

*Medgyesi Márton*

## A KERESETI EGYENLŐTLENSÉGEKKEL KAPCSOLATOS ATTITÚDOK VÁLTOZÁSA A RENDSZERVÁLTÁS SORÁN\*

### **Bevezetés**

Magyarországon a nyolcvanas évek vége óta tart a gazdasági átalakulás folyamata, amely napjainkban sem zárult le teljesen. A piaci elemeket is magában foglaló, de döntően központi irányítású és állami tulajdonra épülő gazdaságból a kilencvenes évek közepére túlnyomórészt a magánszférára támaszkodó, liberalizált, szabad piacon alapuló gazdaság jött létre. A piacgazdaság kiépülésének egyik következménye az volt, hogy amint a gazdasági tevékenység egyre nagyobb része került magánkézbe, illetve vált a versenyszféra részévé, a munkabérek is egyre inkább a piaci viszonyoktól függnének, és lényegesen megnöttek a kereseti különbségek (lásd Andorka 1994; Bedekovics et al. 1994). Ezek a folyamatok felvetik a kérdést: mi határozza meg az egyenlőtlenségek iránti tűrőképesség mértékét, illetve az egyenlősítési szándék erősségét a rendszerváltás előtt és után, továbbá hogyan változtak ebben az időszakban a kereseti egyenlőtlenségekkel kapcsolatos vélemények, attitűdök.

A rendszerváltás társadalmi hatásaival foglalkozó tanulmányok közül több is kiemeli, hogy a rendszerváltás megítélése többek között a jövedelmi különbségek kiéléződése miatt kedvezőtlen a társadalom széles rétegeiben (lásd pl. Ferge 1996a, 1996b). A rendszerváltás társadalmi elfogadottságának vizsgálata szempontjából fontosnak tűnik tehát, hogy számba vegyük a kereseti egyenlőtlenségekkel kapcsolatos véleményeket meghatározó tényezőket. A téma politikai jelentősége sem elhanyagolható. A lakosság kereseti egyenlőtlenségekkel kapcsolatos attitűdjei ugyanis nagyban magyarázhatják bizonyos politikai áramlatok népszerűségét, választási esélyeit, eredményeit. Másrészt a jövedelemelosztással kapcsolatos gazdaságpolitikai döntésekhez is fontos információ lehet a közvélekedés ismerete.

\* A dolgozat a BKE Szociológia Tanszékén készült szakdolgozatom átdolgozott változata. Ezúton szeretnék köszönetet mondani szakszemináriumi témavezetőmnek, Lengyel Györgynek, valamint Kolosi Tamásnak, Róbert Péternek és Tóth István Györgynek az írás korábbi változataihoz fűzött értékes megjegyzéseikért, kritikáikért. Köszönet illeti Merkl Ildikót is az adatokhoz való hozzájárulásban nyújtott segítségéért. A dolgozat valamennyi hibájáért természetesen egyedül a szerző a felelős.

Ebben a tanulmányban a fentebb említett kérdésekre keresünk választ. Először az igazságosságról alkotott vélemények tárgyalásának elméleti keretét vázoljuk fel, majd megfogalmazzuk hipotéziseinket. Ezután regresszióelemzéssel próbáljuk kideríteni, hogy mi magyarázza a jövedelmi egyenlőtlenségekkel kapcsolatos attitűdöket a rendszerváltás előtti, illetve a rendszerváltás utáni időkben, továbbá, hogy miként változott az attitűd az egyes időszakokban, és mi idézte elő a változást.

## **A kereseti egyenlőtlenségekkel kapcsolatos attitűdöket magyarázó elméletek**

### *A társadalmi státus és osztályhelyzet meghatározó szerepe*

A kereseti egyenlőtlenségekkel kapcsolatos attitűdökkel foglalkozó kutatások kiemelik a társadalmi státus és osztályhelyzet befolyását (lásd Szirmai 1988; Simkus–Róbert 1991; Kelley–Evans 1993; Tóth 1992). E gondolatmenet szerint az alapkérdés az, hogy a kereseti egyenlőtlenségekre vonatkozó vélemények mennyiben fejezik ki a válaszadónak a társadalmi ranglétrán, a jövedelmi, képzettségi, foglalkozási hierarchiában elfoglalt helyét, illetve osztályhelyzetét.

A társadalmi státus és a kereseti egyenlőtlenséggel kapcsolatos attitűd közötti viszony magyarázható az önérdékkövetés nyilvánvaló következményeként, valamint az egyenlőtlenségek torzított észlelésének folyamányaként. Kelley és Evans (1993) szerint a társadalmi státus és a kereseti egyenlőtlenséggel kapcsolatos attitűd összefüggésének alapja az, hogy ha a jövedelemelosztást 0 összegű játéknak tekintjük, akkor az alacsonyabb státusúaknak érdekükben áll, hogy a magasabb státusúak jövedelmeinek csökkentésére törekedjenek, hiszen így a javukra történik a jövedelmek újraelosztása.<sup>1</sup> Kelley, Evans és Kolosi (1991) szerint az egyének társadalmi helyzete azáltal befolyásolja az egyenlőtlenséggel kapcsolatos attitűdöt, hogy befolyásolja az egyenlőtlenségek észlelését. Az egyén saját helyzetéről kialakított képét ugyanis nemcsak az objektív státushelyzete határozza meg. Az egyén szűkebb környezetéhez viszonyít, mert arról rendelkezik több információval<sup>2</sup>, ezért hajlamos arra, hogy túlértékelje a társadalom azon szegmensének a súlyát, amelyhez tartozik. Ha pedig elfogadjuk, hogy a társadalmi egyenlőségről alkotott elképzelések elsősorban a társadalmi hierarchia csúcsán levő rétegek nagyságával függenek össze<sup>3</sup>, akkor ebből az következik, hogy a magasabb státusúak kisebbnek látják az egyenlőtlenségek mértékét, mint az alacsonyabb státusúak, ennél fogva kevésbé fogják az egyenlőtlenség mértékét túlzottan nagyknak tartani.

Természetesen itt is hozzátehetjük, hogy nemcsak a társadalmi státus objektív kritériumai befolyásolják az attitűdöt, hanem a státus szubjektív észlelése, valamint a változására vonatkozó észlelések és várakozások szerepe is lényeges (lásd

Szirmai 1988; Kelley–Evans 1993). A közgazdasági elmélet szerint az egyén jóléte nemcsak jelenbeni jövedelmének, hanem a jövőbeni jövedelmére vonatkozó várakozásainak is függvénye: minél magasabb jövőbeni jövedelemre (társadalmi státusra) számít az egyén, jóléte annál inkább növekszik. Az az egyén, akinek jövőre vonatkozó várakozásai kedvezőek, adott időben érdekelt nagyobb mértékű jövedelmi egyenlőtlenség elfogadásában, hiszen ellenkező esetben saját jövőben növekvő jövedelmét tekintené igazságtalannak.

E megfontolások alapján megfogalmazhatjuk következő hipotézisünket:

*1. hipotézis:* Az objektív vagy észlelt magasabb státus együtt jár a nagyobb kereseti egyenlőtlenségek elfogadásával és a kevésbé egyenlősítő attitűddel, az alacsonyabb státusúak pedig inkább törekszenek a kereseti egyenlőtlenségek csökkentésére.

### *A relatív depriváció elmélete*

A relatív depriváció elmélete szerint az egyén saját jövedelmi (státus) helyzetét nem abszolút terminusokban értékeli, hanem egy kitüntetett csoport, az ún. referencia-csoport helyzetéhez viszonyítva. A relatív depriváltság jelentőségét több tanulmány is kiemeli a jövedelmi egyenlőtlenségekkel kapcsolatos attitűdök vonatkozásában (lásd pl. Szirmai 1988), valamint az életszínvonallal való elégedettség összefüggésben (lásd Lengyel–Tóth 1996).

A relatív depriváció fogalmának többféle meghatározása ismeretes. Davies 1959-ből származó definíciója szerint (lásd Alain 1985; Finkel–Rule 1986) relatív depriváltak tekinthető az, aki 1. birtokolni akarja X jószágot, amivel nem rendelkezik (vagy nincs belőle elegendő), 2. helyzetét olyasvalaki helyzetéhez hasonlítja a csoporton belül, aki rendelkezik X-szel, 3. jogosultnak érzi magát X birtoklására.<sup>4</sup> A relatív depriváció definíciói abban is különböznek egymástól, hogy mihez viszonyít a relatív deprivációt átélő egyén. Egyes szerzők az összehasonlítás alapján az egyén számára valamilyen okból kitüntetett szociális kategória, az ún. referencia-csoport észlelt helyzetét tekintik. Mások szerint az egyén vagy egy korábban tapasztalt jóléti szinthez viszonyít, vagy valamilyen várakozást vesz alapul, anélkül, hogy önmagát referencia-csoporthoz hasonlítaná. Boudon (1993) a relatív frusztráció általános játékelméleti modelljét adja. A modell megmutatja, hogy konstruálható olyan szituáció, amelyben a nyerési (mobilitási) esélyek növekedésével növekszik a relatív frusztráltak száma, mert megnő a játékban részt vevők száma is. Boudon a játék veszteseit tekinti relatív frusztráltak (avagy relatív depriváltak), hiszen ők azok, akik bár ugyanannyi befektetést eszközöltek, mégsem nyertek semmit. Úgy érzik, hogy igazságtalanság érte őket és a játékszabályok megváltoztatására törekednek.

Hirschman (1973) azonban kiemeli, hogy az egyén nem feltétlenül lesz egyenlőtlenség-ellenes a definícióban leírt körülmények között sem.<sup>5</sup> Az egyén jóléte

egyrészt függ jelenbeni megelégedettségétől (jövedelmétől) és a jövőbeni helyzettel kapcsolatos várakozásaitól. Tegyük fel, hogy az egyén kevés információval rendelkezik jövőbeni jövedelmére vonatkozóan, de adott időpontban néhány rokonának, barátjának vagy ismerősének javul az anyagi-társadalmi helyzete. Ekkor az egyén jóléte növekszik, mert ismerőseinek javuló pozíciója javuló gazdasági körülményekről, ezáltal saját helyzetének várható javulásáról tájékoztatja. Ez egy ideig ellensúlyozza az egyén ismerőseinek javuló pozíciója iránt érzett irigységet és azt eredményezi, hogy az illető nagyobb jövedelmi egyenlőtlenséggel járó jövedelemelosztást preferál.

Végül megjegyezhetjük, hogy a relatív depriváltság elmélete sem mond ellent a vizsgált attitűd önérdek általi meghatározottságának, csak azt mondja, hogy az egyén inkább viszonyítva értékeli saját státushelyzetét.

2. *hipotézis*: A relatív depriváltság szignifikáns módon összefügg a kereseti egyenlőtlenséggel kapcsolatos attitűdökkel. Azt feltételezzük, hogy a relatív depriváltak kisebb kereseti egyenlőtlenségeket fogadnak el, és az észlelt egyenlőtlenségek csökkentésére törekuszenek. Ha ennek ellenkezője áll fenn, akkor adataink a Hirschman-féle „alagút-effektus” empirikus alátámasztásának tekinthetők.

#### *A társadalom normarendszere és az egyenlőtlenségek legitimációs formái*

Több szerző vizsgálja az önérdek meghatározó szerepe mellett az attitűd normatív, ideológiai meghatározottságát is. Ideológiai különbözőségek és az egyenlőtlenségek legitimációjával kapcsolatos vélemények eltérése eltérő attitűdhez vezetnek (Kolosi 1990; Csepeli et al. 1991; Kelley–Evans 1993). A politikai baloldali pártjai hagyományosan az alacsony jövedelmi egyenlőtlenségeket, és ennek érdekében az állami újraelosztást preferálják, míg a konzervatív-liberális berkekben a spontán piaci mechanizmusok által létrehozott egyenlőtlenség elfogadott.

Az egyenlőtlenségek legitimációjával kapcsolatosan két fő elméletet különböztethetünk meg: a funkcionális legitimációt és az ökonómiai legitimációt (lásd Kolosi 1990). A funkcionális legitimáció azon alapszik, hogy a kereseti egyenlőtlenségek elfogadhatóak, mert a magasabb képzettséget nagyobb jövedelemmel kell honorálni, ellenkező esetben az egyének nem fektetnének be a képzettség megszerzésébe. Az ökonómiai legitimáció alapja az, hogy mivel az ország gazdaságának fejlődéséhez jól működő piacra van szüksége, ezért a piaci mechanizmusok melléktermékeként megnövekvő egyenlőtlenségek elfogadhatóak.

Harmadik hipotézisünk ennek alapján az ideológiai beállítottság és az egyenlőtlenségekkel kapcsolatos attitűd összefüggésére vonatkozik.

3. *hipotézis*: A kereseti egyenlőtlenségekkel kapcsolatos attitűd a válaszadó ideológiai meggyőződésével is összefügg. Azok, akik valamelyik legitimációs elvet elfogadják, kisebb mértékben fognak a kereseti egyenlőtlenségek csökkentésére törekedni.

### *Kognitívista megközelítés*

Ebbe a csoportba azok az elméletek tartoznak, melyek szerint a jövedelmi egyenlőtlenségekkel kapcsolatos attitűdök kialakításában az a fontos tényező, hogy az egyén hogyan észleli az egyenlőtlenségi helyzetet, nem pedig az egyenlőtlenség valóságos mértéke (Szirmai 1988; Csepeli et al. 1992). Leon Festinger (1974) kognitív disszonancia elmélete szerint, ha az egyén adott helyzet észlelése és az adott helyzetre vonatkozó normatív standardja között eltérést tapasztal, akkor csökkenteni igyekszik ezt a diszkrepanciát. Következésképpen minél inkább úgy látja az egyén, hogy a kereseti egyenlőtlenségek mértéke meghaladja az általa kívánatosnak tartott különbséget, annál határozottabban fog törekedni a jövedelmi egyenlőtlenségek csökkentésére.<sup>6</sup> Ez az elmélet sem mond ellent az attitűd önérték általi meghatározottságának, inkább arra hívja fel a figyelmet, hogy az adott kérdéssel kapcsolatos attitűd, vélemény nagymértékben függ attól, hogy maga az egyén hogyan észleli az adott helyzetet.

Míndezek alapján megfogalmazhatjuk következő hipotézisünket:

4. *hipotézis:* Az egyéni percepció szignifikáns hatással van a kereseti egyenlőtlenséggel kapcsolatos attitűdre: a nagyobb kereseti egyenlőtlenséget észlelők az egyenlőtlenségek nagyobb mértékű csökkentését tartják méltányosnak.

## **Adatok, mérés, módszerek**

### *Az elemzett adatok*

Az empirikus elemzést a Társadalomkutatási és Informatikai Egyesülés (TÁRKI) által készített 1987-es *Miliók* felvétel (2606 eset) és az 1992-es *Egyenlőtlenség* felvétel (1250 eset) adatfile-ján végeztem. Ezek a felvételek tartalmazták az International Social Survey Program (ISSP) Inequality (Egyenlőtlenség) című blokkját. Mindkét felvétel reprezentatív a magyar felnőtt népességre nem, kor és településtípus szerint.

### *A jövedelmi egyenlőtlenségekkel kapcsolatos attitűd mérése*

Az említett felmérések részeként arra kérték a válaszadót, hogy bizonyos számú foglalkozás esetében becsülje meg az adott foglalkozást űzők fizetését, valamint jelölje meg az általa igazságosnak, méltányosnak tartott fizetést is. A foglalkozások megadott listája nagyjából lefedte a foglalkozás-hierarchiát az alacsony presztízsű foglalkozásoktól a magasabb presztízsűekig. Hasonló kérdést vizsgált elemzésében Verba (1987), Szirmai (1988), Kolosi (1990), Tóth (1990; 1992), Simkus és Róbert (1991), Kelley és Evans (1993), Sági (1996).

E kérdés alapján definiáltuk a kereseti egyenlőtlenségekkel kapcsolatos attitűd mérőszámát.

*egyenlősítő attitűd = méltányos kereseti egyenlőtlenség/észlelt kereseti egyenlőtlenség*

ahol a *méltányos kereseti egyenlőtlenség (FAIRATA)* három magas és három alacsony presztízsű foglalkozás<sup>7</sup> esetében megjelölt méltányos fizetések átlagának hányadosa<sup>8</sup>, a *becsült kereseti egyenlőtlenség (ESTRATA)* három magas és három alacsony presztízsű foglalkozás esetében megjelölt becsült fizetések átlagának hányadosa.<sup>9</sup>

A mutatószám azt jelöli, hogy a becsült egyenlőtlenség hányadrészét tartja a válaszadó méltányosnak. Minél nagyobb ez a szám, annál kevésbé vall az egyén egyenlősítő attitűdöt. Az attitűdöt tehát egyenlősítési törekvésként definiáltuk, ami inkább cselekvés-orientált aspektusát emeli ki (lásd Szirmai 1986: 4. fejt.). Egyes szerzők mellett érvelnek, hogy ez a helyes megközelítés, mivel az igazságosság gyakorlati, cselekvésre irányuló fogalom (Wegener 1990), más szerzők eltérő operacionalizálást alkalmaznak. Így például Kelley és Evans (1993) a magas, illetve az alacsony presztízsű foglalkozások esetében méltányosnak tartott keresetet külön modellekkel magyarázták, és a méltányos értékeket nem viszonyították az észlelt egyenlőtlenség értékeihez. Tóth I. Gy. (1990; 1992) különböző ismérvek alapján hasonlította össze a válaszadók által megjelölt észlelt és méltányos kereseti megoszlást, és dichotóm változókkal mérte a különböző egyenlősítési elvek elfogadottságát.<sup>10</sup> Szirmai (1988) az itt alkalmazotthoz hasonló mutatót definiál, de az észlelt és méltányos egyenlőtlenség eltéréseinek mérésére a Theil-koefficiens elnevezésű mutatót használja (erről bővebben lásd Sen 1973). Valóban több lehetőség kínálkozik az egyes kereseteloszlások egyenlőtlenségének mérésére, így például a variancia, valamint a Gini-koefficiens (erről bővebben lásd Sen 1973; Tóth 1991) is megbízhatóbb mérőszám lenne, hiszen a teljes eloszlást figyelembe veszi, nemcsak a szélső értékeit, mint az általunk definiált mutatószám. Esetünkben azonban a két felvétel kérdéseiben szereplő foglalkozási sorokból csak a megegyező foglalkozásokat vehettük számításba. Másrészt a válaszok az észlelt vagy méltányosnak tartott kereseteloszlásnak csak néhány kitüntetett értékét rögzítik, ráadásul hiányoznak az egyes értékekhez tartozó gyakoriságok, amelyeknek az alapján lehetséges lenne a Theil-, vagy a Gini-koefficienshez hasonló bonyolultabb mutatókkal számolni.

Az általunk feltett kérdés használata az attitűd mérésénél egyebek között azzal az előnnyel jár, hogy intervallum-skálán értelmezett mérőszámot kapunk, amelynek gazdagabb az információtartalma, és több lehetőséget kínál a statisztikai elemzésre, mint a kategória szintű változók. Emellett a kategória-szintű kérdések közismerten érzékenyek a megfogalmazásra, és az előre definiált kategóriák sokszor nem fedik azt, amit a válaszadó mondani akar. Hátránya viszont az efajta kérdésnek, hogy viszonylag nehéz megválaszolni, hiszen mintegy 20 esetben kell konkrét pénzüsszeget megjelölniük a válaszadóknak, ezért a szokásosnál nagyobb a

hiányzó válaszok aránya. A válaszadók által megjelölt észlelt és méltányosnak tartott keresetsorokat elemezve, ki kellett zárnnunk az elemzésből azokat az eseteket, amikor a válaszadók a vizsgált hat foglalkozásra vonatkozóan hiányos választ adtak. Ennek következtében mindkét minta mintegy 60 százalékára csökkent, ezért tesztelnünk kell, hogy a maradék esetek tekinthetők-e reprezentatív mintának, ha pedig nem, akkor korrigálni kell ennek becsléseinket torzító hatását.

### *Módszerek*

Magyarázó elméleteinket először az 1987-es és az 1992-es minták összevonásával kapott mintán teszteltük<sup>11</sup>, a megnövelt mintanagyság javítja becsléseink pontosságát. Az összevont file esetében regressziós modelljeinket hierarchikusan építettük fel, fokozatosan bevonva a különböző magyarázó elméleteket operacionalizáló változókat. Az első modellben az egyenlősítő attitűd mint függő változó mellett a demográfiai és a társadalmi státussal kapcsolatos változók szerepeltek, a második modellbe a relatív depriváltságot kifejező változót is bevettük. A harmadik lépésben az ideológiai beállítottság került be a modellbe, negyedikként pedig az észlelt jövedelmi egyenlőtlenség. A magyarázó elméletek operacionalizálásával kapcsolatban lásd a 2. függelék. A hiányzó adatok okozta esetleges torzítás tesztelését, valamint becsléseink korrekcióját a Heckman-féle szelekciós modell segítségével végeztük el. Interakciós változók beépítésével megvizsgáljuk azt is, hogy eltér-e szignifikánsan a magyarázó változóink esetében becsült regressziós együttható a két mintában. Végül az attitűd változásának vizsgálatánál az érdekel bennünket, hogy mennyit magyaráz modellünk a két időszak közötti különbségből. Megpróbáljuk a függő változó mintabeli átlagértékében megfigyelhető változást lebontani, dekomponálni egy a modellünk által magyarázott és egy nem magyarázott részre.

Az összevont mintán futtatott regressziós modellek együtthatóira kapott becsléseket az 1. melléklet tartalmazza. A 2. mellékletben a dekomponálási eljárás eredményei láthatóak. A hiányzó adatok problémájáról bővebben lásd az 1. függelék.

### **Eredmények**<sup>12</sup>

A regressziós becslés eredményeit az 1. mellékletben foglaltuk össze. Az egyes oszlopok a magyarázó változók fokozatos bevonásával kapott modellek becslésének eredményeit tartalmazzák. A IV. modell az összes magyarázó változót tartalmazza, az V. modellben pedig a hiányzó esetek okozta torzítás korrekcióját kíséreltük meg a Heckman-féle szelekciós modell alkalmazásával.

### *1. hipotézis: társadalmi státus*<sup>13</sup>

A demográfiai és társadalmi státus-változók közül szignifikáns az egyenlősítő attitűdre a jövedelem, a középfokú és felsőfokú végzettség, valamint az inaktivitás hatása. Mindegyik változó együtthatójának előjele pozitív, tehát a magasabb jövedelműek, a magasabb végzettséggel rendelkezők attitűdje hipotéziseinknek megfelelően a nagyobb kereseti egyenlőtlenségek elfogadása felé mutatott. Az inaktív emberek esetében tapasztalt pozitív összefüggés azonban ellentmond hipotéziseinknek. A korrelációs mátrix vizsgálatából az is látszik, hogy ez utóbbi eredmény nem pusztán abból fakad, hogy az inaktivitás természetesen szorosan korrelál az életkorral, és az életkor hatására kontrollálva kapnánk csupán a pozitív összefüggést. Mind az összevont mintán, mind pedig a két időszak mintáján külön-külön pozitív korrelációt figyelhetünk meg az inaktivitás és a függő változónk között. A foglalkoztatottakon belül a vezetők és önállóak attitűdje ebben az esetben nem tér el a lakosság egyéb csoportjainak véleményétől, amit az mutat, hogy a többi státus-változóval egy modellben szerepeltetve regressziós együtthatójuk nem különbözik szignifikánsan 0-tól. Ez persze egyrészt a státus-változók korreláltságából fakad, hiszen például a vezetők az idősebb, magasabb jövedelmű csoportokhoz tartoznak.

Modellünk megerősíti a társadalmi státus szubjektív észlelésével kapcsolatos hipotéziseinket. Az anyagi helyzetük javulását várók az észlelt jövedelmi egyenlőtlenségnek nagyobb hányadát tartják méltányosnak, mint azok, akik kedvezőtlennek ítélik meg jövőbeni kilátásaikat. Ezt fejezi ki a változó regressziós együtthatójának pozitív előjele az 1. melléklet oszlopaiban.

A társadalmi státussal kapcsolatos változóink a függő változó varianciájának kb. 6 százalékát magyarázzák (1. melléklet I. modell, kiigazított  $R^2$  érték).

### *2. hipotézis: relatív depriváció*

A relatív depriváltságot kifejező változónk szignifikáns, és előjele pozitív (1. melléklet, V. modell). Ezek szerint a relatív depriváltak minden más változó azonos értéke mellett nagyobb jövedelmi egyenlőtlenséget tartanak méltányosnak, vagyis az eredmények inkább a Hirschman-féle alagút-effektus elmélet megerősítésének tekinthetők. Meg kell jegyeznünk azonban, hogy a relatív depriváltság a modell magyarázóerejét csak elhanyagolható mértékben növeli: a kiigazított  $R^2$  érték 0,04-dal nő az előző modellhez képest (1. melléklet II. modell).

### *3. hipotézis: ideológiai beállítottság*

Az ideológiai beállítottsággal kapcsolatos változóink közül kettő esetében kaptunk várakozásainknak megfelelő eredményt. Azok, akik úgy gondolják, hogy az egyenlőtlenségek elfogadhatóak, mert anélkül nem lehetne elképzelhető a gazda-



sági fejlődés („ökonómista legitímáció”), kevésbé mutatnak egyenlősítő attitűdöt. Azok a válaszadók azonban, akik szerint az egyenlőtlenségek csak a gazdagoknak jók („radikális delegitimáció” Kolosi Tamás [1990] tipológiájában), nagyobb mértékben csökkentenék a kereseti egyenlőtlenségeket. Az egyenlőtlenségek funkcionális legitímáltságát kifejező változónk („magasabb képzettségért magasabb fizetés jár”) együtthatója nem különbözik szignifikánsan 0-tól, és előjele is a várttal ellentétes irányú.

A válaszadó ideológiai meggyőződését kifejező változóink mintegy 3,5 százalékkal növelik regressziós modellünk magyarázóerejét (1. melléklet III. modell, kiigazított  $R^2$  érték).

#### *4. hipotézis: észlelt jövedelmi egyenlőtlenségek*

Az észlelt jövedelmi egyenlőtlenségeket kifejező változó regressziós együtthatója szignifikánsan különbözik 0-tól, és az együttható előjele várakozásainknak megfelelően negatív (1. melléklet IV., V. modell), vagyis két máskülönben hasonló válaszadó közül a nagyobb jövedelmi egyenlőtlenséget észlelő inkább egyenlősítés-párti. A jövedelmi egyenlőtlenségek észlelésének fontossága abból is látszik, hogy az összes magyarázó változó közül ez növeli legnagyobb mértékben modellünk magyarázóerejét. A kiigazított  $R^2$  értéke több mint 20 százalékkal nő az észlelt jövedelmi egyenlőtlenségeket nem tartalmazó modellhez képest.

Megvizsgáltuk, hogy különbözik-e az egyes magyarázó változók regressziós együtthatója a két időszakban. Regressziós modellünkben szerepeltettük minden magyarázó változónak és annak a dichotóm változónak az interakcióját (szorzatát), amely azt mutatja meg, hogy az egyes megfigyelések melyik mintából származnak. Az interakciós változók közül a várakozások, az életkor, a gazdasági inaktivitás és az észlelt jövedelmi egyenlőtlenség mértékét kifejező változó esetében tapasztaltunk szignifikáns hatást (ld. 1. táblázat). A válaszadó életkorát kifejező változó esetében az interakciós változó előjele negatív, ami azt jelenti, hogy az 1992-es mintában kapott regressziós együttható szignifikánsan kisebb mint az 1987-es mintában kapott érték. A gazdasági inaktivitás, a várakozások és a becsült kereseti egyenlőtlenség esetében pozitív az interakciós változó együtthatójának előjele, vagyis az 1992-es mintából becsült együttható szignifikánsan magasabb, mint a korábbi mintából származó érték. Meg kell jegyeznünk, hogy a regressziós konstans is szignifikánsan különbözik a két időszakban: az 1992-es regressziós modell konstans tagja lényegesen alacsonyabb, mint az 1987-es modellé. Az elemzés eredményeit mutatja az 1. táblázat.

## 1. táblázat

A regressziós együtthatók változásának tesztje<sup>14</sup>

	Regressziós együttható (A)	Idővel vett interakció együtthatója (B)	1992-es együttható (A+B)
Konstans	0,84452	-0,43219	0,41233
Életkor	0,00229	-0,00248	-0,00019
Inaktív	-0,00211	0,07456	0,07245
Várakozások	0,02508	0,04702	0,07210
Becsült egyenlőtlenség	-0,09150	0,08634	-0,00516

*Megjegyzés:* A táblázat az összes magyarázó változót, valamint azok idővel vett interakcióját tartalmazó regressziós modell alapján készült, és azoknak a változóknak a standardizálatlan regressziós együtthatóit tartalmazza, amelyek esetében az interakciós változó szignifikánsnak bizonyult.

Látható tehát, hogy egyes esetekben a regressziós együtthatók lényeges időbeli eltérését fedi el az összevont mintán becsült regressziós egyenes. A regressziós együtthatók eltéréseinek vizsgálata átvezet ahhoz a kérdéshez, hogy mennyiben magyarázható az attitűd megváltozása modellünk segítségével.

## A két időszak közötti eltérés vizsgálata

Az alábbiakban arra keresünk választ, hogy miként változott meg az attitűd a két időszak között, és milyen mértékben magyarázható ez a változás regressziós modellünk segítségével. Első lépésben vizsgáljuk meg, hogy voltaképpen milyen mértékben és milyen irányban változott a kereseti egyenlőtlenségek megítélése. (2. táblázat)

## 2. táblázat

Fontosabb változók mintabeli átlagértékei 1987-ben és 1992-ben

	1987 (n=1484)	1992 (n=649)
Egyenlősítő attitűd (%)	73,09	51,11
Korrigált mintaátlag* (%)	70,62	49,48
Becsült kereseti egyenlőtlenség (%)	330	757
Családi jövedelem (1987 eFt)	13,143	11,549

\*A korrigált mintaátlag a Heckman-féle szelekciós modell alkalmazásával kapott előrejelzett („predicted”) érték. A táblázat első sorában feltüntetett mintaátlagok ugyanis a szűkített, és ennél fogva torz mintából kapott értékek. Mivel a regressziós egyenes mindig átmegy a függő változó és a független változók átlagértékei által meghatározott ponton, így ez a Heckman-modell által előrejelzett („predicted”) érték korrigált mintaátlagnak is tekinthető.

Látható, hogy 1992-ben az egyenlősítő attitűdöt kifejező változó mintabeli átlagértéke kisebb, mint 1987-ben, vagyis a közvélemény a fennálló egyenlőtlenségek kisebb hányadát tartja méltányosnak, mint négy évvel korábban. Ennek két oka lehetséges: vagy minden egyénre jellemzően csökkent az egyenlőtlenségek iránti tolerancia, vagy a lakosság összetétele változott úgy, hogy megnőtt a mintán belül az egyenlőségpárti csoportok aránya, anélkül, hogy az egyének esetében megfigyelhető lenne az egyenlőtlenségek iránti tűrőképesség csökkenése. A 2. táblázatból látható, hogy a minta összetételében történtek változások, például megnőtt az átlagos becsült kereseti egyenlőtlenség és átlagosan romlott a családi jövedelmi helyzet. Ezek a változások az egyenlőtlenségek iránti tolerancia csökkenésének irányába hatnak. Felmerül a kérdés, hogy az egyenlőtlenségek iránti tűrőképesség megváltozásában mekkora szerepe van a lakosság összetételében bekövetkezett változásoknak. Ezt úgy próbáljuk megvizsgálni, hogy megnézzük, miként változott volna az egyenlősítő attitűd átlagos értéke, ha a minta összetétele nem változott volna a két időpont között. Hogy a kérdésre választ kapjunk, összehasonlítjuk a két minta esetében regressziós modellünk által előrejelzett („predicted”) értéket, de ezt a független változók azonos értékei mellett tesszük, vagyis kiszűrjük az egyes magyarázó változók mintabeli eloszlásának megváltozásából származó, ún. „összetétel-hatást”. Jelen esetben a független változók 1992-es mintabeli átlagértékeit helyettesítettük mindkét minta esetében a becsült regressziós modellbe.<sup>15</sup> Ehhez a két mintára külön-külön megbecsült modelleket használtuk a hiányzó adatok okozta torzítás korrigálása után kapott együtthatókkal. Mivel ebben az esetben a regressziós együtthatók számszerű nagyságának is jelentősége van, kivettük a regressziós egyenletekből azokat a változókat, amelyek egyik minta esetében sem mutattak szignifikáns hatást.

Ezek alapján a következő eredmény adódik:

3. táblázat  
A dekomponálás eredményei

	Regressziós modell felépítése	Előrejelzett érték Egyenlősítő attitűd (%)
Modell 1987	$a_{88} + \sum b_{88} X_{92}$	32,58
Modell 1992	$a_{92} + \sum b_{92} X_{92}$	49,48

*Jelölések:* *a*: regressziós konstans; *b*: regressziós együtthatók vektora; *X*: független változók átlagainak vektora. Az alsó indexben szereplő szám azt jelzi, hogy melyik mintából származik az adott tényező.

Úgy tűnik, hogy abban az esetben, ha a független változók szempontjából 1987-ben ugyanolyan lett volna a minta, mint 1992-ben, akkor az észlelt egyenlőtlenségeknek átlagban mindössze 33 százalékát tartották volna méltányosnak a válaszadók, szemben az 1992-es mintából becsült 49 százalékos értékkel. Két, a függet-

len változókat tekintve azonos egyén közül tehát eredményeink szerint az 1992-es mintából származó kevésbé mutat egyenlősítő attitűdöt. Az is látható továbbá, hogy a magyarázó változók 1992-es átlagértékeinek felhasználásával az 1987-es mintára kapott előrejelzett értékünk sokkal kisebb: a 2. táblázat 2. sorában feltüntetett 71 százalék mintegy 33 százalékra csökken. Ez azt mutatja, hogy a magyarázó változók mintabeli eloszlásának megváltozása nagymértékben befolyásolta az ország lakosságára jellemző attitűd alakulását. Azt mondhatjuk, hogy például az a tény, hogy a közvélemény nagyobb kereseti egyenlőtlenségeket észlel 1992-ben, és, hogy romlott a lakosság jövedelmi helyzete 1987-hez viszonyítva<sup>16</sup>, olyan mértékben növelték a lakosság egyenlősítési törekvéseit, hogy az ezzel ellentétes irányú, vagyis az egyenlősítési hajlam csökkenését előidéző mechanizmust (vagy mechanizmusokat) sikerült elleplezni.

Bár empirikus elemzésünk csupán ennyit mond, és ami ezután következik, az merő spekuláció, igen érdekes az a kérdés, hogy mivel magyarázható a kereseti egyenlőtlenségekkel kapcsolatos attitűdök ilyen változása.

Eredményünket alátámaszthatja a keresetek elosztását szabályozó intézményrendszer megváltozásához kapcsolódó elméletek egyike. Boudon (1992) szerint kényszermentes, szabad rendszerben, amilyen egy piacgazdaság, az egyenlőtlenség autonóm egyéni döntések nem szándékolt következménye, és ezért nem kelti a társadalmi igazságtalanság érzését, vagyis az egyének nem fognak a játékszabályok megváltoztatására törekedni.<sup>17</sup> Boudon szerint a humán tőkébe való befektetés némiképp hasonló egy szerencsejátékhoz, hiszen a befektetés megtérülése meglehetősen bizonytalan, ugyanolyan diplomával rendelkező egyének keresete és életszínvonala között is lényeges lehet a különbség. A piacgazdaságokban azonban az emberek elfogadják a humán tőkébe való befektetés megtérülésének bizonytalanságát, mert az alternatíva olyan rendszer lenne, amely sokkal kevésbé respektálja az egyéni preferenciákat. Társadalmi igazságtalanság érzete merülhet fel azonban akkor, ha a hatalmas kereseti különbségek valamilyen szándékolt cselekvés nyomán jönnek létre. Ez áll fenn például a francia állami televízió műsorvezetőinek magas keresete, vagy a szocialista országok sportolói által élvezett kiváltságok esetében. Empirikus vizsgálatok is bizonyítják, hogy az Egyesült Államokban a piaci mechanizmusokra bízott jövedelemelosztást igazságosabbnak tekintik az emberek, mint a politikai szándékok által vezérelt központi redisztribúciót. A piac elsősorban ugyanis a jobb teljesítményt díjazza, így az emberekben nem alakul ki az az érzés, hogy többet érdemelnek, mint amennyit kapnak, hiszen tisztában vannak azzal, hogy saját helyzetükért önmaguk a felelősek (Lane 1986; Wegener 1991).

Ezt a hipotézist azonban adataink alapján nem tudjuk ellenőrizni, mert számos alternatív magyarázat kiküszöbölésére nincs módunk (lásd Rossi et al. 1979). Lehetséges ugyanis, hogy az attitűdben megfigyelt változás csak véletlen ingadozás része. Statisztikai nyelvre lefordítva, nem tudjuk tesztelni, hogy a megfigyelt eltérés szignifikánsan különbözik-e nullától. Másrészt az is lehetséges, hogy az attitűd

ilyen változása bekövetkezett volna a keresetek elosztásáért felelős intézményrendszer megváltozása nélkül is. Lehet, hogy a megfigyelt változás egy már egyébként is létező trend része, de az is elképzelhető, hogy az intézményrendszer megváltozásával egyidőben más olyan változások is végbementek, amelyek hatással vannak az általunk vizsgált attitűdre. Az alternatív magyarázatok kiszűréséhez gazdagabb adatbázisra volna szükségünk. Ha rendelkezniénk mind a rendszerváltás előtti, mind az azt követő időszakra is időssal, akkor tesztelni tudnánk, hogy az attitűdben megfigyelt változás véletlen-e, vagy sem. Ha rendelkezniénk olyan sokaságról is mintával, amely csak abban különbözik a magyartól, hogy nem történt a keresetek elosztását szabályozó intézményrendszerben változás, azt is meg tudnánk vizsgálni, hogy valóban az intézményrendszer hatása-e az attitűd megváltozása. Részben rendelkezésre is állnak, illetve a későbbiekben rendelkezésre fognak állni ilyen adatok, mivel az adataink forrásául szolgáló International Social Survey Program (ISSP) nemzetközi adatfelvétel, és egy-egy kérdésblokkot négy-öt évenként lekérdeznek. Így lehetőség nyílik összehasonlításra olyan országokkal, amelyek esetében nem történt intézményi változás, és olyanokkal is, amelyekben a Magyarországon végbement intézményi átalakuláshoz hasonló folyamatok játszódtak le, illetve lehetséges lesz majd időbeni összehasonlítás is. Hipotézisünk korrekt tesztelése azonban ekkor sem lehetséges ebben a módszertani keretben és ennek az adatbázisnak a felhasználásával, hiszen a többi ország nem tekinthető tökéletes kontroll sokaságnak (a történeti, kulturális, társadalmi különbségek sokkal nagyobbak annál, hogysem statisztikai eszközök segítségével kiküszöbölhetnénk őket), és az idősor is meglehetősen rövid lesz. Mérlegelni kell tehát, hogy másfajta adatokon esetleg közvetlenül tesztelhető lenne, hogy a kereseti egyenlőtlenségek valóban könnyebben elfogadhatóak, ha a piac és nem központi redistribúció hozza létre.

## **Összegzés**

A jövedelmi egyenlőtlenségekkel kapcsolatos attitűdök változását próbáltuk magyarázni ebben a tanulmányban. Az attitűdre vonatkozó elméletek operacionalizálásával építettük fel regressziós modellünket, amelyet először az 1987-es és 1992-es minták összevonásával kapott mintán teszteltünk. Eredményeink részben megerősítik a válaszadó társadalmi státusának az attitűdre való hatásával kapcsolatos hipotézisünket. A magasabb jövedelműek, a felsőfokú végzettséggel rendelkezők kevésbé hajlandóak az egyenlőtlenségek csökkentésére. Nem sikerült ezzel szemben a vezetők és a termelőeszközeiket birtokló önállóak eltérő attitűdjének kimutatása, az inaktívak esetében pedig hipotéziseinkkel ellentétes eredményt kaptunk. A társadalmi státussal, illetve a változásával kapcsolatos szubjektív vélemények hatása is kimutatható: azok, akiknek a jövőre nézve kedvezőbb a kilátásaik, kevésbé értenek egyet a jövedelmi egyenlőtlenségek csökkentésével. A rela-

tív depriváltság, hipotézisünknek megfelelően, szintén befolyással van az attitűdre, mégpedig a Hirschman-féle elméletnek megfelelően a relatív depriváltak attitűdje kevésbé egyenlősítő. Az ideológiai meggyőződés szerepét is sikerült igazolnunk: azok, akik úgy gondolják, hogy a kereseti egyenlőtlenségek a gazdasági fejlődéshez szükségesek, kevésbé törekszenek a kereseti egyenlőtlenségek csökkentésére, míg az egyenlőtlenségek legitimitását radikálisan elutasító válaszadók inkább az egyenlőtlenségek csökkentése mellett vannak. Legnagyobb mértékben azonban a jövedelmi egyenlőtlenség észlelése magyarázza az attitűdöt: minél nagyobb egyenlőtlenséget észlel valaki, annál inkább hajlik a csökkentésére.

A második lépésben regressziós modellünket felhasználva megpróbáltunk képet alkotni a jövedelmi egyenlőtlenségekkel kapcsolatos attitűd megváltozásának okairól. Elemzésünk eredményeként azt állapíthatjuk meg, hogy a független változók mintabeli eloszlásának megváltozását kiküszöbölve, 1992-ben a válaszadók kevésbé törekszenek az egyenlőtlenségek csökkentésére. E változás magyarázata azonban további kutatómunkát igényel.

## 1. függelék

### *A hiányzó adatok problémájának kezelése*

Elemzésünk csak akkor érvényes, ha kezelni tudjuk a hiányzó adatok okozta esetleges torzítás problémáját. Azt kellene bizonyítanunk, hogy a szűkített mintákon lefuttatott elemzések tekinthetők reprezentatív, véletlen minta alapján kapott eredményeknek, mert az adatok hiánya nem követett semmilyen szisztematikus összefüggést. Ha ez nem lehetséges, valahogyan korrigálnunk kellene becsléseinket, mert szisztematikusan hiányzó válaszok esetében a legkisebb négyzetek módszere (OLS) a szűkített mintára is torzított becslést ad (Berk 1983). A hiányzó adatok problémájának egyik lehetséges megoldása a Heckman-féle szelekciós modell alkalmazása. A modell a hiányzó adatok okozta torzítást lényegében a kihagyott magyarázó változókkal kapcsolatos specifikációs hibához hasonlóan értelmezi (Berk–Ray 1982; Berk 1983; Greene 1993). A szelekciós torzítás Heckman-féle modellje kétlépcsős módszer, első lépésben a teljes minta alapján probit-modell segítségével, valamilyen szelekciós mechanizmust feltételezve modellezzük a válaszhányt kifejező dummy változót. A probit-modell előrejelzett értékeiből aztán mindegyik esetre instrumentális változót képezünk, amely azt fejezi ki, hogy mekkora valószínűséggel nem kerül be az adott eset a hiányzó válaszok miatt leszűkült mintába. Ezt az értéket (ún. „hazard rate”, amit általában  $\lambda$ -val [görög lambda] jelölnek) eredeti regressziós modellünkben szerepeltetjük magyarázó változóként. Ezen érték alapján két fontos kérdésre is választ kapunk. Amennyiben az instrumentális változó regressziós együtthatója szignifikánsan különbözik 0-tól, akkor azt mondhatjuk, hogy a válaszolók észrevehetően különböznek a nem vála-

szolóktól; másrészt ha a változó bevonása lényegesen megváltoztatja a többi változó esetében becsült együtthatót, akkor el kell ismernünk a szelekció torzító hatását.

A válasz hiányát kifejező dummy változót magyarázó modellünkben, hasonlóan a Kelley és Evans (1993) által alkalmazott eljáráshoz, független változóként szerepeltettük a többi elosztási igazságossággal összefüggő kérdésekre adott hiányzó válaszok számát, a válaszadó jövedelmét, korát és a gazdasági inaktivitást. A modellek futtatása a STATA 4.0 statisztikai programcsomag „Heckman” parancsa (lásd STATA Corp. 1995) segítségével történt. Az itt közölt eredmények mind a kétlépcsős modell eredményei, nem maximum likelihood becslések.

Az 1987-es mintában a Heckman-tagot is tartalmazó modell csak kismértékben tér el a sima OLS regresszióval kapott eredményektől, bár az instrumentális változó együtthatója szignifikánsan különbözik 0-tól. A regressziós együtthatók előjele minden esetben változatlan maradt, és a szignifikancia-szintekben sem történt számottevő változás. A regressziós együtthatók számszerű értéke is csak kismértékben különbözik a két modell esetében. Az 1992-es mintában is szignifikáns az instrumentális változó együtthatója. A korrekció révén a középiskolai végzettséget kifejező változó is szignifikánsan különbözik 0-tól. Több változó együtthatójának értéke eltér a sima regresszióval kapott értéktől (pl. egyetemi végzettség, gazdasági inaktivitás, várakozások), és a becsült jövedelmi egyenlőtlenségek esetében nagyságrendi eltérés is tapasztalható a két modellben kapott együttható között. Az összevont minta esetében (lásd 1. melléklet IV. és V. modell) az életkor változó a Heckman-modellben nem szignifikáns, az OLS regresszióval kapott együttható viszont igen. Több regressziós együttható értéke némileg eltérő a két modellben (pl. jövedelem, felsőfokú végzettség, várakozások, relatív depriváltság), és ugyanúgy, mint előbb, a becsült kereseti egyenlőtlenség esetében nagyságrendi különbség figyelhető meg. Ebben az esetben is szignifikáns az instrumentális változó együtthatója, ami bizonyítja a szelekció torzító hatását.

Meg kell jegyeznünk, hogy a Heckman-féle korrekció hatása nagymértékben függ attól, hogy milyen mértékben sikerül magyarázni a függő változó esetében megfigyelt válaszhányt. Jelen esetben a probit-modellek illeszkedése (pseudo  $R^2$  értékek) 0.06–0.11 közötti, ami első látásra alacsonynak tűnik, viszont hasonló modellek között nem kirívóan az (lásd Berk 1983; Kelley–Evans 1993 függelék), másrészt a csak 5 százalékbán magyarázott szelekció is számíthat becsléseink torzítatlansága szempontjából, ahogy Berk (1983) elemzéséből is látszik.

## 2. függelék

### *Független változók operacionalizálása*

*Nem:* dichotóm változó, lehetséges értékei: 0: nő, 1: férfi.

*Kor:* folytonos változó.

*Jövedelem:* a családi jövedelem értékeit szerepeltettük, ez ugyanis az a jövedelem-változó, amelyik leginkább összehasonlítható a két mintában. Az 1992-es jövedelemértékeket a fogyasztói árindex segítségével számítottuk át 1997-es értékre.

*Középfokú végzettség:* dichotóm változó, értéke 1 azon válaszadók esetében, akiknek legmagasabb végzettsége középiskolai érettségi.

*Felsőfokú végzettség:* dichotóm változó, értéke 1 azon válaszadók esetében, akiknek legmagasabb végzettsége főiskola vagy egyetem.

*Inaktív:* dichotóm változó, amely azon válaszadók esetében veszi fel az 1 értéket, akik nem főállásban vagy mellékállásban foglalkoztatottak és nem munkanélküliek, vagyis gazdaságilag inaktívak.

*Vezető:* dichotóm változó, amely a felső-, közép-, és alsóvezetők esetében veszi fel az 1 értéket. A változót a mindkét kérdőívben szereplő ISCO kódszámok alapján definiáltuk.

*Önálló:* dichotóm változó, amely az egyéni gazdák, kisiparosok és kiskereskedők esetében veszi fel az 1 értéket.

*Várakozások:* dichotóm változó, értéke 1, ha a válaszadó kedvezően ítéli meg jövőbeni helyzetét, vagyis a „Lát-e esélyt életszínvonal javítására?” kérdésre a „sokkal jobb lesz”, illetve „jobb lesz” választ fogadja el.

*Relatív depriváltság:* azt tekintettük relatív depriváltként, aki a vele azonos végzettségűek jövedelemeloszlásán belül az alsó kvartilisben található. Ez az operacionalizálás a boudoni logikát igyekszik követni, miszerint relatív deprivált az, aki befektetéseihez mérten a többiekénél kevesebb hozamot ér el.

*Funkcionális legitimálás:* dichotóm változó, azok esetében veszi fel az 1 értéket, akik a „Magasabb szakképzettség magasabb fizetést érdemel” megállapítással egyetértenek.

*Ökonómista legitimálás:* dichotóm változó, azok esetében veszi fel az 1 értéket, akik „Az egyenlőtlenség szükséges a gazdaság fejlődéséhez” megállapítással egyetértenek.

*Radikális delegitimálás:* dichotóm változó, azok esetében veszi fel az 1 értéket, akik „Az egyenlőtlenség a gazdagoknak jó” megállapítással egyetértenek.

*Észlelt jövedelmi egyenlőtlenségek:* folytonos változó, definiálását lásd a szövegben.



**1. melléklet: regressziós modellek összevont mintán**

Függő változó: egyenlősítő attitűd					
	I. modell	II. modell	III. modell	IV. modell	V. modell
Konstans	<b>0,55629*</b>	<b>0,53085*</b>	<b>0,55523*</b>	<b>0,66208*</b>	<b>0,55791*</b>
Nem	<b>-0,02825</b>	<b>-0,02735</b>	-0,02195	-0,00100	-0,01118
Életkor	-0,00053	-0,00058	-0,00017	<b>0,00162*</b>	-0,00023
Jövedelem	<b>0,00330*</b>	<b>0,00494*</b>	<b>0,00439*</b>	<b>0,00288*</b>	<b>0,00405*</b>
Középiskola	<b>0,03138</b>	0,02521	0,02159	<b>0,06254*</b>	<b>0,03615*</b>
Egyetem	<b>0,18798*</b>	<b>0,17760*</b>	<b>0,15114*</b>	<b>0,17116*</b>	<b>0,15994*</b>
Inaktív	<b>0,06231*</b>	<b>0,05816*</b>	<b>0,05996*</b>	<b>0,02900*</b>	<b>0,04264*</b>
Önálló	-0,02675	-0,03124	-0,03844	0,00178	-0,00895
Vezető	-0,00746	-0,00745	-0,00607	0,00565	-0,03225
Várakozások	<b>0,05165*</b>	<b>0,05289*</b>	<b>0,03653*</b>	<b>0,02250</b>	<b>0,03008</b>
Relatív depriváltság		<b>0,05440*</b>	<b>0,05311*</b>	<b>0,03815</b>	<b>0,04841*</b>
Radikális delegitimálás			<b>-0,08783*</b>	<b>-0,03848*</b>	- <b>0,07121*</b>
Ökonomista legitimálás			<b>0,07516</b>	<b>0,06013</b>	<b>0,07004*</b>
Funkcionalista legitimálás			-0,19081	-0,01836	-0,01853
Becsült ker. egyenlőtlenség				<b>-0,03610</b>	- <b>0,00977*</b>
R <sup>2</sup> (kiigazított)	0,06020	0,06387	0,09778	0,33854	n.a.

*Megjegyzés:* A táblázat első négy oszlopa OLS regresszió standardizálatlan regressziós együtthatóit tartalmazza, az V. modellben a Heckman-féle korrekcióval kapott eredmények vannak feltüntetve. A vastagon szedett együtthatók szignifikánsan különböznek nullától,  $\alpha = 0,05$ -os szignifikancia-szint mellett; a csillaggal jelöltek:  $\alpha = 0,01$ -os szignifikancia-szint mellett. A minta elemszáma az első négy modellben:  $n = 2133$ , az V. modell esetében  $n = 3365$ . n.a.: nincs adat, a használt programcsomag ezt az értéket nem számolja ki.

## 2. melléklet: A dekomponáláshoz használt regressziós modellek

Függő változó: egyenlősítő attitűd		
	1987	1992
Konstans	<b>0,86826*</b>	<b>0,45675*</b>
Életkor	<b>0,00240*</b>	0,00003
Középiskola	<b>0,08549*</b>	0,04149
Egyetem	<b>0,17807*</b>	<b>0,15679*</b>
Inaktív	-0,00091	<b>0,06848*</b>
Várakozások	<b>0,02510</b>	<b>0,07369*</b>
Radikális delegitimálás	<b>-0,02486</b>	<b>-0,05350</b>
Funkcionalista legitimálás	<b>-0,02688</b>	0,00139
Ökonomista legitimálás	<b>0,04892*</b>	<b>0,08234*</b>
Becsült egyenlőtlenség	<b>-0,09153*</b>	<b>-0,00510*</b>
$\lambda$ (lambda)	<b>0,04733*</b>	<b>0,03363*</b>

### Probit-modellek

Függő változó: hiányos válasz az egyenlősítő attitűd változónál: „1”, egyébként „0”

Konstans	<b>0,88773*</b>	<b>0,81056*</b>
Misfunk <sup>18</sup>	<b>-0,57082*</b>	<b>-0,37416</b>
Inaktív	-0,04121	-0,15275
Kor	<b>-0,012537*</b>	<b>-0,01065*</b>
Jövedelem	<b>0,011401*</b>	0,00532
pszeudo R <sup>2</sup>	0,1125	0,0660
n	2267	1098

*Megjegyzés:* Az első táblázat a Heckman-korrekcióval kapott standardizálatlan regressziós együtthatókat tartalmazza, a második táblázatban a Heckman-modell első lépcsőjének tekinthető probit-modellek vannak feltüntetve. A vastagon szedett együtthatók szignifikánsan különböznek 0-tól,  $\alpha = 0,05$ -os szignifikancia-szint mellett; \*:  $\alpha = 0,01$ -os szignifikancia-szint mellett.

## Jegyzetek

- <sup>1</sup> Fordítva azonban nem feltétlenül érvényes ugyanez az összefüggés, állítják a szerzők, mivel a magasabb végzettségűek képzettségük folytán hajlamosak szolidaritást érezni rosszabb helyzetben levő embertársaikkal, így a gazdagok között a karitatív hajlamuk az alacsonyabb presztízű foglalkozások számára magasabb jövedelmet tartanak méltányosnak. Ennek azonban ellenkezőjét bizonyította a szerzők empirikus elemzése, miszerint a magasabb státus nem jár együtt az alacsony presztízű foglalkozások számára méltányosnak tartott magasabb jövedelmi értékkel.
- <sup>2</sup> A szerzők itt Kahneman és Tversky „hozzáférhetőségi heurisztika” elméletére hivatkoznak (Kelley–Evans–Kolosi 1992).
- <sup>3</sup> Az emberek azt a társadalmat tartják egyenlőbbnek, amelynek magas státusú rétege kiterjedt, vagyis a hierarchia csúcsán sokan helyezkednek el, és azt a társadalmi struktúrát tartják egyenlőtlennek, amelyet egy szűk elit jellemez (Kelley–Evans–Kolosi 1992).
- <sup>4</sup> Runciman egy negyedik feltételt is hozzáad a definícióhoz, miszerint relatív deprivációról csak akkor beszélhetünk, ha az egyén megvalósíthatónak érzi X megszerzését. Crosby egy ötödik feltételt is szükségesnek tart, miszerint a relatív depriváltsághoz az is szükséges, hogy az egyén ne érezzen személyes felelősséget azért, hogy még nem bírta el X-et. (A definíciókat idézi: Alain 1985)
- <sup>5</sup> Elméletének lényegét a szerző hasonlattal illusztrálja: képzeljük el, hogy két párhuzamos kocsisor halad egy alagút felé, de mindkettő előrejutását forgalmi dugó akadályozza. A vezetők nem látják a dugó okát, sem a kocsisor várható megindulására utaló jeleket, így csak egyetlen információjuk van saját jövőbeni helyzetükkel kapcsolatban, és pedig a másik kocsisor helyzete. Ha a másik kocsisor megindul, akkorők is okkal reménykedhetnek helyzetük hamarosan bekövetkező javulásában, és ezért jólétük már pusztán ezáltal is növekszik. A sofőrök jövőbeni helyzetükkel kapcsolatos pozitív várakozásai azonban csak egy ideig hatnak; ha továbbra is csak a másik kocsisor mozog, az álló kocsisorban levők egyre dühösebbek lesznek, és sokan közülük valószínűleg kísérletet tesznek, hogy a mozgó kocsisorhoz csatlakozzanak, akár szabálytalanság árán is.
- <sup>6</sup> Egyes szerzők a szimultaneitás-problémára hívják fel a figyelmet ezzel a magyarázó változóval kapcsolatban. Szerintük nemcsak arról van szó, hogy az észlelt kereseti egyenlőtlenségek befolyásolják az egyenlőtlenség méltányosnak tartott mértékét, hanem ellentétes mechanizmus is működik: azok észlelnek nagyobb kereseti egyenlőtlenségeket, akik nagyobb egyenlőtlenségeket tartanak méltányosnak. Csepeli György és társai (1992) hasonló változókon végzett LISREL elemzése megerősíti ezt a fordított ok-okozati viszonyt is. Itt azonban – egyszerűbb módszertani keretben maradván – e szimultán hatás lehetőségét nem teszteltük.
- <sup>7</sup> Hat foglalkozást választottunk ki (miniszter, vezérigazgató, orvos, segédmunkás, szakmunkás, paraszt) annak alapján, hogy szerepeltek-e a mindkét felvételben kérdezett foglalkozások között.
- <sup>8</sup> Formálisan:  
FAIRATA = (MFminiszter + Mfvezérigazgató + MFforvos)/(MFsegédmunkás + Mfszakmunkás + Mftsz-paraszt), ahol MF: méltányos havi nettó fizetés.

<sup>9</sup> Formálisan:

ESTRATA =  $\text{BF}_{\text{miniszter}} + \text{BF}_{\text{vezérigazgató}} + \text{BF}_{\text{orvos}} / (\text{BF}_{\text{segédmunkás}} + \text{BF}_{\text{szakmunkás}} + \text{BF}_{\text{tsz-paraszt}})$ , ahol BF: becsült havi nettó fizetés.

- <sup>10</sup> E kritériumok egyik csoportját az egyenlősítő kritériumok alkotják, amelyeket az a válaszadó fogad el, aki a méltányos jövedelemelosztásban csökkentené a jövedelmi egyenlőtlenségek valamilyen mérőszámát (a legnagyobb és legkisebb érték különbsége vagy hányadosa) az általa észlelt értékéhez képest. A jövedelmi különbségek kiegyenlíthetők a magas státusú foglalkozások jövedelmeinek csökkentésével, ezt fejezi ki a MINIMAX kritérium, illetve az alacsony státusú foglalkozások jövedelmeinek növelésével, amit a MAXIMIN kritérium fejez ki. A kritériumok másik csoportját (nevezhetjük hatékonysági kritériumoknak) az jellemzi, hogy elfogadásuk nem szükségképpen jelenti a jövedelmi egyenlőtlenségek csökkentésének szándékát. A SUM kritériumot az a válaszadó fogadja el, akinek esetében a méltányos jövedelemértékek összege nagyobb, mint az észlelt jövedelemértékek összege. A PARETO kritérium elfogadása pedig azt jelenti, hogy a válaszadó egyik foglalkozás jövedelmét sem csökkentette, valamelyikét azonban növelte.
- <sup>11</sup> Mivel a minták elemszáma nem egyezik meg, súlyoznunk kell az összevont file-ba kerülő megfigyeléseket: az összevont mintába mindkét minta csaknem ugyanakkora elemszámmal került be, az együttes mintanagyság azonban változatlan maradt.
- <sup>12</sup> A regresszióelemzés során eltávolítottuk a mintából a függő változó, az észlelt kereseti egyenlőtlenség és a családi jövedelem változókon az eloszlástól kirívóan eltérő outlier eseteket. A regressziós diagnosztikák közül a Cook–Weisberg-féle heteroszkedaszticitásteszt nem szignifikáns.
- <sup>13</sup> A társadalmi státussal kapcsolatos változókkal egy modellben két demográfiai változót is szerepeltettem, mégpedig az életkort és a nemet. A kizárólag a státusváltozókat tartalmazó modellben (1. melléklet, I. modell) a nem együtthatója is szignifikáns, az összes magyarázó változónkat tartalmazó modellben azonban feltehetőleg kollinearitás probléma miatt nem az. A regressziós együttható előjele azt mutatja, hogy a nők nagyobb egyenlőtlenségek elfogadására hajlamosak, mint a férfiak.
- <sup>14</sup> A Heckman-korrekciónak alkalmazásával kapott eredmények.
- <sup>15</sup> Módszertanilag Jones és Kelley (1984) javaslatait követjük, melyeket a csoportok közötti különbségek dekomponálásával kapcsolatban fogalmaztak meg. A munkaerőpiaci diszkrimináció empirikus kutatásait elemezve rámutattak, hogy mivel a regressziós konstans értéke mérési, skálázási döntésektől is függ (pl. hol választjuk meg a független változók nulla pontját, dummy változók referencia-kategóriáját, melyik irányba skálázunk változókat), ezért önmagában nem tekinthető csoportok közötti különbség kifejezésének. Jones és Kelley szerint a különbség csak három elemre bontható fel értelmesen: egy a modell által meg nem magyarázott részre (konstans és regressziós együtthatók hatása), a független változók átlagértékei közötti különbség hatására, valamint egy ún. interakciós komponensre.
- <sup>16</sup> Itt voltaképpen fel kellene sorolnunk az összes magyarázó változót, hiszen az összes mintabeli eloszlásának megváltozásából eredő hatásról van szó.
- <sup>17</sup> Nozick híres példáját említi, a csillagászati összegeket kereső kosárlabda-játékosról, akinek a keresetét ugyan sokan irigylik, de senkinek nem fordul meg a fejében, hogy azt a társadalmi rendszert hibáztassa, amelyben ilyen egyenlőtlenségek alakulhatnak ki, mivel keresete egyéni preferenciák kifejezésének eredménye.
- <sup>18</sup> Folytonos változó, amely azt mutatja, hogy hány funkcionális legitimálással összefüggő kérdésre nem adott választ az illető.

**Hivatkozások**

- Alain, Michel 1985. An Empirical Validation of Relative Deprivation. *Human Relations*, (38) 8, 739–749.
- Andorka, Rudolf 1994. Magyarország a társadalmi jelzőszámok tükrében. In: Andorka Rudolf–Kolosi Tamás–Vukovich György (szerk.) *Társadalmi Riport*. TÁRKI
- Bedekovics István–Kolosi Tamás–Szívós Péter 1994. *Jövedelmi helyzet a kilencvenes évek első felében*. In: Andorka–Kolosi–Vukovich (szerk.)
- Berk, Richard A. 1983. An Introduction to Sample Selection Bias in Sociological Data. *American Sociological Review*, (48) June, 386–398.
- Berk, Richard A.–Subhash C. Ray 1981. Selection Biases in Sociological Data. *Social Science Research*, 11.
- Boudon, Raymond 1992. Sentiments of Justice. *Social Justice Research*, (5) 2.
- 1993. *La logique de la frustration relative. Effets pervers et ordre social*. 2e. éd. Quadrige, 131–155.
- Csepeli György–Neményi Mária–Örkény Antal 1992. A szegénység és gazdagság okaira adott magyarázatok rejtett normatív szempontjai Magyarországon. *Szociológiai Szemle* (2) 3, 21–41.
- Ferge, Zsuzsa 1996a. A rendszerváltás megítélése. *Szociológiai Szemle* (5) 1.
- 1996b. A rendszerváltás nyertesei és vesztesei. In: Andorka Rudolf–Kolosi Tamás–Vukovich György (szerk.): *Társadalmi Riport*. TÁRKI 1996, 414–444.
- Festinger, Leon 1974. A kognitív diszsonancia elmélete. In: *Szociálpszichológia*. Budapest 1974, 75–83.
- Finkel, Steven E.–James B. Rule 1986. Relative Deprivation and Related Psychological Theories of Civil Violence: A Critical Review. In: *Research in Social Movements, Conflicts and Change*, 9, 47–69.
- Greene, William H. 1993. *Econometric Analysis*. 2ed. New York: Macmillan
- Hirschman, Albert O. 1973. The Changing Tolerance for Income Inequality. *The Quarterly Journal of Economics*, (87) 4, 544–566.
- Jones, F. L.–Kelley, Jonathan 1984. Decomposing Differences Between Groups. *Sociological Methods & Research*, (12) 3, 323–343.
- Kelley, Jonathan–M. D. R. Evans 1993. The Legitimation of Inequality: Occupational Earnings in Nine Nations. *American Journal of Sociology*, (99) 1, 75–125.
- Kelley, Jonathan–M. D. R. Evans–Kolosi Tamás 1992. Images of Class: Public Perceptions in Hungary and Australia. *American Sociological Review*, (57) Aug.
- Kolosi Tamás 1990. Egyenlőtlenségtudat nemzetközi összehasonlításban. In: Andorka Rudolf–Kolosi Tamás–Vukovich György (szerk.) *Társadalmi Riport*,

- TÁRKI, 373–401.
- Lane, Robert 1986. Market Justice, Political Justice. *American Political Science Review*, 80, 383–402.
- Lengyel György–Tóth István János 1996. Az életszínvonallal való elégedetlenség társadalmi tényezői. *Jel-Kép*, 1, 31–46.
- Rossi, Peter H.–Howard E. Freeman–Sonia R. Wright 1979. *Evaluation. A Systematic Approach*. Beverly Hills, London: Sage Publications
- Sági Matild 1996. Egyenlőtlenség és egyenlőtlenségtudat. In: Andorka Rudolf–Kolosi Tamás–Vukovich György (szerk.): *Társadalmi Riport*. TÁRKI
- Sen, Amartya K. 1973. *On Economic Inequality*. Oxford: Clarendon
- Simkus Albert–Róbert Péter 1991. *Egalitarianism and Stratification under a Mixed Socialist Economy*. Kézirat. Vanderbilt University, Working Group for Comparative Social Studies
- STATA Corporation 1995. STATA 4.0, Texas
- Szirmai, Adam 1988. *Inequality Observed: A Study of Attitudes towards Income Inequality*. Aldershot: Avebury
- Tóth István György 1990. *Az igazságos jövedelemelosztással kapcsolatos attitűdök vizsgálata*. Kézirat. BKE
- 1991. A társadalmi (elosztási) igazságosság problémája. *Szociológiai Szemle* (1)1, 151–170.
- 1992. *Attitudes towards just Earnings Differentials*. Kézirat. Budapest
- Verba, Sidney et al. 1987. *Elites and the Idea of Equality*. Harvard University Press
- Wegener, Bernd 1990. Equity, Relative Deprivation and the Value Consensus Paradox. *Social Justice Research*, 4, 65–86.
- 1991. Relative Deprivation and Social Mobility: Structural Constraints on Distributive Justice Judgements. *European Sociological Review*, 7, 1.