

A strukturális egyenletek modellezésének bemutatása egy komplex dizájnú kutatás (ISPJ) adatain keresztül¹

Koltai Júlia

koltai.juli@gmail.com

Beérkezés: 2013. 02. 04.

Átdolgozott változat beérkezése: 2013. 05. 04.

Elfogadás: 2013. 05. 08.

ÖSSZEFOGLALÓ: Az objektív szociológiai tényezők mérése (az esetek többségében) nem okoz különösebb problémát, de különösebb élvezetet sem. Ami a szociológust sokszor igazán érdekli, azok a látens struktúrák, melyek mérése azonban legtöbbször nehézségekbe ütközik. Az International Social Justice Project (ISJP) egy nemzetközi longitudinális összehasonlító vizsgálat, amely adatainak elemzésekor lehetőség nyílik arra, hogy az igazságossági elvek méréséhez, valamint ezek időbeli összehasonlításához felhasználjuk a strukturális egyenletek modellezésének módszerét (Structural Equation Modeling, SEM). A SEM egymással összefüggő, többdimenziós módszerek családjába. A módszer különösen alkalmas olyan modellek tesztelésére, amelyekben a megfigyelt változók mellett közvetlenül nem mérhető, úgynevezett látens változók is szerepelnek. Ezenkívül időbeli összehasonlítás esetén nemcsak arra vagyunk képesek, hogy az attitűdök változását mérjük, hanem arra is, hogy teszteljük ezen attitűdök belső struktúrájának időbeli egyezőségét. A cikkben a SEM-módszer elméleti bemutatásán és gyakorlati alkalmazásán túl az elemzési eredményekből levonható következtetések bemutatására is sor kerül.

KULCSSZAVAK: módszertan, látens változók, útmodellelemzés, strukturális egyenletek modellezése, társadalmi igazságosság

A kvantitatív társadalomtudományi kutatások során sokszor alkalmaznak longitudinális vagy nemzetközi összehasonlító vizsgálatokat egy-egy komplexebb téma felmérésére. Ezen vizsgálatok előnye, hogy sokféle összehasonlítást tesznek lehetővé, továbbá akár időben, akár térben lehetőséget teremtenek az eredmények érvényességének kibővítésére. Az ilyen, különböző összehasonlításokat lehetővé tevő kutatások során olyan kutatási kérdéseket is feltehetünk, melyekre egy országos keresztmetszeti felmérés során nem lenne lehetőség. Az egyik legfontosabb ilyen jellegű

¹ Szeretnék köszönetet mondani Barna Ildikónak, aki a Kvantitatív módszerek műhelykonferencián előadott korreferenciájával rengeteget segített a cikk módszertani és szociológiai hangsúlyainak javításán. Köszönöm a segítséget Székelyi Máriának, aki az ennél jóval tágabb szöveget értékes megjegyzéseivel látta el. Köszönöm továbbá a lektoroknak, akik javaslataikkal jelentősen javították cikkem minőségét.

kérdés az, hogy egyáltalán összehasonlíthatók-e az egyes országok vagy időpontok eredményei. Természetesen itt nem olyan jellegű kérdésekre utalunk, mint például hogy megvizsgálhatjuk-e, hogy két országban eltér-e egymástól az ott élők életkorbeli megoszlása. A felvetett probléma akkor igazán releváns, amikor látens, attitűd jellegű változókat kívánunk összehasonlítani. A korábban alkalmazott kutatási gyakorlat ezt a kérdést sokszor figyelmen kívül hagyta, és egy-egy összetett mérőszám elkészítése után egyszerűen összehasonlította például az átlagokat a különböző országokban vagy években. A kérdés azonban az, hogy nem követünk-e el hibát olyankor, amikor az előfeltevések mindenfajta tesztelése nélkül egyszerűen összevetjük egy látens változó átlagát például a különböző időpontokban. Jelen cikkben a strukturális egyenletek modellezésének (Structural Equation Modeling, SEM) módszerét fogjuk bemutatni, ami (többek között) lehetőséget teremt olyan problémák megválaszolására, melyek a fenti említett komplex szociológiai kutatások során gyakran felmerülnek, amelyek azonban az eddig általánosan használt elemzési módszerek segítségével nem voltak megválaszolhatók.

Az International Social Justice Project² elnevezésű kutatás mind tartalma, mind kutatási dizájnya miatt jó példája a komplex szociológiai kutatásoknak. Tartalmában azért, mert elvont, látens fogalmakat (mint a társadalmi igazságosság és a különböző igazságosságfelfogások) mér, kutatási dizájnya pedig azért tekinthető komplexnek, mert egy nemzetközi összehasonlító longitudinális vizsgálatról van szó. A kutatás során több országban, országos reprezentatív mintákon kérdezték le ugyanazt a kérdőívet. A felmérést az első, 1991-ben zajló hullám után még kétszer (1996-ban és 2008-ban) megismételték. Így egyrészt lehetőség nyílik az országok közti összehasonlításra, másrészt pedig az időbeli változások mérésére is.

A strukturális egyenletek modellezésében rejlő lehetőségek

A strukturális egyenletek modellezésének logikája hasonló az útmodellekéhez, gyakorlatilag az útmodellek új generációjaként tekinthetünk rájuk. SEM-elemzés során is – az útmodellekhez hasonlóan – a változók közötti utakat definiáljuk, ezen felül azonban a SEM-modellek lehetővé teszik azt is, hogy minél „takarékosabb” (*parsimonious*) modelleket találjunk. A takarékoság itt abban az értelemben jelenik meg, hogy minél kevesebb paramétert használjunk fel a modellünk adatokhoz illesztéséhez. E mögött az a gondolatment húzódik meg, hogy fölösleges két változó között kapcsolatot feltételeznünk, ha annak elhagyásával nem illeszkedik rosszabbul a modellünk ahhoz a modellhez képest, amiben feltételeztük a kapcsolat meglétét. Azon változócsoportok megtalálására kell tehát kísérletet tennünk, amelyek függetlenek egymástól, és így a modellből való kihagyásuk nem rontja az adatokhoz való illesztéskedést.³ A takarékos modellek melletti másik érv az, hogy ha túlzottan specifikáljuk

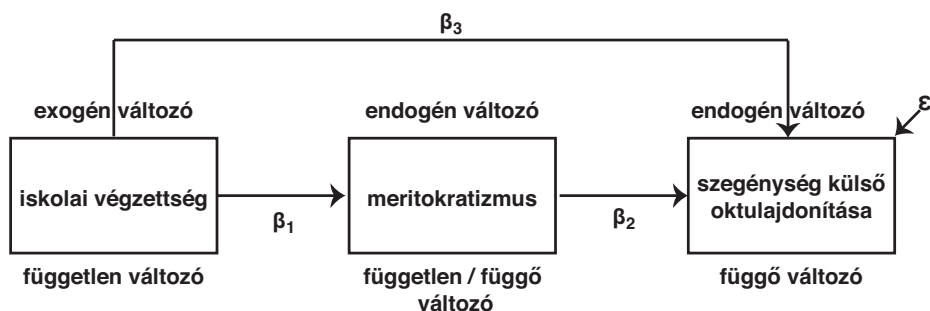
2 Kutatásvezetők: Örkény Antal és Székelyi Mária.

3 A függetlenség ebben az esetben a modell felépítésétől függően sokféle lehet. A függetlenség jellegét a modell specifikációja

a modellünkben lévő kapcsolatokat, előfordulhat, hogy a modell ugyan tökéletesen illeszkedik adatainkhoz, azonban más adatokon kevésbé állná meg a helyét. Egy empiriával megerősített elméleti konstrukció ugyanis csak akkor igazán megbízható, ha modellünk általánosítható. Az általánosíthatóság a vizsgált témától függően vonatkozhat különböző csoportokra (például nemzetekre), vagy (például pszichológiai kontrollált kísérletek elemzésekor) feltételezhetjük, hogy eredményeink az időtől viszonylag függetlenül fennállnak. Ha minden, a modellben létrehozható összefüggést beépítünk, az ugyan aktuális adatainkon javítja a modell illeszkedését, azonban félok, hogy az eredmények kizárólag ezeken az adatokon bizonyulnak igaznak, modellünk tehát nem lesz általánosítható. Ezekben az esetekben a modellt „túlillesztjük” az adatainkhoz, így az eredmények megbízhatósága veszélybe kerülhet.

Természetesen felmerül a kérdés, hogy miért járunk jobban, ha a SEM-modelleket használjuk, ahhoz képest, mintha a már jól ismert regressziós egyenletek sorozatával becsülnénk az ilyen modelleket? A válasz elsősorban abban keresendő, hogy mely számítási logikán keresztül tudjuk eldönteni azt, hogy melyik modell „jobb”.

1. ábra: Egy lehetséges útmodell az ISJP-kutatás változóival



Egy példán bemutatva, amennyiben úgy próbáljuk meg az 1. ábrán bemutatott útmodellt takarékosabbá tenni, hogy kihagyjuk belőle az iskolai végzettség és a szegénység oktatájdónitása közötti közvetlen utat, fontos tudnunk, hogy a takarékosabb modell rosszabb-e ahhoz a telített modellhez képest, amelyben minden lehetséges utat feltételeztünk. Amennyiben regressziós egyenletek sorozataként számítjuk ki egy ilyen komplex modell értékeit, úgy nem tudnánk megválaszolni a fenti kérdést, mivel a regresszionál általában használt statisztikák (a modell szignifikanciája, adjusztált R-négyzet) nem változnának a közvetlen út kihagyásával: a modell illeszkedésében

bekövetkezett változást tehát nem tudjuk tesztelni. A SEM-modellek illesztési logikája abban különbözik a regressziós egyenletek sorozatától, hogy a paramétereket nem több regressziós egyenlet függő változóiként, hanem a modellre egyszerre becsüli meg. Éppen ezért különböző illeszkedési értéket kapunk akkor, ha az említett utat kihagyjuk, mint ha benne hagyjuk a modellben. (Bár jelen írás témájába ez a problémakör nem illeszkedik szervesen, fontosnak tartjuk megjegyezni, hogy a SEM-modellek segítségével például olyan modellek is becsülhetők, melyekben több „végső” függő változó szerepel. Az a felfogás tehát, melyben az útmodellek során két változó kapcsolatát bontjuk fel elemeire, megdől a SEM használatakor, hiszen a becslések szimultán elvégzésével nem szükséges beszűkíteni a modellekről való gondolkodásunkat csak egyetlen függő változóra [Kline 2002: 66].)

Egy másik fontos érv az ilyen modellek alkalmazása mellett az összehasonítás előfeltételeinek tesztelhetősége. Nemzetközi, több országot átfogó vagy akár longitudinális vizsgálatok során, de még egyszerűbb, egy országra kiterjedő keresztmetszeti vizsgálatoknál is sokszor felmerül az igény arra, hogy a minta bizonyos csoportjait összehasonlítsuk egymással. Nemzetközi összehasonlító vizsgálatoknál ez az igény elsősorban a különböző országok eredményeinek összevetésére vonatkozik; longitudinális esetben pedig az egyes időpontok eredményeinek összemérésére, de országos keresztmetszeti vizsgálatok során is releváns kutatási kérdés lehet a különböző iskolázottságú vagy nemű emberek egymáshoz való viszonyítása. Az összehasonlítás közvetlenül mért változók esetén nem is okoz különösebb problémát, megnézhetjük például, hogy mennyire különbözik a lakosok életkori összetétele az egyes országokban, vagy összevethetjük lakáshelyzetüket az egyes években, majd az eredményeket a minta és az alapsokaság függvényében interpretálhatjuk. Abban az esetben viszont, ha érdeklődésünk középpontjában nem a közvetlenül is mérhető, hanem csak közvetetten megfigyelhető változók állnak, és ezeket kívánjuk összehasonlítani, már nem ilyen egyszerű a helyzet. A közvetetten mérhető, látens változók esetében ugyanis az összehasonításhoz élnünk kell bizonyos előfeltevésekkel, melyeket sokszor nem tesztelünk vagy figyelmen kívül hagyjuk őket. Amikor például meg akarjuk vizsgálni, hogy az emberek meritokratizmushoz való viszonya különbözik-e napjaink Magyarországon a rendszerváltás időszakához képest, feltételeznünk kell, hogy a két időpontban a meritokratizmust mérő látens változó ugyanúgy áll össze: azonos a felépítése, struktúrája és működése is (Bryne 2008: 872). Ha ugyanis ezek a feltételek nem állnak fenn, vagy nem tudjuk, hogy fennállnak-e, abban sem lehetünk biztosak, hogy ugyanazt a látens változót, ugyanazt a konstruktumot hasonlítjuk-e össze az egyes csoportok között (a példában az egyes években). A példát folytatva, ha a látens változó összetétele és struktúrája különbözik a két évben, nem állíthatjuk, hogy mindkét időpontban ugyanazt a jellegű meritokratizmust mérjük vele, így összehasonlításuk is olyan lenne, mint ha két teljesen más fogalmat akarnánk összevetni. Ilyen esetekben csak arról szólhatnak megállapításaink, hogy a látens változó másképp épül fel a két időpontban, és arra vonatkozóan fogalmazhatunk meg hipotéziseket, vajon miért alakult ez így.

A meritokratizmust befolyásoló hatásokat vagy a látens változók átlagainak különbségeit azonban nem interpretálhatjuk, hiszen hiába alacsonyabb például az átlag a későbbi időpontban a korábbihoz képest, ez nem feltétlenül a meritokrata elvektől való eltávolodást jelenti. Az esetleges különbségeket ugyanis minden esetben okozhatja az (is), hogy mást mérünk a látens változó segítségével az egyik évben, mint a másikban. A Magyarországon eddigiekben elterjedt és széles körben használt módszerek nem teszik lehetővé ezen előfeltételek tesztelését, a SEM-modell azonban ebben a fontos kérdésben is segítségünkre lehet. Tesztelni tudjuk ugyanis, hogy ugyanúgy áll-e össze a látens változó az egyes csoportokban, és ha nem, akkor mely paraméterek mentén adódnak különbségek. Ez alapján pedig meg tudjuk fogalmazni azt is, hogy mely szempontok szerint lehetséges az összehasonlítás és melyek szerint lenne irreleváns.

A SEM alkalmazása mellett tehát erős érvek szólnak abban az értelemben legáltalában, hogy újfajta kutatási kérdések megválaszolását teszi lehetővé és érvényesebb eredményekre vezethet. Lássuk tehát, hogy a gyakorlatban hogyan néz ki egy ilyen modell alkalmazása!

Az igazságossági elvek hatása a szegénység belső oktulajdonítására Magyarországon 1991-ben és 2008-ban⁴

A példaként szolgáló modellben az igazságossági elvek két típusának hatását vizsgáljuk a szegénységgel kapcsolatos oktulajdonításra, és mindezt kontrolláljuk a kérdezettek szociodemográfiai háttérével. A modellt a kutatás első és legutóbbi hullámában, 1991-ben és 2008-ban teszteljük.

A mérési modell

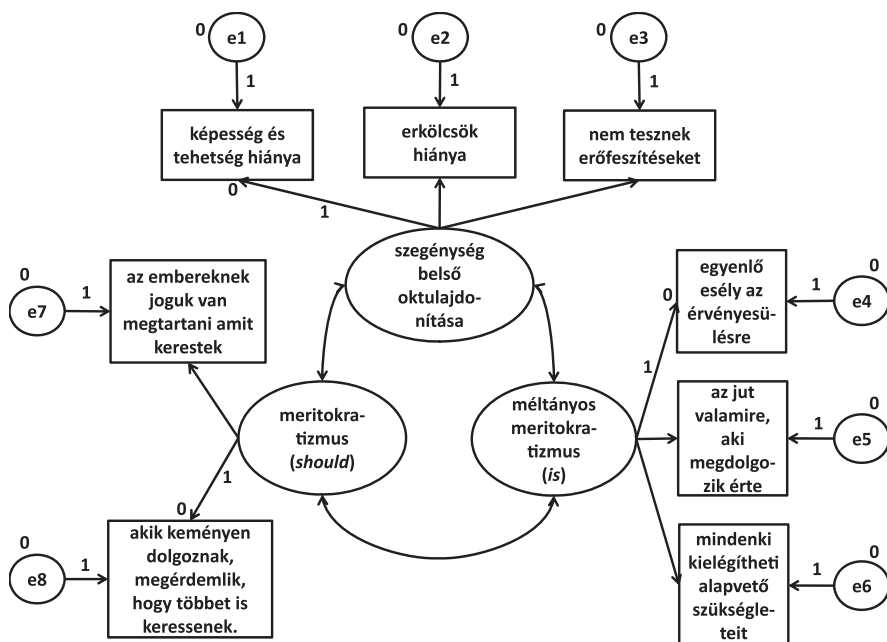
SEM-modellek esetén először a mérési modellt kell megalkotni, melynek során a látens változók létrehozása történik meg. Az útmodellelemzés során ezen összetett mérőszámok létrehozása nem része a modellnek: abban az esetben, ha ilyen látens változókat kívánunk alkalmazni a modellben, előzetesen kell létrehoznunk azokat. A SEM esetében azonban más a helyzet. A látens változók létrehozása a modellezés részét képezi, a látens változókon kívüli paraméterbecslések megadása is függ attól, hogy az összetett mérőszám hogyan jön létre. A SEM első lépésében kell tehát megalkotnunk az úgynevezett mérési modellt, melynek során a modellünkben használni kívánt látens változó(ka)t kell definiálnunk, és csak abban az esetben vonhatjuk be a modellbe a további változóinkat, ha ezen összetett mérőszám(oka)t sikeresen létrehoztuk.

A SEM-modellben az összetett mérőszám(ok) létrehozása a konfirmatív (meg erősítő) faktoranalízis (*confirmatory factor analysis* – CFA) módszerével történik, melynek segítségével egy már korábban megalkotott, általában valamilyen elmé-

4 Az elemzésekkor az AMOS nevű program 18-as verzióját használtuk. Ezúton szeretnénk megköszönni az SPSS Hungarynek, hogy rendelkezésünkre bocsátotta a programot.

let keretén belül kidolgozott modellt tesztelünk: tudjuk, hogy előzetes elképzelésünk szerint mely mért változók tartoznak mely látens mérőszámhoz és melyek nem, tehát van egy előzetes képünk arról, hogy hány faktor húzódik meg az adatok mögött, és hogy mely változók hozzák azt létre. A modell mérési része a 2. ábrán látható.

2. ábra: Az igazságossági elvek hatása a szegénység belső oktuldajdonítására: mérési modell



A 2. ábrán látható a mérési modell, melyből kiderül, hogy modellünkben három látens változó szerepel. A modell grafikus ábrázolás során ellipszisszel/körrel jelöltük azon változókat, melyek látensek, és téglalappal azokat, amelyek ténylegesen megfigyeltek (manifesztak). A három látens változó közül az első a szegénység okait a szegények belső tulajdonságaiban kereső attitűdöt mutatja. Ennek a változónak az indikátorai a következők voltak:⁵

- „Képesség és tehetség hiánya”
- „Erkölcök hiánya és/vagy iszákosság”
- „A szegények saját maguk nem tesznek erőfeszítéseket”

Elméletünk és a látens változó paraméterezése alapján minél magasabb ennek

5 A kérdőívekben feltett kérdés a következő volt: „Milyen gyakran okozzák a következők azt, hogy valaki szegény lesz? A válaszlap segítségével válaszoljon!” A válaszlehetőségek a következők voltak: „1 – soha; 2 – nagyon ritkán; 3 – néha; 4 – gyakran; 5 – nagyon gyakran”.

a változónak az értéke, annál inkább gondolja azt a kérdezett, hogy a szegénység okai elsősorban az érintettek belső tulajdonságaiban keresendők.

A második látens változó a „tisztta” értelemben vett meritokratizmus, mely értékválasztás csak a teljesítményt veszi figyelembe a jutalmak elosztásakor. Ezt az igazságossági elvet a következő indikátorokkal operacionalizáltuk:^{6, 7}

- *Az embereknek joguk van megtartani, amit kerestek, még akkor is, ha ez azt jelenti, hogy egyesek gazdagabbak lesznek, mint mások.*
- *Akik keményen dolgoznak, megérdemlik, hogy többet is keressenek.*

A rawlsi definíciót alapul véve úgy paramétereztük a látens változót, hogy magas értékei a meritokrata elvekkel való egyetértést mutassák.

A modellben szereplő harmadik látens változó az úgynevezett méltányos meritokratizmust méri, melynek lényege, hogy a társadalom tagjainak jutalma ugyan a teljesítményen nyugszik, ám ezt az elvet egyenlő indulási esélyek és egyfajta minimum biztosítása mellett kell érvényesíteni, ami a társadalom minden tagja számára adott (Székelyi – Örkény 2010: 10–11). Fontos azonban kiemelni, hogy a méltányos meritokratizmust nem az értékválasztások szintjén, hanem a valós helyzet megítélése alapján mértük. A definícióból kiindulva a látens változót alkotó indikátorok a következők lettek:⁸

- *Magyarországon mindenkinek egyenlő esélye van az érvényesüléshez.*
- *Magyarországon az jut valamire, aki keményen megdolgozik érte.*
- *Magyarországon ma mindenki kielégítheti alapvető szükségleteit.*

A meritokratizmus „tisztta” formájához képest tehát a definíciós különbségeken kívül még egy lényeges eltérést láthatunk. Míg a „tisztta” meritokratizmus a kérdéses elvekkel való egyetértést méri, tehát azt, hogy a kérdezettek szerint a valóságtól függetlenül hogyan kellene működnie a társadalomnak, addig a fenti itemek a vizsgált elvek tényleges megvalósulását vizsgálják, tehát azt, hogy hogyan működik ez a társadalomban. A két dimenzió (*sein* és *sollen* vagy *is* és *should*) szétválasztása lényeges eleme a társadalmi igazságosságot vizsgáló kutatásoknak (lásd például Székelyi – Örkény 1999: 87–88), így az ISJP adatbázisát használva jelen modellbe is fontosnak tartottuk beépíteni őket. Fontos azonban, hogy ezt a különbséget a látens változók interpretálásakor is figyelembe vegyük. Tehát míg a meritokratizmus esetén egy elvi elköteleződésről beszélhetünk, addig a méltányos meritokratizmusnál igazából ennek az elvnek a magyar társadalomban való megvalósulást mérjük a kérdezettek válaszai alapján.

6 A kérdőívben feltett kérdés a következő volt: „Kérem, mondja el a véleményét a következő állításokról is! Kérem, ismét osztályozzon úgy, ahogy az iskolában szokás, 1-től 5-ig, ahol az 1-es azt jelenti, hogy egyáltalán nem ért egyet, az 5-ös pedig azt, hogy teljes mértékben egyetért.”

7 Bár elméletileg egy látens változó állhat összesen két indikátorból is, azonban amennyiben a kétindikátoros megerősítő faktoranalízis modelljét identifikálni akarjuk, azt a korábbi technikák segítségével önállóan nem tudjuk megtenni, csak akkor, ha más látens változók is szerepelnek a mérési modellben.

8 A kérdőívben feltett kérdés a következő volt: „Mennyire ért Ön egyet a következő állításokkal? Osztályozzon úgy, ahogy az iskolában szokás, 1-től 5-ig, ahol az 1-es azt jelenti, hogy egyáltalán nem ért egyet, az 5-ös pedig azt, hogy teljes mértékben egyetért.”

A konfigurális állandóság

Az összehasonlíthatóság megállapításához vezető lépések során elsőként a konfigurális állandóságot (*configural invariance*) teszteljük, tehát azt, hogy az általunk felállított modell minden csoportban azonos változókból és azonos módon épül-e fel. A konfigurális állandóság tehát azt jelenti, hogy az egyes csoportok között a látens változót ugyanazon itemek alkotják, melyek ugyanúgy voltak mérve az egyes csoportokban (időpontokban), továbbá, hogy ugyanazt a referenciaindikátort választjuk ki minden csoportban. A konfigurális állandóság azt biztosítja, hogy a bemeneti változók és a modellünk struktúrája megegyezik az egyes csoportokban (Brown 2006: 268). Ahhoz, hogy összehasonlíthassuk a látens változót az egyes csoportok között, ez a legelső követelmény, melynek meg kell felelni. Természetesen fontos, hogy a fenti követelményeknek megfelelő modell illeszkedjen az adatokra is. Annak érdekében, hogy egy esetleges rossz illeszkedéskor könnyebben be tudjuk azonosítani a problémát okozó paraméter(ke)t, érdemes először külön-külön csoportonként megvizsgálni a modell illeszkedését, tehát először az 1991-es, majd a 2008-as adatokon. Ha valamit esetleg át kell alakítani az illeszkedés javítása érdekében, lényeges, hogy a másik évben is módosítsuk azt, hogy a konfigurális állandóság követelményeinek eleget tegyünk. Ha minden csoportban (minden évben) megtaláltuk az illeszkedő és azonos modellt, továbbléphetünk arra, hogy a különböző csoportok modelljeinek illeszkedését egyszerre teszteljük (Bryne 2004: 279). Ha tehát találunk olyan modellt, melyet azonosan mért indikátorok és azonos módon felépített látens változó jellemez, továbbá ha ez a modell csoportonként külön-külön és így együtt is illeszkedik az adatokra, azt mondhatjuk, hogy a konfigurális állandóság fennáll.

A szakirodalom (Bryne 2008: 873) és az alapján, hogy a három látens változó erősen kapcsolódik egymáshoz, a mérési modellben a látens változók adatokhoz való illeszkedését együtt teszteljük. Fontosnak tartjuk megemlíteni, hogy a SEM-modell grafikus ábrázolásakor minden berajzolt vagy be nem rajzolt útnak jelentősége van. Így ha például két változó között nem definiálunk utat, azzal azt jelezzük, hogy a két változó független egymástól.⁹ Mivel az igazságossági elvek és a szegénység oktulajdonítása semmilyen módon nem tekinthető függetlennek egymástól, ezért a köztük lévő kapcsolatot korrelációkkal jelöljük. Ennek oka, hogy a mérési modellben még nem kívánjuk megadni a modellben lévő változók közti struktúrát, mindössze a látens változókat definiáljuk. Éppen ezért nem alkalmazunk egyirányú utakat, így a változók közti feltételezett kapcsolatokra csak a „kölsönhatásnak” megfelelő korrelációkkal utalunk.

Elsőként tehát azt kell megvizsgálni, hogy a 2. ábra szerint definiált modell illeszkedik-e az adatokra mindkét évben. A vizsgálatot a χ^2_M , a CFI és az RMSEA

9 Ahogy azt már korábban is jeleztük, a függetlenség ebben az esetben a modell felépítésétől függően sokféle lehet. A függetlenség jellegét ebben az esetben is a modell specifikációja adja meg.

mérőszámok segítségével végezzük el annak érdekében, hogy több, különböző tesztelési logikájú mérőszámmal is ellenőrizzük a modell illeszkedését¹⁰ (Kline 2002: 115). Mivel az egyes csoportok mintaelemszáma megközelíti az 1000 főt (1991-ben 948, 2008-ban 996), ezért a χ^2_M elemszámérzékenységet mindenképpen figyelembe kell vennünk, hiszen nagy minta esetén nagyobb eséllyel mutatja azt az eredményt, hogy a modell által becsült kovarianciamátrix különbözik az adatokon alapuló, tényleges kovarianciamátrixtól. Másképp szólva, nagyobb az esélye annak, hogy az illeszkedés hiányát mutatja, mint ha egy azonos értékekkel rendelkező, de kisebb mintát használnánk. A nagy elemszámot figyelembe véve tehát akkor döntünk az illeszkedés elfogadása mellett, ha a χ^2_M szignifikanciája elmozdul a nulláról.¹¹ Emellett a nem elemszámérzékeny illeszkedési mutatókat is figyelembe vesszük az adatokhoz való illeszkedésről való döntés során. Az 1. táblázatban látható, hogy a modell mindhárom mérőszám alapján illeszkedik mind az 1991-es, mind pedig a 2008-as adatokra. Mivel az egyes éveknél nem volt szükség változtatásokra az illeszkedés elérése érdekében, az eredeti elgondolást szimultán is tesztelhetjük a két év adatain. A modell az egyszerre futtatott illeszkedés során is jól illeszkedik a CFI- és az RMSEA-mérőszámok alapján, a khi-négyszet szignifikanciája azonban látszólag¹² nem mozdul el a nulláról. Az eredmény a mérőszám elemszámérzékenységet tekintve nem lenne meglepő, azonban láthattuk, hogy a külön-külön években mért értékekhez képest eltérést tapasztalhatunk. Ennek oka a szimultán tesztelés jellegeiben keresendő. Mivel a CFI és az RMSEA értékei jelentősen az elfogadási tartományon belül estek, továbbá figyelembe véve a minták magas elemszámát is, a χ^2_M szignifikanciája ellenére úgy dönthetünk, hogy elfogadjuk a modellt az adatokhoz illeszkedőnek.

10 A χ^2_M egy khi-négyszet próbán alapuló illeszkedésvizsgálat, amely egy úgynevezett illesztőfüggvényen alapul, és a változók általi tényleges és a modell által visszabecsült kovarianciamátrixot hasonlítja össze. A CFI (Comparative Fit Index) a modell illeszkedését egy függetlenségi modellhez hasonlítja (ebben az értelemben tehát összehasonlító mérőszám). Az index a saját modellünkre számított illeszkedést mérő khi-négyszet szabadságfokkal korrigált értéket viszonyítja egy olyan modell (szintén szabadságfokkal korrigált) khi-négyszet értékéhez, amelyben a változók függetlenek egymástól. Így az indexszel igazából azt teszteljük, hogy modellünk különbözik-e a nagyon rossz illeszkedést mutató függetlenségi helyzettől. A mérőszám értéke nulla és egy között mozoghat. Nulla az értéke akkor, ha a saját modellünk teljesen azonos az alapmodellel (hiszen így a képletben szereplő tört értéke éppen egy). És egy az értéke akkor, ha az illeszkedés tökéletes. Minél közelebb van tehát a mérőszám értéke egyhez, annál jobbnak mondhatjuk a modellünk illeszkedését. Ez alapján akkor mondhatjuk, hogy modellünk illeszkedik az adatokra, ha a CFI-statisztika értéke legalább 0,9, de inkább meghaladja azt. Igazán jó illeszkedésről pedig 0,95-öt meghaladó értékkel beszélhetünk. A CFI előnyei közé tartozik, hogy nem elemszámérzékeny mutató, így kis (300 fő alatti) mintanagyság esetén is jól használható, továbbá, hogy különböző illesztési módszerek esetén is konzisztens eredményeket mutat (Hox 2012: 1/4/21). Az RMSEA (Root Mean Square Error of Approximation) ezzel szemben nem más modellhez, hanem kizárólag az adatokhoz képest nézi a modell működését (Kline 2002: 134–136). Az RMSEA-mérőszám a modellünk illeszkedését tesztelő khi-négyszet értékét korrigálja a modell szabadságfokával, majd ezt viszonyítja a szabadságfok és a mintanagyság szorzatához: ennek az aránynak veszi a gyökét végül. Az RMSEA értéke is nulla és egy között mozoghat, azonban értelmezése különbözik a CFI értelmezésétől. A mutató értéke akkor nulla, ha az illeszkedés tökéletes (hisz például a tökéletesen illeszkedő, éppen identifikált modellek esetén a khi-négyszet és a szabadságfok is nulla). A mutató értéke pedig akkor egy, ha modellünk egyáltalán nem illeszkedik az adatokra. Minél távolabb van tehát az RMSEA értéke a nullától, annál rosszabb a modell illeszkedése. Az RMSEA mérőszám egyik nagy előnye, hogy nem függ a mintanagyságtól, tehát nem elemszámérzékeny mutató. Meg kell említeni azonban azt is, hogy az index érzékeny a modell komplexitására, méghozzá oly módon, hogy két azonos mértékben illeszkedő modell esetén a takarékosabbnál ad kisebb értéket (Hox 2012: 1/4/22). A hüvelykujjszabály szerint akkor fogadjuk el modellünk illeszkedését megfelelőnek, ha az RMSEA értéke 0,05, de inkább annál is kisebb (Browne és Cudeck 1993: 144).

11 Bár nincs közmegegyezés arról, hogy mi tekinthető „nagy” mintának, a nagyságrendet jól érzékeltetheti Chen (2007: 501–502) illeszkedési mutatókkal kapcsolatos megkülönböztetése, melyben a 300 főnél kisebb mintákat tekinti „kicsinek” és az ennél nagyobbakat „nagyoknak”.

12 Mivel az AMOS 18-as verziója csak három tizedesjegyre közli a szignifikanciák értékét, ezért nem tudjuk ellenőrizni azon feltevésünket, hogy az elmozdulás a negyedik vagy ötödik tizedes jegyben következett csak be.

1. táblázat: Az igazságossági elvek hatása a szegénység belső oktalanítására:
a konfigurális állandóság tesztelése

	χ^2_M szignifikanciája	CFI	RMSEA
1991	0,001	0,967	0,037
2008	0,001	0,975	0,037
2008 és 2011 szimultán tesztelése	0,000	0,971	0,026
Kritikus érték	nagyobb mint 0	legalább 0,90	legfeljebb 0,05

A metrikus állandóság

Az összehasonlíthatóság következő lépése a metrikus állandóság tesztelése. A metrikus állandóság az összehasonlíthatóság előfeltételeinek második szintje, melynek tesztelése csak akkor releváns, ha a konfigurális állandóság modellje illeszkedik az adatokra. A metrikus állandóság tesztelése során egyenlővé tesszük a látens változókból az indikátorokba tartó regressziós utakat a csoportok között (Brown 2006: 268). Ilyenkor tehát a modell a regressziós utak becslését úgy hajtja végre, hogy ennek a feltételnek meg kell felelnie. Nem arról van tehát szó, hogy az egyik évben lévő utak együtthatóit „átmásoljuk” a másik évbe, hanem hogy a becslés ezen feltétel figyelembevételével megy végbe. Azt vizsgáljuk, hogy az ilyen megkötéseket tartalmazó modell illeszkedése az adatokhoz szignifikánsan rosszabb-e, mint a konfigurális állandóság modellje (melyet a különböző csoportokon együttesen teszteltünk). Amennyiben a modell illeszkedése az egyenlővé tett regressziós együtthatókkal nem romlik a konfigurális állandóság modelljének illeszkedéséhez képest, azt mondhatjuk, hogy fennáll a metrikus állandóság (Bryne 2010: 221). Ezt úgy értelmezhetjük, hogy a két csoportban a látens változók skálája azonos léptékű (Blunch 2010: 210), precizitású és irányú. Másképp szólva egy egységnyi előrelépés a látens változón az egyik csoportban éppen annyi és olyan jelentésű, mintha egy egységet előrelépne a látens változón a másik csoportban. Ebből következően, ha egy többcsoportos összehasonlítás esetén fennáll a metrikus állandóság, értelmet nyer a strukturális modellben a látens változóból induló vagy abba érkező utak (regressziós együtthatók) összehasonlítása a két csoport között (Steinmetz et al. 2007: 4–5), hiszen a látens változók azonos léptéke és iránya miatt a hatások nagysága és iránya is összevethető lesz. A metrikus állandóság beigazolásával tehát arra nyílik lehetőség, hogy megvizsgáljuk, mennyiben térnek el vagy hasonlítanak egymásra a látens változóra irányuló vagy abból induló hatások az egyes csoportokban.

Az illeszkedés romlását is egyfajta káprázatos próbával teszteljük, melynek során itt is azt várjuk, hogy a χ^2_M szignifikanciája elmozduljon a nulláról, hiszen az vezetne arra a következtetésre, hogy a két modell illeszkedése nem különbözik szig-

nifikánsan egymástól. Mivel a két vizsgált év összelemszáma meghaladja a 300 főt, és mivel ez az elemszám nagyjából egyenletesen oszlik el a két év között, a CFI esetében 0,01-nél kisebb, az RMSEA-nél pedig legfeljebb 0,015-ös változást fogadunk el ahhoz, hogy kimondhassuk a modell illeszkedése nem változott jelentősen (Chen 2007: 501–502). A 2. táblázatban látható, hogy a teljes metrikus állandóság modellje a konfigurális állandóság szimultán modelljéhez képest nem mutat rosszabb illeszkedést. A két modell különbségét tesztelő χ^2_M szignifikanciája 0,023, a CFI értéke csak 0,005-tel csökkent, míg az RMSEA értéke nem változott. Éppen ezért azt mondhatjuk, hogy az a modell, melyben a látens változókhoz tartozó megfelelő regressziós együtthatókat az egyes évek között azonosként definiáltunk, statisztikai értelemben ugyanúgy illeszkedik az adatokhoz, mint az a modell, melyben ezen megkötetéseket nem alkalmaztuk. A modell metrikus állandósága tehát fennáll a vizsgált két év adatain. Ennek az állításnak az a következménye, hogy a látens változókból vagy az azokba vezető utak összehasonlíthatók az egyes évek között, mivel a látens változók léptéke a két csoportban azonosnak tekinthető.

A skaláris állandóság

Mivel a metrikus állandóság fennáll, továbbléphetünk a skaláris állandóság tesztelésére. A skaláris állandóság tesztelésekor a látens változó indikátoraihoz tartozó tengelymetszetek egyenlőségét vizsgáljuk (Steinmetz et al. 2007: 4–5). A skaláris állandóságot tehát csak abban az esetben tesztelhetjük, ha a metrikus állandóság fennáll, hiszen ahogy azt korábban jeleztük, az összehasonlíthatósághoz szükséges állandóságok meglétének ellenőrzése egy hierarchikus folyamat. Ennek oka ez esetben abban keresendő, hogy a metrikus állandóság meglétével megállapíthatjuk, hogy a látens változók skálájának mértéke megegyezik. Ezt a skaláris állandóság – ha megléte megerősítést nyer – azzal egészíti ki, hogy a skáláknak nem csak a léptéke, de viszonyítási pontja is azonos. Egy egyszerű példával illusztrálva azt mondhatjuk, hogy lehetséges ugyan, hogy két országban a jövedelmek skálája mindkét esetben 1 eurós léptékű, azonban nem mindegy, hogy a skála viszonyítási pontja 100 euró vagy 1000. Ha tehát a metrikus állandóság mellett fennáll a skaláris is, nem csak azt mondhatjuk ki, hogy a skálák léptéke azonos, hanem egyenesen azt állíthatjuk, hogy a két skála, melyen a látens változókat mérjük, megegyezik egymással (Blunch 2010: 210). És mivel a látens változó skálái megegyeznek egymással, az átlaguk összehasonlítása is relevánssá válik (Steenkamp – Baumgartner 1998: 80; Bryne 2008: 873). Így már érthetővé válik az is, hogy miért nincs értelme a skaláris állandóságot tesztelni anélkül, hogy megbizonyosodnánk róla, hogy a metrikus fennáll. Ugyanis hiába azonos a skálák viszonyítási pontja, ha a léptékük nem az. Ez utóbbi esetben tehát nem tudnánk összehasonlítani sem az átlagokat, sem a látens változókból vagy az azokba tartó utakat, mivel a látens változók skálájának különbözősége hamis következtetésekre vezetne minket.

A gyakorlatban ilyenkor azt vizsgáljuk, hogy egy olyan modell, melyben a lá-

tens változók indikátoraihoz tartozó tengelymetszeteket egyenlővé tesszük az egyes években, rosszabbul illeszkedik-e, mint a metrikus állandóság modellje. A mérőszámok változásainál az előző bekezdésben leírt kritériumokat alkalmazzuk. A 2. táblázat alapján azt láthatjuk, hogy az a modell, amelyben minden megfelelő tengelymetszetet egyenlővé teszünk a csoportok között, jelentősen rosszabbul illeszkedik az adatokra, mint a metrikus állandóság modellje. A χ^2_M szignifikanciája nulla, ami miatt ugyan még nem állítanánk, hogy a modell illeszkedése romlott, azonban a másik két vizsgált mérőszám változásai is erre mutatnak: a CFI értéke 0,108-cal csökkent, az RMSEA értéke pedig 0,025-tel nőtt. A változás mértéke tehát minden esetben magasabb az illeszkedés változatlanságához szükséges kritikus értéknél. A helyzetre megoldást a részleges állandóság fogalmának bevezetése hozhat.

A részleges állandóság fogalma

Az állandóságok esetén eddig arról beszéltünk, hogy minden indikátornak, regressziós együttthatónak és tengelymetszetnek meg kell egyeznie a csoportok között. Azonban felmerülhet a gondolat, hogy egy olyan látens változónál, melynek például tíz indikátora van, nem feltétlenül kell minden paraméternél egyezést találnunk ahhoz, hogy ugyanolyannak kiáltuk ki a látens változót az egyes csoportokban, hiszen ha csak nyolc egyezik ebből, a látens változók struktúrája akkor is meglehetősen hasonlít egymáshoz. Azt az esetet, amikor nem minden paraméter egyezik meg a csoportok között, részleges állandóságnak (*partial invariance*) hívjuk, míg a fentiekben eddig tárgyalt lehetőséget, melyben minden paraméter megegyezik egymással, teljes állandóságnak (*full invariance*) nevezzük. Kérdés azonban, hogy hány indikátornak kell azonosnak lennie ahhoz, hogy legalább részleges állandóságról beszéljünk. Steenkamp és Baumgartner egy 1998-as cikkében azt veszi kiindulópontnak, hogy látens változónként legalább két indikátorhoz tartozó regressziós együttthatónak vagy tengelymetszetnek egyeznie kell az egyes csoportokban, bár ebből az egyik lehet a referenciaindikátor paramétere is. Hozzáteszik, annak, hogy bizonyos indikátorokhoz tartozó paramétereket ne tegyünk egyenlővé, komoly elméleti vagy modellillesztési okai kell, hogy legyenek. Így csak azon paraméterek esetén javasolják az állandósági kritériumok megszegését, melyekben az egyenlőség fel nem tételezése jelentősen megnöveli a modell illeszkedését. Megjegyzik továbbá, hogy mivel az állandóságok tesztelése egy hierarchikus folyamat, amennyiben csak részleges metrikus állandóságot tapasztalunk, a skaláris állandóságot már elég csak azon indikátorokhoz tartozó paraméterek esetén vizsgálni, melyekre az állandóság beigazolódott (Steenkamp – Baumgartner 1998: 81). Ha tehát az adatok nem támasztják alá a teljes metrikus vagy skaláris állandóság meglétét, érdemes megvizsgálni a részleges metrikus vagy skaláris egyenlőséget, mivel az összehasonlítás egyes fokai ezek fennállása esetén is relevánsak lehetnek.

A részleges skaláris állandóság definíciója alapján tehát megvizsgáltuk a látens változók indikátoraihoz tartozó tengelymetszeteket, és azt találtuk, hogy a szegény-

ség belső okainál a referenciaindikátorként használt „képesség és tehetség hiánya” változón kívül az „erkölcsök hiánya” változóhoz tartozó tengelymetszet is egyenlő a vizsgált években; a „tisztta” meritokratizmus esetén mindkét tengelymetszetet meg-egyezik a két csoportban; a méltányos meritokratizmusnál pedig az „érvényesülésre vonatkozó egyenlő esély” nullára rögzített értéke mellett az „alapvető szükségle-tek” tengelymetszete is azonos az egyes években. Az ezen megkötéseket tartalmazó modell illeszkedése nem mondható jelentősen rosszabbnak a metrikus állandóság modelljének illeszkedéséhez képest: a particionált χ^2_M szignifikanciája 0,036, a CFI értéke mindössze 0,003-mal csökkent, az RMSEA-hez tartozó érték pedig összesen 0,001-gyel növekedett. Látható tehát, hogy a tengelymetszetek részleges egyezését tartalmazó modell nem romlott a (teljes) metrikus állandóság modelljéhez képest, így kimondható, hogy a részleges skaláris állandóság fennáll az egyes évek között. Ebből az is következik, hogy a megfelelő látens változók skálája azonosnak mond-ható a vizsgált években, így értelmet nyer a látens változók átlagainak összehason-lítása is a két évben.

2. táblázat: Az igazságossági elvek hatása a szegénység belső oktulajdonítására: a metrikus és skaláris állandóság tesztelése

	χ^2_M particionálása: P	CFI	RMSEA
Konfigurális állandóság: szimultán tesztelés		0,971	0,026
Teljes metrikus állandóság	0,023	0,966	0,026
Teljes skaláris állandóság	0,000	0,858	0,051
Részleges skaláris állandóság*	0,036	0,963	0,027
Kritikus érték	–	legalább 0,90	legfeljebb 0,05
Változás mértékének kritikus értéke (amíg kimondható, hogy nem romlik a modell illeszkedése)	nagyobb mint 0	0,01-nél kisebb	legfeljebb 0,015

* A következő tengelymetszetek egyenlők:
• szegénység belső oktulajdonítása: „képesség és tehetség hiánya” (ami konstans 0) és „erkölcsök hiánya”
• meritokratizmus: mindkét indikátorhoz tartozó tengelymetszet
• méltányos meritokratizmus: „érvényesülésre vonatkozó egyenlő esély” (ami konstans 0) és „alapvető szükségletek”.

Az átlagok összehasonlítása a mérési modellben

A skaláris állandóság modelljében a látens változók átlagai a 3. táblázat szerint alakultak. Bár a két év értékeit vizsgálva egyik látens változónál sem tapasztalha-tunk teljesen azonos értékeket, kérdés, hogy ez az eltérés statisztikai értelemben is fennáll-e, avagy az átlagok az egyes években igazából azonosnak tekinthetők. En-nek teszteléséhez egyenlővé tesszük a megfelelő látens változók átlagait az egyes

években, és ismét megvizsgáljuk a modell illeszkedését, itt a skaláris modellhez viszonyítva. Az a modell, melyben mindhárom változó átlagát egyenlővé tettük, az összes mérőszám tekintetében rosszabbul illeszkedő volt, mint a skaláris modell.¹³ Tovább vizsgálva a szűkebb lehetőségeket, azt találtuk, hogy egyedül a méltányos meritokratizmus magyarországi megvalósulásában nem térnek el a két év átlagai, a szegénység belső oktatáson alapuló oktatási elvek támogatottságát illetően tényleges különbségekről beszélhetünk a két évben.¹⁴ 2008-ra tehát csökkent a meritokrata elvekkel való egyetértés és a szegénység okainak belső tulajdonságokra való visszavezetése Magyarországon 1991-hez képest, azonban a magyarországi helyzet megítélése a méltányos meritokratizmus szemszögéből éppen olyan negatív, mint közel húsz évvel azelőtt. A két látens változó átlagának időbeli változása természetesen nem független egymástól, mindkét esetben a teljesítményen kívüli – például szociális – tényezők előtérbe kerülése magyarázhatja az átlagok csökkenését. Az első vizsgált időpont a rendszerváltás utáni optimizmust mutathatja, míg a második a már megtapasztalt piacgazdasági rendszerből való kiábrándulás eredménye lehet. Annak érdekében, hogy mélyebben megértsük ezeket a folyamatokat, érdemes megvizsgálni, hogy a kérdezettek társadalmi-demográfiai háttére hogyan befolyásolja a kérdéssről alkotott véleményüket.

3. táblázat: Az igazságossági elvek hatása a szegénység belső oktatáson alapuló oktatására: a látens változók átlagai a mérési modellben

	Szegénység belső oktatáson alapuló oktatása	„Tiszta” meritokratizmus	Méltányos meritokratizmus
1991	3,222	4,839	2,252
2008	3,163	4,467	2,169

A strukturális modell

Amennyiben mérési modellünk illeszkedik az adatokra, megállapíthatjuk, hogy az előzetes elméletünkön alapuló, közvetlenül nem mérhető látens változónkat a használt adatok is megerősítik. Ekkor vizsgálhatjuk meg, hogy erre a látens változóra milyen más változók vannak hatással, vagy hogy a látens változó más változókra milyen hatást gyakorol. A látens változó(k) más változókkal való kapcsolatait is beépítő, komplex modellt nevezünk strukturális modellnek. Fontos azonban felhívni a figyelmet arra, hogy a látens változó „köré” épülő strukturális modellt csak abban

13 A particionált χ^2_M szignifikanciájának értéke 0,000 volt, a CFI értéke 0,129-cel csökkent, az RMSEA értéke pedig 0,027-tel nőtt a skaláris állandóság modelljéhez képest.

14 A particionált χ^2_M szignifikanciájának értéke 0,278 volt, a CFI értéke nem változott, az RMSEA értéke pedig még 0,001-gyel csökkent is a skaláris állandóság modelljéhez képest. Ez utóbbi változás sem okoz problémát, hiszen azt olvashatjuk ki belőle, hogy a feltételek bevezetése után javult a modell illeszkedése.

kovariancia nem definiálható köztük. Amire lehetőség nyílik, az a két látens változóhoz tartozó hibatag korreláltatása. (Hiszen a modellben minden függő változóhoz szükséges egy-egy hibatag hozzárendelése.) Annak érdekében, hogy a független változók közti viszony ne rontsa a modell illeszkedését (mivel ezek vizsgálata nem képezi a szűkebb értelemben vett elemzésünk tárgyát), a köztük lévő összes lehetséges viszonyt kovarianciaként építettük be a modellbe. Az így definiált strukturális modell jól illeszkedik az adatokra: bár a χ^2_M szignifikanciája 0,000, a CFI meghaladja a 0,95-öt is (értéke 0,959), az RMSEA pedig megnyugtatóan alacsony (értéke 0,024), így megkezdhetjük a 3. ábrán felrajzolt utak interpretációját. A két évre vonatkozó regressziós együtthatók nagyságát 4. táblázat tartalmazza.

4. táblázat: Az igazságossági elvek hatása a szegénység belső oktulajdonítására 1991-ben és 2008-ban: a standardizálatlan regressziós utak nagysága a strukturális modellben

	1991	2008
Nem – meritokratizmus	-0,063*	0,019
Nem – méltányos meritokratizmus	0,162*	0,016
Nem – szegénység belső oktulajdonítása	-0,020	-0,050
Életkor – meritokratizmus	0,001	0,000
Életkor – méltányos meritokratizmus	0,006**	-0,002
Életkor – szegénység belső oktulajdonítása	0,004***	0,001
Iskolázottság – meritokratizmus	0,004	0,015
Iskolázottság – méltányos meritokratizmus	-0,003	-0,002
Iskolázottság – szegénység belső oktulajdonítása	-0,007	-0,014
Meritokratizmus – szegénység belső oktulajdonítása	0,073	0,146*
Méltányos meritokratizmus – szegénység belső oktulajdonítása	0,133***	0,007
Meritokratizmus – méltányos meritokratizmus	0,028	-0,035

Megjegyzés: * 0,5; ** 0,01; *** 0,001 szinten szignifikáns.

A standardizálatlan regressziós együtthatók lehetővé teszik, hogy az egyes évek értékeit soronként összehasonlítsuk, azonban a kapcsolatok modellen belüli relatív erősségéről nem adnak számot, így az oszloponkénti összevetésre nincs lehetőség.

Már első ránézésre látható, hogy az 1991-es modellben több a szignifikáns út, mint a 2008-asban. 1991-ről elmondható, hogy a nők inkább értettek egyet a meritokrata eszmékkel, azonban hozzájuk képest a férfiak voltak azok, akik a méltányos meritokratizmus eszméjét megvalósulni látták a rendszerváltás közeli Magyarországon. Az idősebbek inkább számoltak be ugyanezen elvek tényleges megvalósulásáról, de egyben a szegénységet is inkább tulajdonították belső okoknak, mint a fiatalok. Érdekes még, hogy azt láthatjuk, azok, akik a méltányos meritokratizmust megvalósulni látták, inkább tulajdonították a szegénységet belső okoknak. Ezen gondolatmenet szerint az egyenlő indulási feltételek adottak, tehát ha valaki ennek ellenére szegény lesz, az csak a teljesítményének köszönhető. A többi független változónak nincs szignifikáns hatása a függő változókra. 2008-ban ezzel szemben mindösszesen egy szignifikáns utat láthatunk, mely a meritokratizmustól a szegénység belső

oktulajdonítása felé tart. Irányát úgy értelmezhetjük, hogy minél inkább vall valaki meritokrata elveket, annál inkább tulajdonítja belső okoknak a szegénységet. A teljesítményelv tehát fordítottn is érvényesül: az ilyen igazságossági szempontokat magukénak vallók a „jutalmak hiányát” a gyenge teljesítménynek tudják be, melynek okát kizárólag a személyben, és nem a külső körülményekben keresik. Tehát bár a meritokratizmust csak az elvek szintjén mértük, azonban úgy tűnik, hogy azon kérdezettek, akik így gondolkodnak, a társadalmi valóságra is kivetítik elveiket. A két év szignifikáns útjainak száma közötti különbség megragadható a szegénység belső oktulajdonítását mérő látens változó megmagyarázott hányadában is: a többszörös korrelációs együttható négyzete ennél a függő változónál 1991-ben 0,155, azaz 15,5 százalék volt, míg 2008-ban ugyanez az érték 0,030, vagyis 3 százalék. A modell tehát sokkal inkább magyarázza az 1991-es állapotokat, mint a 2008-as időpontban a társadalmat jellemző helyzetet.

Változnak-e az átlagok?

A mérési modell alapján úgy tűnt, hogy méltányos meritokratizmus magyarországi percepciója nem változott a két időpont között eltelt időben, azonban a meritokrata elvekkel való egyetértés és a szegénység belső okoknak tulajdonítása csökkent 1991-ről 2008-ra. Fontos kérdés azonban, hogy ezeket a különbségeket vagy hasonlóságokat vajon nem csak az okozta-e, hogy más volt a két időpontban a minta (és a társadalom) nemi, életkori és iskolai végzettség szerinti összetétele. Másképp szólva: vajon akkor is fennmaradnak-e a különbségek, ha ezeket a társadalmi-demográfiai változókat kontroll alatt tartjuk? Ahhoz azonban, hogy erre a kérdésre választ adjunk, meg kell vizsgálni, hogy vajon a „kemény” változók ugyanúgy hatnak-e a látens változókra az egyes években. Ha ugyanis a hatások különbözőek, akkor amennyiben más eredményre jutunk a strukturális modellben, mint a mérési modellben, nem tudhatnánk, hogy ezt a kontroll alatt tartás vagy a különböző hatások okozzák. Technikailag ez csak annyi bonyodalmat okoz, hogy mivel a látens változók ebben a modellben már függő változóként szerepelnek, az átlagok helyett a tengelymetszetüket tudjuk összehasonlítani az egyes években. A tesztelés menete a korábbiakhoz hasonlóan működik: egyenlővé tesszük a csoportok között a megfelelő utakat, majd megvizsgáljuk, hogy romlott-e a modell illeszkedése a strukturális modell illeszkedéséhez képest. Ezzel tehát azt nézzük, hogy a független változók összegzett hatása azonos-e a látens változókra. Lényeges, hogy ha egy változó közvetett úton hat a látens változóra, akkor a közvetett út minden részére fenn kell hogy álljon az egyenlőség. Az 5. táblázatban láthatóak azon modellek illeszkedései, melyekben egyenlővé tettük a látens változókra ható utakat. Mindhárom modelltől elmondható, hogy a látens változóba vezető utak egyenlővé tétele nem rontotta jelentősen a modell illeszkedését, így azt a következtetést vonhatjuk le, hogy a látens változókra irányuló hatások összességében nem különböznek az egyes években, így lehetőségünk nyílik a tengelymetszetek összehasonlítására.

5. táblázat: A látens változókba irányuló utak egyenlőségét tesztelő modellek illeszkedési mérőszámai a strukturális modellben

	χ^2_M particionálása: P	CFI	RMSEA
Strukturális modell		0,959	0,024
„Tiszta” meritokratizmusba vezető utak egyenlősége	0,277	0,958	0,023
Méltányos meritokratizmusba vezető utak egyenlősége	0,024	0,955	0,024
Szegénység belső oktulajdonításába vezető utak egyenlősége	0,004	0,952	0,024
Kritikus érték	–	<i>legalább 0,90</i>	<i>legfeljebb 0,05</i>
A változás mértékének kritikus értéke (amíg kimondható, hogy nem romlik a modell illeszkedése)	<i>nagyobb mint 0</i>	<i>0,01-nél kisebb</i>	<i>legfeljebb 0,015</i>

Az utak egyenlőségének fennállása miatt kijelenthetjük, hogy amennyiben a strukturális modellben a látens változók tengelymetszeteinek összehasonlításakor más következtetésre jutunk, mint a mérési modellben, az annak köszönhető, hogy jelen modellben kontroll alatt tartjuk a kérdezettek három társadalmi-demográfiai jellemzőjét (melyek azonos módon hatnak a két évben). A látens változók strukturális modellbeli tengelymetszeteit a 6. táblázatban láthatjuk. Első ránézésre a tendenciák a mérési modellnek megfelelően alakulnak: 2008-ra minden látens változó tengelymetszetében csökkenés mutatkozik. Kérdés persze, hogy ezek a csökkenések statisztikai értelemben is csökkenésnek minősülnek-e. Ehhez azonban le kell tesztelnünk, hogy ha egyenlővé tesszük a tengelymetszeteket az egyes években, akkor is illeszkedik-e a modell az adatokra. Az egyenlőségek vizsgálata alapján azt láthatjuk, hogy a „tisza” meritokratizmus az egyetlen, amely a társadalmi-demográfiai változók kontroll alatt tartásával is különbözik az egyes években.¹⁵ Ezt a különbséget úgy értelmezhetjük, mint a mérési modellnél: 1991-hez képest 2008-ra csökkent a meritokrata elvek elfogadottsága. Azonban a szociodemográfiai változók kontroll alatt tartásával azt láthatjuk, hogy a szegénység belső okoknak tulajdonítása és a méltányos meritokratizmus megvalósulásának percepciója a magyar társadalomban nem változott meg a két időpont között eltelt időben. A látszólag fennálló kapcsolat tehát eltűnt a szegénység belső oktulajdonítása esetén. Ezt a jelenséget a Lazarsfeld-paradigma explanációs esetével magyarázhatjuk, melyben a kontrollváltozó megelőző típusú és bevonása után a korábban létező kapcsolat eltűnik. Az

15 Ezen modell esetén a particionált χ^2_M szignifikanciájának értéke 0,131 volt, a CFI és az RMSEA értéke is 0,001-gyel csökkent. A többi, tengelymetszet-egyenlőséget vizsgáló modell egyikében sem mozdul el a particionált χ^2_M szignifikanciája a nulláról, a CFI és az RMSEA értékei pedig a hüvelykujszabálynál nagyobb mértékben változtak.

explanáció értelmezése alapján a szegénység belső oktatáson alapuló oktatása csak látszólag különbözik az egyes években, mely látszólagosságot az okozta, hogy a két évben eltért a minta (és ezáltal a társadalom) nem, életkor és iskolázottság szerinti összetétele, amelyek pedig hatással vannak a látens változóra.

6. táblázat: Az igazságossági elvek hatása a szegénység belső oktatáson alapuló oktatására: a látens változók tengelymetszetei a strukturális modellben

	Szegénység belső oktatáson alapuló oktatása	„Tiszta” meritokrácia	Mértékony meritokrácia
1991	2,396	4,811	2,113
2008	2,338	4,434	2,066

Összefoglalás

A strukturális egyenletek modellezése az eddig Magyarországon bevett módszerként használt útmodellezéshez képest tehát jelentős előnyökkel jár. A SEM alkalmazásával az útmodellek logikájához jobban illeszkedő megerősítő faktoranalízist alkalmazhatjuk a látens változók létrehozásakor. A modell segítségével emellett lehetőségünk nyílik olyan előfeltevések vizsgálatára, melyek felmerülnek az összehasonlító elemzésekkel, ám az eddig elterjedt módszerek nem tették lehetővé ezek tesztelését. Így megvizsgálhatjuk, hogy látens változók összevetésekor vajon ugyanúgy konstruálódik-e meg az összetett mérőszám az egyes csoportokban. Az így kapott eredmények alapján tehát olyan kutatási kérdésekre is választ kaphatunk, melyekre a hagyományos eszköztárat alkalmazva nem volt lehetőségünk, ám társadalomtudományi elemzés, kutatás során gyakran felmerülhetnek. A SEM-modell működési mechanizmusa tehát alapvetően különbözik az eddig használt módszerektől, használatával azonban képesek vagyunk a társadalmi mechanizmusok még mélyebb megismerésére, így a módszer társadalomkutatási alkalmazását kiemelten fontosnak tartjuk.

ABSTRACT: Sociologists are often interested in subjective phenomena as values and attitudes. The measurement of these directly unobservable latent structures often presents difficulties. We typically face this problem in the research on social justice. The International Social Justice Project (ISJP) is an international and longitudinal comparative survey, where people's conceptions about social justice are measured on nationwide representative samples. We use Structural Equation Modeling (SEM) to measure justice principles and make longitudinal comparisons. SEM is a family of coherent multidimensional methods, which is particularly suitable to test models, that contain not only observed variables, but directly non observable latent variables. Moreover, in case of longitudinal comparison we are not only able to measure changes in attitudes, but also to test the equivalence of the structures lying behind the attitudes. Using the ISJP data from 1991 and 2008 and applying the method SEM, we

built models containing both static and dynamic components. In the prior case, we tried to grasp how justice principles relate with each other in people's mind, while in the latter case we concentrated on the longitudinal changes of these principles.

Irodalom

- Albright, J. J. – H. M. Park (2009): *Confirmatory Factor Analysis Using Amos, LISREL, Mplus, and SAS/STAT CALIS*. Working Paper. The University Information Technology Services (UITs) Center for Statistical and Mathematical Computing, Indiana University. (<http://www.indiana.edu/~statmath/stat/all/cfa/index.html>)
- Anderson, J. C. – D. W. Gerbing (1988): Structural Equation Modeling in Practice: A Review and Recommended Two-Step Approach. *Psychological Bulletin*, 103(3): 411–423.
- Blunch, N. J. (2010): *Introduction to Structural Equation Modelling using SPSS and AMOS*. London: SAGE.
- Brown, T. A. (2006): *Confirmatory Factor Analysis for Applied Research*. New York: The Guilford Press.
- Browne, M. W. – R. Cudeck (1993): Alternative Ways of Assessing Model Fit. In K. A. Bollen – J. S. Long (szerk.): *Testing Structural Equation Models*. Newbury Park, CA: SAGE, 136–162.
- Bryne, B. M. – R. J. Shavelson – B. Muthén (1989): Testing for the Equivalence of Factor Covariance and Mean Structures: The Issue of Partial Measurement Invariance. *Psychological Bulletin*, 105(3): 456–466.
- Bryne, B. M. (2004): Testing for Multigroup Invariance Using AMOS Graphics: A Road Less Traveled. *Structural Equation Modeling*, 11(2): 272–300.
- Bryne, B. M. (2008): Testing for Multigroup Equivalence of a Measuring Instrument: A Walk Through the Process. *Psicothema*, 20(4): 872–882.
- Bryne, B. M. (2010): *Structural Equation Modeling with AMOS. Basic Concepts, Applications, and Programming*. New York: Routledge.
- Chen, F. F. (2007): Sensitivity of Goodness of Fit Indexes to Lack of Measurement Invariance. *Structural Equation Modeling*, 14(3): 464–504.
- Hox, J. (2012): *Statistical Modeling in Mplus*. Course Material at the 41st GESIS Spring Seminar: Topics in Social Science Data Analysis: Causality, Structural Equation Modeling with AMOS and Mplus.
- Kline, R. B. (2002): *Principles and Practice of Structural Equation Modeling*. New York: The Guilford Press.
- MacCallum, R. C. – M. Roznowski – L. B. Necowitz (1992): Model Modifications in Covariance Structure Analysis: The Problem of Capitalization on Chance. *Psychological Bulletin*, 111(3): 490–504.

- Schmidt, P. – E. Davidov (2010): *Confirmatory Factor Analysis and Structural Equation Modeling with the Program AMOS*. Course Material at the 39th GESIS Spring Seminar: Testing and Modeling with Latent Variables.
- Steenkamp, J.-B. E. M. – H. Baumgartner (1998): Assessing Measurement Invariance in Cross-National Consumer Research. *Journal of Consumer Research*, 25 (June): 78–90.
- Steinmetz, H. – P. Schmidt – A. Tina-Booh – S. Wieczorek – S. H. Schwartz (2007): Testing Measurement Invariance Using Multigroup CFA: Differences between Educational Groups in Human Values Measurement. *Quality and Quantity*, 43(4): 599–616.
- Székelyi M. – Örkény A. (1999): Igazságosság és társadalomkép. *Századvég*, (tél) (15): 87–113.
- Székelyi M. – Örkény A. (2010): Az igazságosság labirintusaiban. A társadalmi igazságosság normatív elveitől az igazságos elosztás gyakorlatáig, 1991–2008. *Szociológiai Szemle*, 20(2): 4–41.