	-43,4
Együtt	0,9	2,1	-38,2	-43,1	-37,7	-42,0
<i>Gyes</i>						
Nő	2,3	6,9	0,9	4,5	3,2	11,7
Férfi	-3,0	-2,1	-10,4	-0,2	-13,1	-2,3
Együtt	1,3	4,5	0,8	4,4	2,9	11,4
<i>Egyéb eltartott</i>						
Nő	5,0	10,1	-9,7	-10,5	-5,1	-1,4
Férfi	-4,0	-3,9	-14,7	-11,8	-18,1	-15,2
Együtt	1,3	4,5	-11,5	-10,9	-10,3	-6,9
<i>Együtt</i>						
Nő	3,1	5,3	-1,6	-1,3	1,5	3,9
Férfi	-1,7	-1,8	-0,9	-0,9	-2,6	-2,7
Együtt	0,6	1,5	-1,2	-1,1	-0,7	0,4

A gyesen lévők kivételével a többi csoport létszáma mindkét évben és mindkét nem esetében érzékelhetően, időnként nagyon nagymértékben csökkent. A munkanélküliek létszáma 2000-ben már 21 százalékkal maradt el az 1998-ban mért létszámtól; ezen belül a nőknél dinamikusabb csökkenést találunk, mint a férfiaknál. A regisztrált munkanélküliek száma még ennél is nagyobb mértékben esett; 1999-ben 38,2, 2000-ben pedig 43,1 százalékkal kisebb értékeket találunk, mint 1998-ban. A regisztrált munkanélküli nők létszáma ebben a csoportban is gyorsabban csökkent, mint a férfiaké. A legkevésbé gyors, de érzékelhető csökkenés figyelhető meg az egyéb eltartottaknál; létszámuk átlagosan 11 százalékkal alacsonyabb 1999-ben és 2000-ben a bázisévi létszámnál. A férfiak létszáma mindkét évben valamivel gyorsabban csökkent, mint a nőké. A létszámcsökkenés hatására e csoportok összmunkakínálata is igen gyorsan mérséklődött. 2000-ben a munkanélküliek effektív munkakínálata 20, a regisztrált munkanélkülieké 42, az egyéb eltartottaké mintegy 7 százalékkal alacsonyabb, mint 1998-ban.

A fenti változások következtében valamelyest átalakult a munkakínálat szerkezete is (10. táblázat). Minthogy a heti munkaidő viszonylag rugalmatlan, ezért a munkakínálat munkaerőpiaci státus szerinti megoszlása nagyjából azonos képet mutat akár létszámban, akár összmunkaidőben mérjük. Az 28–30. ábra az összmunkaidőben mért munkakínálat megoszlását láthatjuk a nők (28. ábra) és a férfiak (29. ábra) körében, majd 30. ábrán a két nem együttes megoszlását vehetjük szemügyre.

28. ábra: Az összmunkakínálat százalékos megoszlása, nők

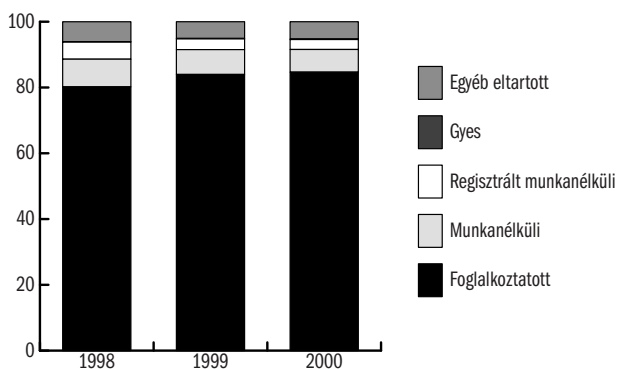


Mindenekelőtt feltűnő a nemek közti megoszláskülönbség. A férfi foglalkoztatottak munkakínálata minden évben nagyobb arányt képvisel, mint a női foglalkoztatottaké. A munkanélküliek esetében ennek éppen az ellenkezőjét látjuk, a regisztrált munkanélkülieknél nincsenek lényeges nemek közötti különbségek, végül a gyesen lévők és az egyéb eltartottak effektív munkakínálata a nők összmunkakínálatának nagyobb hányadát teszi ki, mint amekkorát a férfiaknál láthatunk.

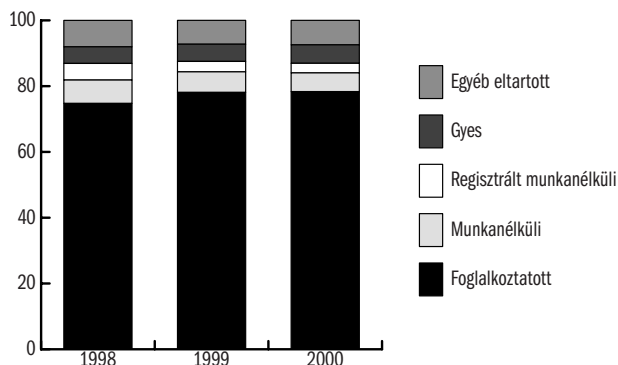
10. táblázat: Az effektív munkakínálat százalékos megoszlása nemek és munkaerőpiaci státusz szerint

	Heti munkaidő		Létszám		Összmunkakínálat	
	1999	2000	1999	2000	1999	2000
<i>Nő</i>						
Foglalkoztatott	67,5	70,9	71,4	68,5	71,6	71,5
Munkanélküli	5,7	4,8	4,4	5,6	4,8	4,4
Regisztrált munkanélküli	5,0	3,1	2,8	4,9	3,1	2,8
Gyes	10,9	11,2	11,5	10,7	10,9	11,5
Egyéb eltartott	10,9	10,0	9,9	10,3	9,7	9,8
Együtt	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
<i>Férfi</i>						
Foglalkoztatott	80,1	83,7	84,5	80,2	84,0	84,7
Munkanélküli	8,4	7,6	6,9	8,4	7,6	6,9
Regisztrált munkanélküli	5,2	3,3	3,1	5,2	3,3	3,0
Gyes	0,2	0,1	0,2	0,2	0,1	0,2
Egyéb eltartott	6,1	5,2	5,4	6,0	5,1	5,3
Együtt	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
<i>Együtt</i>						
Foglalkoztatott	73,8	77,4	78,0	74,7	78,1	78,3
Munkanélküli	7,1	6,2	5,7	7,1	6,2	5,7
Regisztrált munkanélküli	5,1	3,2	2,9	5,1	3,2	2,9
Gyes	5,5	5,6	5,8	5,0	5,2	5,6
Egyéb eltartott	8,5	7,6	7,6	8,0	7,3	7,5
Együtt	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0

29. ábra: Az összmunkakínálat százalékos megoszlása, férfiak



30. ábra: Az összmunkakínálat százalékos megoszlása, nők és férfiak együtt



Másodszor, mind a férfiak, mind a nők esetében a foglalkoztatottak összmunkakínálatának aránya növekszik az időben, s a növekedés lényegében 1999-ben következik be. A munkanélküliek és a regisztrált munkanélküliek részesedése mindkét nemnél csökken. A gyesen lévők és az egyéb eltartottaké viszont lényegében változatlan.

Látható tehát, hogy a munkakínálat szerkezetének átrendeződése olyan módon ment végbe, hogy a foglalkoztatottaknál megfigyelt növekedés a két munkanélküli-csoport részarányának rovására történt.

Összefoglalás

Megbecsültük a 15–74 éves népesség munkakínálatát a KSH munkaerő-felvétele 1998., 1999. és 2000. évi első negyedévi hullámainak felhasználásával. A számításokban az egyéni munkakínálati modellek logikájából indultunk ki, s ennek megfelelően kísérletet tettünk a meg nem figyelt munkakínálat becslésére, valamint a megfigyelt munkakínálatban mutatkozó szelekciós torzítás kiszűrésére.

Az egyének munkakínálatát heti ledolgozni kívánt munkaidőben mértük, az összmunkakínálat pedig a heti ledolgozni kívánt munkaidő és az effektív munkakínálatot alkotó személyek számának szorzataként állt elő.

A becslést férfiakra és nőkre külön-külön is elvégeztük, továbbá öt munkaerőpiaci státust különböztettünk meg: ILO–OECD-foglalkoztatottakat, ILO–OECD-munkanélkülieket, regisztrált munkanélkülieket, gyesen/gyeden/gyeten lévőket, végül egyéb eltartottakat.

Az effektív összmunkakínálat a vizsgált időszakban összességében nem változott jelentősen: 1998-ban 195,1, 1999-ben 193,7, 2000-ben 195,8 millió óra volt. Hasonlóképpen stabilnak bizonyult a heti ledolgozni kívánt munkaidő: 40–40,4 óra. Az effektív munkakínálatot alkotó személyek száma viszont – részben demográfiai okokból – 1998-ról 1999-re mintegy 60 ezer fővel csökkent.

A nők és a férfiak között lényeges eltérések mutatkoztak. A nők esetében a heti munkaidő nőtt, a létszám ennél kisebb mértékben csökkent, ezért összmunkakínálatuk emelkedett. A férfiaknál mind a heti munkaidő, mind a létszám csökkent, így összmunkakínálatuk is mérséklődött.

Jelentős változásokat találtunk az effektív munkakínálat egyes munkaerőpiaci státusokon belüli alakulásában. A foglalkoztatottak létszáma mind a két évben érzékelhetően (3,5, majd 4,4 százalékkal) – továbbá a nők és a férfiak körében hasonló mértékben – nőtt. Összmunkakínálatuk ugyan csak növekedett. 1998-ról 1999-re a foglalkoztatott nők összmunkakínálatára 6,2, 2000-re pedig 8,6 százalékkal emelkedett. A férfiak értékei alacsonyabbak (2,0 és 2,7 százalék), ennek eredményeként az összes foglalkoztatott összmunkakínálatára 3,8, majd 5,2 százalékkal magasabb a bázisév értékénél. A többi csoport létszáma mindkét évben és mindkét nem esetében érzékelhetően, időnként nagyon nagy mértékben csökkent. A munkanélküliek létszáma 2000-ben már 21 százalékkal maradt el az 1998-ban mért létszámtól; ezen belül a nőknél erőteljesebb csökkenést találunk, mint a férfiaknál. A regisztrált munkanélküliek száma még ennél is nagyobb mértékben esett; 1999-ben 38,2, 2000-ben pedig 43,1 százalékkal kisebb értékeket találunk, mint 1998-ban. A regisztrált munkanélküli nők létszáma ebben a csoportban is gyorsabban csökkent, mint a férfiaké. A legkevésbé gyors, de érzékelhető csökkenés figyelhető meg az egyéb eltartottaknál; létszámuk átlagosan 11 százalékkal alacsonyabb 1999-ben és 2000-ben a bázisévi létszámnál. A férfiak létszáma mindkét évben valamivel gyorsabban csökkent, mint a nőké. A létszámcsökkenés hatására e csoportok összmunkakínálatára is igen gyorsan mérséklődött. 2000-ben a munkanélküliek effektív munkakínálatára 20, a regisztrált munkanélkülieké 42, az egyéb eltartottaké mintegy 7 százalékkal alacsonyabb, mint 1998-ban.

A fenti változások következtében valamelyest átalakult a munkakínálat szerkezete is. Ez olyan módon ment végbe, hogy a foglalkoztatottaknál megfigyelt növekedés a két munkanélküli-csoport részarányának rovására történt.

3.5. A nő–férfi munkakínálati különbségek tényezőkre bontása

GALASI PÉTER

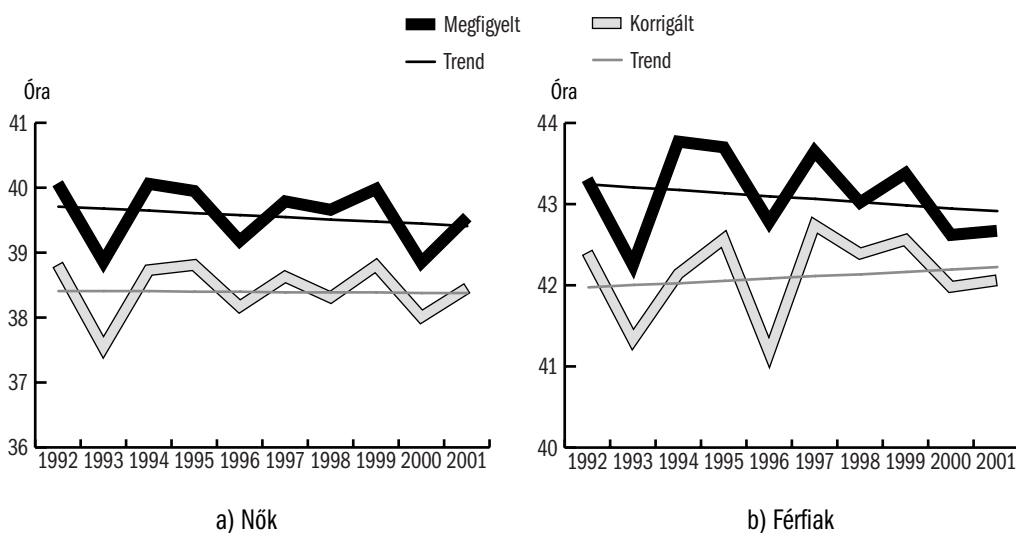
Annak ellenére, hogy – mint láttuk – a megfigyelt heti munkaidő alapján nemigen bontakozott ki határozott időbeli trend, a heti munkaidő viszonylag szűk határok között ingadozik az időben, illetve a férfiak minden évben átlagosan hosszabb munkaidővel rendelkeznek, mint a nők, lehetséges, hogy a gazdaság átalakulásának hatására a munkaidő hosszát befolyásoló tényezők erőssége és hatásiránya megváltozott. Ezért nem haszontalan a nők és a férfiak munkaidejében mutatkozó különbségekre ható változók időbeli alakulását szemügyre venni. Ebben a pontban éppen erre teszünk kísérletet a KSH munkaerő-felmérésének 1992–2001 első negyedévi adatain többvált-

tozós regressziós elemzések felhasználásával. Az alábbiakban a nők és a férfiak munkaidejének különbségeit meghatározó tényezőket vizsgáljuk meg a két nem átlagos munkaidő-különbségeinek évenkénti tényezőkre bontásának segítségével.

Minden évre és a két nemre külön-külön munkaóra-egyenleteket futtatunk le. A munkakínálati elemzésekben gyakran használatos korrekciós technika alkalmazásával egyrészt a regressziós együtthatókból kiszűrtük az úgynevezett szelekción torzítást (*Heckman, 1979*), majd az egyenletek ilyen módon korrigált paramétereit, valamint a változóátlagokat felhasználva megvizsgáltuk, mely tényezők, milyen irányban és mértékben befolyásolják a nemek közötti munkaidő különbségeit.

A szelekción torzítás jelenléte azon a feltevésen alapul, hogy a megfigyelt és a ledolgozni kívánt munkaidő, tehát a megfigyelt és a „tényleges” munkakínálat szisztematikusan különbözik egymástól, mert az alacsony munkakínálattal jellemezhető egyének egy része nem áll munkába – megfigyelt munkakínálatuk emiatt zérus –, és ezért ha a munkakínálatot a megfigyelt munkaidő alapján becsüljük meg, akkor a becslés felfele torzít, túlbecsüljük a „tényleges” munkakínálatot. A torzításnak a vizsgált időszakban az ad különös hangsúlyt, hogy a transzformációs válság időszakában (mondjuk a kilencvenes évek első felében) feltehetően nagyobb a mértéke, mint a gazdasági fellendülés időszakában. Az egész periódusra nézve tehát korrekció hiányában a felülbecslés mértéke is változhat. Amint ez a 31. ábrából jól látható, a megfigyelt és a korrigált munkakínálat mindkét nem esetében és minden évben különbözik egymástól, továbbá a megfigyelt kínálat valóban magasabb, mint a korrigált kínálat.

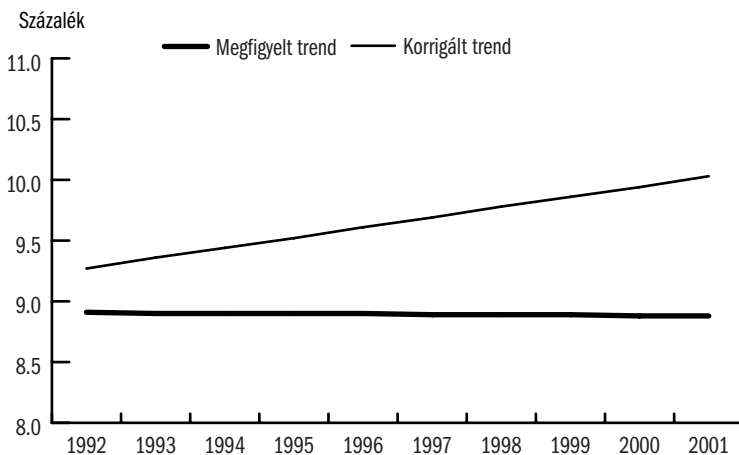
31. ábra: Megfigyelt és korrigált munkakínálat, 1992–2001 (óra)



A 31. ábra mindkét részében mind a korrigált, mind a megfigyelt kínálatra egy-egy lineáris trendet is illesztettünk, amiből látható, hogy a megfigyelt és a korrigált munkakínálat közötti különbség mindkét nem esetében csökken. Ez arra utal, hogy a transzformációs válság lezajlása után, illetve a gazdasági fellendülés folyamán a munkaerőpiaci szelekció és ezért a munkakínálat szelekciós torzítása is mérséklődik. A változás a férfiaknál jelentősebb. Miközben a megfigyelt munkakínálat trendje a férfiak esetében csökkenő, tehát ha csak a megfigyelt munkaórákat vizsgáljuk, munkakínálati csökkenést tapasztalunk, a korrigált trend növekvő, a korrigált (a „tényleges”) munkakínálat növekszik az időben. Nőknél a korrigált trend csaknem vízszintes, a korrigált munkakínálat tehát nagyjából változatlan trend körül ingadozik. Ez azt jelenti, hogy a nőket teljesen merev munkakínálati alkalmazkodás jellemzi, kínálatuk független a gazdaságban, illetve a munkaerőpiacon végbe menő konjunkturális változásoktól. A férfiak esetében a gazdasági fellendülés munkakínálat-növekedéssel jár együtt.

További információkhoz jutunk, ha a férfiak és a nők megfigyelt és korrigált munkaidő-hányadosának trendjeit rajzoljuk fel, amelyeken azt láthatjuk, hogy az adott időszak egyes éveiben hány százalékkal nagyobb a férfiak munkakínálata korrigált, illetve megfigyelt kínálatban mérve. A 32. ábráról leolvasható, hogy a megfigyelt munkakínálat-hányadosok trendje mindvégig a korrigált alatt halad, tehát a megfigyelt munkakínálat a férfiak és a nők közötti munkakínálati eltérést a „ténylegesnél” kisebbnek tünteti fel.

32. ábra: Férfi-nő megfigyelt és korrigált munkaidő-hányadosok trendjei (százalék)



Az is látható továbbá, hogy a megfigyelt munkakínálatot vizsgálva, a nemek közötti különbség az időben változatlan, korrigált munkakínálatban mérve pedig a férfiak munkakínálati előnye az időben lassan növekszik. A férfiak „tényleges” relatív munkakínálata a vizsgált időszakban egyre nagyobb, ami abból adódik, hogy – mint láttuk – a nők munkakínálati alkalmazkodása teljesen merev, a férfiaké viszont a fellendüléssel párhuzamosan növekszik.

A munkakínálati különbségeket meghatározó tényezők közül – a korrigált munkakínálati becslések felhasználásával – négyet vizsgálunk meg közelebbről, a családi állapot, a gyerekszám, az életciklus, valamint az iskolázottság hatását. Az alkalmazott tényezőkre bontási módszer a lineáris regresszióhoz azt a tulajdonságát használja ki, hogy a becslőfüggvény a feltételes átlagok függvénye. Ez esetünkben azt jelenti, hogy a nők, illetve a férfiak átlagos (korrigált) munkaidéje a regressziós paraméterek változóátlagokkal megszorított értékeinek összege.⁹ Ennek megfelelően az átlagos nő–férfi munkakínálati különbségek két tényezőre bonthatók fel: a paraméter- és az összetételhatásra.¹⁰ Az összetételhatás azt mutatja meg, hogy mekkora a két nem munkakínálatában megfigyelhető különbségnek az a része, ami abból adódik, hogy a férfiak és a nők átlagos összetétele eltérő (mondjuk, a nők átlagosan iskolázottabbak, mint a férfiak). A paraméterhatás révén arra kapunk választ, hogy adott (rögzített) összetétel mellett adott jellemző nagyobb vagy kisebb munkakínálat-növekedést vagy -csökkenést idéz elő egyik vagy másik nemnél. Ha – mondjuk – adott iskolai végzettségre mindkét nem esetében pozitív együtthatókat becsültünk, és a férfiak együtthatója nagyobb, mint a nőké, akkor ez azt jelenti, hogy adott iskolai végzettség mellett a férfiak munkakínálata nagyobb. A paraméterek különbségeiből fakadó nemek közötti munkakínálati eltérések értelmezése nem mindig egyszerű. Ha kínálati oldalról vizsgáljuk a problémát, akkor a paraméterek eltérései számos esetben visszavezethetők a férfiak és a nők háztartási munkamegosztásban elfoglalt helyzetének különbségeire (a nők munkatevékenységében a háztartással és a gyermekneveléssel kapcsolatos feladatok nagyobb súlyt kapnak). Ez pedig összefügghet azzal, hogy a nők a nem fizetett munkában termelékenyebbek, mint a férfiak, azaz egységnyi munkaidő alatt több jószágot, illetve szolgáltatást képesek előállítani.

A paraméter-, valamint az összetételhatás pozitív és negatív is lehet, az első esetben a hatás azt jelzi, hogy az adott tényező a férfiaknál, a második esetben azt, hogy az adott tényező a nőknél idéz elő magasabb munkakínálatot. Az egyes hatásokat százalékos formában fejeztük ki; az összes munkaóra-különbséget 100-nak tekintve.

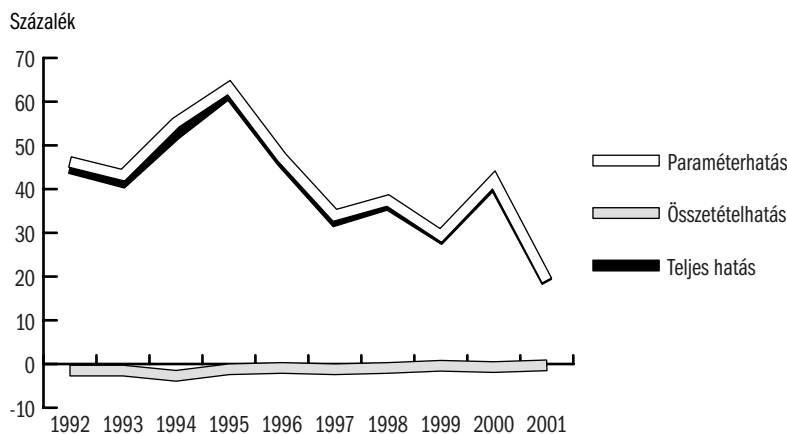
Tekintsük először azt a két egyéni jellegzetességet, amelyeknek a hatásai legközvetlenebbül függhetnek össze a nemek közötti családi munkamegosztással. Ez a családi állapot és a gyermekek száma.

9 $H = \sum \beta X$, ahol H az átlagos munkaidő, a β -k regressziós paraméterek, és az X -ek az adott változók adott csoportra jellemző átlagos értékei.

10 $H_M - H_F = \sum \beta_M X_M - \sum \beta_F X_F = \sum \beta_F (X_M - X_F) + \sum X_M (\beta_M - \beta_F)$, ahol M és F a férfiakat, illetve a nőket jelöli. A jobb oldal első tagja az összetétel-, a második a paraméterhatás.

A nemek közötti munkakínálati különbségek a legplasztikusabban a házasság befolyásolja. Ha a házasság következtében a nők munkatevékenységében a nem fizetett (háztartási) munka jelentősége nő, ugyanakkor a férfiaknál megnövekszik a fizetett munka fontossága, akkor ennek jelentős munkakínálati-különbségben kell megjelennie. Adatainkból valóban ez rajzolódik ki. Az átlagos házas férfi és nő – az egyéb különbségeket kiszűrve – munkakínálata jelentősen eltér. A házas férfiak munkakínálata lényegesen nagyobb, mint a házas nőké, az együttes hatás (összetétel- és paraméterhatás együtt) a férfiak és a nők munkakínálati különbségeinek jelentős részét, 19–62 százalékát teszi ki (lásd 33. ábra) Ennek is döntő hányada a paraméterek különbségeinek tudható be; a házasság a férfiak munkakínálatait növeli, a nőkéket csökkenti – vélhetőleg a munkaidő-allokáció házassággal együtt járó változása következtében. Ugyanakkor ez a hatás 1995 után mérséklődik. Míg 1995-ben 62, 2001-ben már csupán 19 százalékot tesz ki. Ez arra utal, hogy a házasság egyre egyenlőbb nemek közötti munkamegosztás mellett valósul meg, tehát önmagában ez a tényező egyre kevesebbet magyaráz meg a nők és a férfiak (fizetett) munkakínálatainak eltéréseiből.

33. ábra: A házasság hatása (százalék)

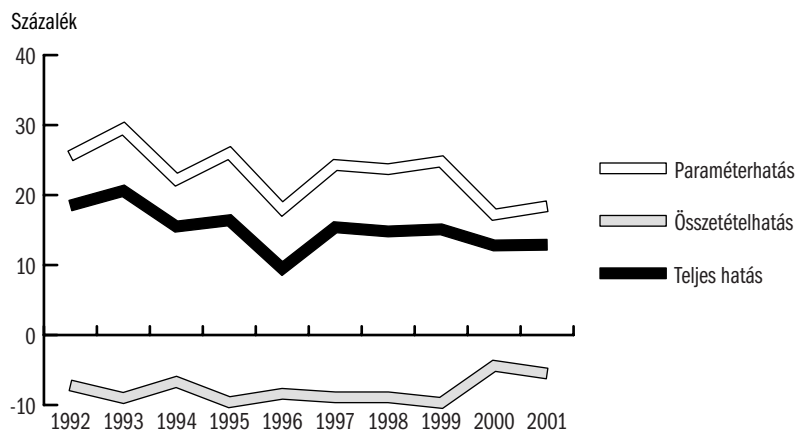


A 34. ábrán a másik viszonylag egyszerűen értelmezhető változónknak – 0–14 éves gyermekek száma – tulajdonítható hatások szerepelnek.

A teljes hatás (paraméter- és összetételhatás együtt) mintegy 13–19 százaléki férfi előnyt mutat, ami a pozitív és erős paraméterhatásnak tudható be. A gyermekek száma – ha csak ez a tényező befolyásolná a nemek munkakínálati különbségeit – 18–30 százalékkal növelné a férfiak javára mutatkozó munkakínálati-eltéréseket. Ez abból adódik, hogy a gyermekek jelenléte csökkenti a nők és növeli a férfiak munkakínálatait. E hatás mö-

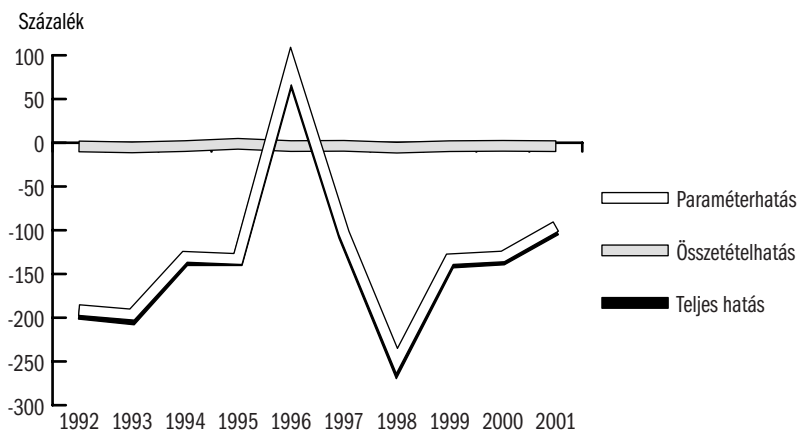
gött ismét a nemek közötti munkamegosztás sajátosságait fedezhetjük fel, jelesen, hogy a férfiak fizetett munkakínálata növekszik, ha a háztartásban gyermekek vannak jelent, mert a gyermekek eltartása inkább a férfiakra hárul, a nők munkakínálatára viszont ez a tényező mérséklően hat mert a gyermekek nevelését/gondozását, valamint az ehhez kapcsolódó háztartási tevékenységeket inkább nők végzik. A hatásnak ráadásul nincs érzékelhető időbeli trendje, tehát – legalábbis a vizsgált időszakban – nem figyelhetünk meg változásokat a nemek közötti munkamegosztásban.

34. ábra: A gyermekszám hatása (százalék)



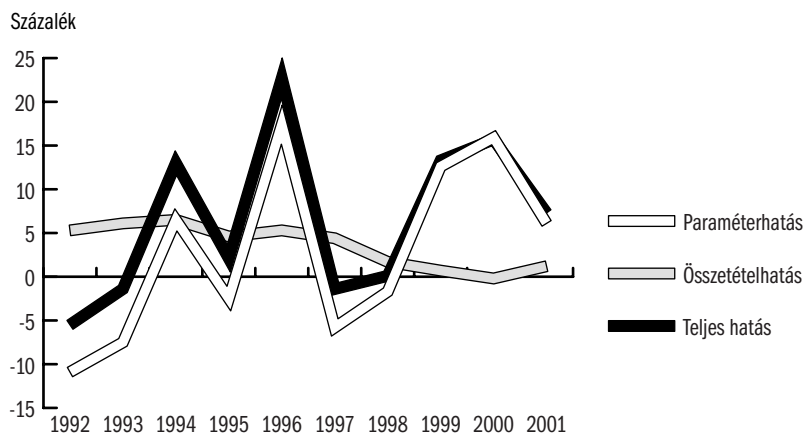
A másik két jellemző (életkor és iskolai végzettség) összetétel- és paraméterhatásainak alakulása is arra utal, hogy a férfiak és a nők jellemzői közül a munkakínálati különbségeket jelentős mértékben a nemek közötti munkamegosztás határozza meg. Egyértelműen erre utal az életciklushatás (35. ábra). Az összhatás egy kivétellel minden évben negatív, az összetételhatás gyakorlatilag zérus, az összhatást ezért lényegében csak az igen erőteljes – 100–250 százalék között mozgó – paraméterhatás befolyásolja. Az erős negatív hatás azt jelenti, hogy ha a nemek közötti munkakínálati különbségek alakulását csak az életkor befolyásolná, akkor a nők munkakínálata lényegesen (az aktuálisan megfigyelt különbségnél 100–250 százalékkal) nagyobb lenne, mint a férfiaké, mert bármely életkor mellett többet kívánának dolgozni. Ha ezt az eredményt összekapcsoljuk a két korábban vizsgált hatással, akkor azt mondhatjuk, hogy ha a nők munkakínálati magatartásának alakulásából a házasság és a gyerekszám hatását kiszűrjük, akkor a nők bármely életkor mellett nagyobb munkakínálattal rendelkeznek, mint a férfiak.

35. ábra: Életcikushatás (százalék)



Az iskolázottság hatása az életkorénál lényegesen gyengébb (36. ábra), előjele változó. Az összetételhatás gyenge, pozitív, az időben előre haladva zérus felé tart. Ennek oka, hogy a férfiak és a nők iskolai végzettségi összetétele egyre hasonlóbb, ezért a nemek közötti iskolázottsági különbségek csekély és csökkenő munkakínálati különbségeket eredményeznek. A paraméterhatás is csekély, és egyes években pozitív, más években negatív. Ez arra utal, hogy adott iskolázottságú férfiak és nők munkakínálata nem különbözik egymástól érdemlegesen, ha – ismétljük meg – a nemek közötti munkamegosztás hatását kiszűrjük.

36. ábra: Az iskolázottság hatása (százalék)



HIVATKOZÁSOK

- APPS, P. F.–REES, R. (1988): Taxation and the Household. *Journal of Public Economics*, Vol. 35. 155–168. o.
- APPS, P. F.–REES, R. (1997): Collective Labor Supply and Household Production. *Journal of Political Economy*, Vol. 105. 178–190. o.
- ASHENFELTER, O.–LAYARD, R. (szerk.): *Handbook of Labor Economics*. Vol. I. North-Holland, Amsterdam, 103–204. o.
- BECKER, G. S. (1965): A theory of the allocation of time. *The Economic Journal*, 75. évf. 493–517. o.
- BECKER, G. S. (1975): *Human Capital*. University of Chicago Press, Chicago.
- Blinder, A. S. (1973): Wage discrimination: reduced form and structural variables. *Journal of Human Resources*, 8. évf. 436–455. o.
- COGAN, J. F. (1980): Labor Supply with Fixed Costs of Entry. Megjelent: SMITH, J. P. (szerk.): *Female Labor Supply: Theory and Estimation*. Princeton University Press, Princeton, 327–364. o.
- GÁBOR R. ISTVÁN–NAGY GYULA (szerk.) (2001): Közelkép. Munkanélküliek jövedelemtámogatása. Megjelent: Fazekas Károly (szerk.): *Munkaerőpiaci tükrök 2000*, MTA Közgazdaságtudományi Kutatóközpont – Országos Foglalkoztatási Közalapítvány, Budapest.
- GALASI PÉTER (2000): Szelekciós torzítás: hatása a férfi–női kereseti különbségre. Megjelent: FAZEKAS KÁROLY (szerk.): *Munkaerőpiaci tükrök, 2000*. MTA Közgazdaságtudományi Kutatóközpont, Budapest.
- GALASI PÉTER–NAGY GYULA (1999): Outflows from insured unemployment in Hungary. *Budapest Working Papers on the Labour Market*, Institute of Economics, Hungarian Academy of Sciences and Department of Human Resources, Budapest University of Economics, Budapest.
- GALASI PÉTER–NAGY GYULA (2001): A fizetett és nem fizetett munka értéke. *Munkaügyi Szemle*, XLV. évf., 3. sz., 23–28. o.
- GRONAU, R. (1977): Leisure, home production and work – the theory of the allocation of time revisited. *Journal of Political Economy*, 85. évf. 6. sz. 1099–1123. o.
- GRONAU, R. (1986): Home Production. A Survey. Megjelent: ASHENFELTER, O.–LAYARD, R. (szerk.): *Handbook of Labor Economics*. Vol. I. North-Holland, Amsterdam, 273–304. o.
- HECKMAN, J. (1979): Sample Selection Bias as a Specification Error. *Econometrica*, Vol. 47. 153–161. o.
- KERTESI GÁBOR (1994): Cigányok a munkaerőpiacon. *Közgazdasági Szemle*, 11. sz., 991–1023. o.
- KERTESI GÁBOR–KÖLLŐ JÁNOS (1997): Reálbérek és kereseti egyenlőtlenségek, 1986–1996. A bérszerkezet átalakulása Magyarországon, I. *Közgazdasági Szemle*, 7–8. sz., 612–634. o.
- KILLINGSWORTH, M. R. (1983): *Labor Supply*. Cambridge University Press, Cambridge.
- KILLINGSWORTH, M. R.–HECKMAN, J. J. (1986): *Female Labor Supply: A Survey*. Megjelent: KÖLLŐ JÁNOS–NAGY GYULA (1995): *Bérek a munkanélküliség előtt és után*. *Közgazdasági Szemle*, 4. sz., 325–357. o.
- KSH (1999): *A munkaerő-felmérés idősorai, 1992–1998*. Központi Statisztikai Hivatal, Budapest
- MINCER, J. (1974): *School, Experience and Earnings*, NBER, New York.
- NAGY GYULA (2000): A nők munkaerőpiaci helyzete Magyarországon, Országos Munkaügyi Kutató és Módszertani Központ, Budapest.
- NAGY GYULA (2001): A nők gazdasági aktivitása és foglalkoztatottsága, *Statisztikai Szemle*, 79. évf. 35–55. o.
- OAXACA, R. L. (1973): Male-female wage differentials in urban labour markets, *International Economic Review*, 14. évf. 693–709. o.
- OECD (1999): *Employment Outlook*. OECD, Párizs
- OECD (1998): *Working hours: latest trends and policy initiatives*. *Employment Outlook*, Párizs, 5. fejezet.
- OECD (2001): *Statistical Annex. Employment Outlook*, Párizs, 224. o.
- PENCARVEL, J. (1986): *Labor Supply of Men: A Survey*. Megjelent: Ashenfelter, O.–Layard, R. (szerk.): *Handbook of Labor Economics*. Vol. I. North-Holland, Amsterdam, 3–102. o.
- PHELPS, E. S. (1972): The statistical theory of racism and sexism, *American Economic Review*, 62. évf. 659–669. o.
- SIK ENDRE–SZÉP KATALIN (2000): *A háztartási termelés pénzértéke*. Társadalmi és Gazdasági Tanulmányok, 21. sz. Társadalmi és Gazdasági Tanulmányok, Budapest.
- SOLBERG, E. J.–WONG, D. C. (1992): Family Time Use: Leisure, Home Production, Market Work and Work Related Travel. *Journal of Human Resources*, Vol. XVII. No. 3. 485–510. o.