

Az állampolgári aktivitást befolyásoló kulturális tőke személyes dimenziójának indikátorai: az intézmények iránti bizalom és a bevándorlók iránti attitűdök

Az Iskolakultúra folyóirat hasábjain már közzétettünk olyan kutatási eredményeket a közelmúltban, amelyek szegedi serdülők közéleti intézményekhez és közszereplőkhöz való viszonyulásáról, valamint a bevándorlókval kapcsolatos attitűdjeiről számoltak be (lásd: Dancs és Kinyó, 2012a, 2012b). Jelen tanulmányunkban a Putnam-féle kulturális tőke elméleti keretei között, a Rasch-modellhez kidolgozott parciális kredit modell és a faktoranalízis által kínált elemzési lehetőségek felhasználásával vizsgáljuk a tanulók intézmények és közéleti szereplők iránti bizalmát, valamint a bevándorlókval kapcsolatos attitűdöket. Az alkalmazott kérdőív alkáljának egydimenziós és kétdimenziós elemzése rámutatnak a kutatásban alkalmazott mérőeszköz működésére, illetve optimalizálhatóságának további lehetőségeire is.

A magyar lakosság állampolgári aktivitásának jellemzői

A felnött lakosság körében rendszeresen végzett European Social Survey (ESS) az európai népesség állampolgári nézeteinek, értékpreferenciáinak és attitűdjeinek felmérésére vállalkozik. A vizsgálat hazai vonatkozású eredményei szerint társadalmunk a zárt, racionális társadalmak közé tartozik. A lakosság a civil és politikai szabadságjogok biztosítását kevésbé tartja fontosnak, és a polgárok csak kismértékben bíznak egymásban, valamint az egyes intézményekben. Az intézményi bizalom a kelet-közép-európai országok közül hazánkban a legalacsonyabb. Emellett a társadalmi részvétel szintje is alacsony: a magyarok ritkán járnak össze barátaikkal, és kevésbé valószínű, hogy klubok, szervezetek tagjai lennének (Tóth, 2009). A vizsgálatban részt vevő országok közötti összehasonlítás arra is felhívta a figyelmet, hogy az állampolgári aktivitás tekintetében hazánk az alacsony részvételi hajlandóságú országok közé tartozik (Newton és Montero, 2007).

Az ESS által felvázolt képet Csepeli és Prazsák (2011) elemzése tovább árnyalja. Az egyének értékrendje alapján három csoportot különböztetnek meg a magyar társadalomban: a cselekvőket (38 százalék), a lázadókat (25 százalék) és a szenvedőket (37 százalék). A cselekvőket szociális bizalom, tolerancia, nagyfokú munkahelyi önállóság, segítőkészség, sikerorientáció jellemzi. A szenvedők az államtól várják gondjaik meg-

oldását. Nem hisznek az esélyegyenlőségben, nem tanúsítanak toleranciát; stabilitásra, változtatatlanságra, konformitásra vágnak, fontosak számukra a hagyományok. A lázadók elutasítják a hagyományos értékeket, mindenben kételkednek, nem hisznek semmiben. A többi részt vevő országgal összevetve a cselekvők aránya a hazánkban tapasztalható 38 százalékkal ellentétben a nyugat-európai országokban 40 és 70 százalék között alakul.

Összefoglalóan elmondható, hogy az eredmények szerint hazánkban az embereket inkább a passzivitás, a közélettől való eltávolodás, a bizalmatlanság és a tolerancia hiánya jellemzi. Ezek az eredmények azért fontosak, mert a politikai szocializációval kapcsolatos kutatások rámutattak, hogy az egyének állampolgári ismereteinek és közélethez való viszonyulásának kialakulásában az informális hatások dominálnak (*Szabó és Falus, 2000*). Az újabb kutatások tovább árnyalják ezt a képet, s rámutatnak, hogy az informális hatások szerepe tagadhatatlan (lásd: *Sík, 2010, 2011*), ugyanakkor a tanulók állampolgári műveltségének formálódására az iskola is jelentős hatást gyakorolhat (*Csukonyi és Münnich, 2003; Csukonyi, Münnich és Oravecz, 2003*). Az informális hatások domináns szerepe oda vezethet, hogy a szocializáció során a serdülők is a felnőtt lakosság körében megfigyelhető értékpreferenciákat, attitűdöket és viselkedésformákat sajátítják el. Éppen ezért szükség van olyan vizsgálatokra, amelyek a serdülőkre jellemző viszonyulások, értékek és cselekvési formák feltárására vállalkoznak. Az így nyert információk hozzájárulhatnak azon szervezett iskolai hatások megtervezéséhez, amelyek a demokratikus értékek, attitűdök és cselekvésformák kialakulását eredményezhetik.

Az állampolgári kompetencia összetevőinek kutatása a hazai és nemzetközi vizsgálatokban

Az állampolgári kompetencia értelmezése széles körű, magába foglalja mindazon ismereteket, készségeket, képességeket, értékeket, attitűdöket és cselekvési formákat, amelyek hozzájárulnak a demokratikus állampolgári létezéshez, az állampolgári aktivitáshoz. Hazánkban a kompetencia egyre több összetevőjét vizsgálják. A kutatások kiterjednek például az Európai Unióval kapcsolatos tanulói ismeretekre (*Karlovitz, 2004*), a történelmi események tanulói megítélésére (*Kinyó, 2005*) vagy a szegénység jelenségének tanulói értelmezésére (*Szabó és Szabó, 2009*). Mindezek mellett sor került a tanulók társadalmi csoportok, kisebbségek iránti attitűdjeinek vizsgálatára is (*Ligeti, 2003*). Az állampolgári kompetencia összetevőinek egyik legkiterjedtebb vizsgálatát Szabó és Örkény (1998) valósította meg, akik a serdülők állampolgári ismeretei, attitűdjei, cselekvési mintái mellett nemzeti identitásuk feltárására is vállalkoztak.

A nemzetközi vizsgálatok nagy hangsúlyt fektetnek a tanulók közéleti aktivitásának mérésére, az aktivitást befolyásoló tényezők feltárására és a tanulók jövőbeni aktivitásának előrejelzésére is. Az IEA 1999-ben bonyolította le a Civic Education Study (CivEd) vizsgálatát, amelyben Magyarország is részt vett, majd 10 évvel később, 2009-ben, hazánk részvétele nélkül az International Civic and Citizenship Education Study (ICCS) felmérését. Az IEA kutatásai az állampolgári kompetencia számos összetevőjét vizsgálják. Érdeklődésük az állampolgári ismeretek mellett kiterjed a tanulók demokráciával, állampolgári jogokkal, demokratikus intézményekkel kapcsolatos nézeteire és attitűdjeire, valamint a különböző társadalmi csoportokhoz való viszonyulás, a közéleti tevékenységekben való részvétel szándékának kérdéseire is (*Torney-Purta, Lehmann, Oswald és Schulz, 2001; Ainley, Friedman, Kerr és Schulz, 2012*).

A tanulók állampolgári aktivitása és befolyásoló tényezői

Az IEA 1999-es CivEd vizsgálatának eredményei szerint a 14 éves magyar tanulók részvételi szándéka a közéleti tevékenységek esetében szignifikánsan alacsonyabb az IEA-átlagnál (*Torney-Purta* és *mtsai*, 2001). A magyar diákok 91 százaléka szándékozik részt venni felnőttként a választásokon, azonban a többi közéleti tevékenység esetében már nem ilyen aktívak a tanulók. 46 százalékuk gyűjtene pénzt szociális ügyek megoldása érdekében, 45 százalékuk írna alá petíciót valamilyen ügygel kapcsolatban, és 37 százalékuk venne részt tüntetésen. A tanulók alacsony mértékű állampolgári részvételét azok az eredmények is jelzik, melyek arról tájékoztatnak, hogy hány százalékuk vesz részt különböző civil szervezetek munkájában. Ezek szerint a tanulók 32 százaléka vesz részt diákönkormányzata munkájában, 4 százalékuk politikai tömörülések ifjúsági szervezetében, 28 százalékuk környezetvédelmi szervezetben, 3 százalékuk emberi jogi szervezetekben, 23 százalékuk önkéntesként vesz részt a helyi szervezetek munkájában, és 18 százalékuk gyűjt pénzt szociális ügyek érdekében.

Az eredmények szerint a választásokon való szavazás és az állampolgári ismeretek között egyértelműen kimutatható a kapcsolat: azok a tanulók, akik több ismerettel rendelkeznek a választások menetéről, felnőtt korukban inkább tervezik részvételüket a választásokon. Az állampolgári ismeretek mellett a nyitott, demokratikus iskolai légkör is hozzájárul a választásokon való részvétel hajlandóságához (*Torney-Purta* és *mtsai*, 2001). A 2009-es ICCS vizsgálat ismételten kimutatta az állampolgári ismeretek szerepét a szavazási hajlandóság esetében. Ugyanakkor meglepő eredménynek számít, hogy az állampolgári aktivitás esetében nem mutatattak ki összefüggést a családi háttérrel és a tanulók állampolgári ismereteivel. A tanulók aktivitási hajlandóságát a közéleti szervezetekben való részvételük, önbizalmuk, a közéleti intézmények és politikai intézmények iránt tanúsított bizalmuk befolyásolja (*Ainley* és *mtsai*, 2012). Az IEA eredményei tehát egyértelműen azt jelzik, hogy az intézmények iránti bizalom hatással van a tanulók közéleti aktivitására.

Az ESS-kutatás kísérletet tett arra is, hogy olyan elméleti modellt találjon, amely magyarázatot tud adni az állampolgári kompetencia részét képező közéleti szerepvállalás, az intézményi, valamint a különböző társadalmi csoportok iránti attitűdök közötti kapcsolatra. Ezt az elméleti kapcsolatot a kulturális tőke jelentheti. A kulturális tőke Robert Putnam (2000) értelmezésében két fő komponensből áll: a társadalmi kölcsönösségből ('generalised reciprocity') és a társadalmi hálózatrendszerbe való beágyazottságból ('social connectedness'). A társadalmi kölcsönösség a kulturális tőke személyes összetevőjének tekinthető, és azokat az értékeket, normákat és viselkedésformákat tömöríti (például bizalom, tolerancia), melyek hozzájárulnak a kölcsönösségen alapuló formális és informális társadalmi kapcsolatok kialakulásához és működéséhez. A társadalmi hálózatrendszerbe való beágyazottság összefoglalja azokat a horizontális és vertikális kapcsolatrendszereket (például szervezetekben való tagság, informális kapcsolatok), amelyeknek az egyén tagja. Ezen értelmezés szerint tehát két, egymástól minőségileg is különböző tényezőtől tevődik össze az egyén által birtokolt kulturális tőke. Egyrészt olyan személyes tényezők alkotják, mint az egyén által vallott értékek és attitűdök, másrészt szerepet kap az egyén formális és informális csoportokba, szervezetekbe történő beágyazottsága, involválódása is. Putnam Egyesült Államokban folytatott kutatásai arra hívták fel a figyelmet, hogy a 20. században bekövetkező társadalmi-gazdasági változások következtében olyan individualista életmód nyert teret a társadalomban, amely az egyének kulturális tőkéjének csökkenéséhez vezet. Putnam azt is kimutatta, hogy a kulturális tőkében észlelhető csökkenés hatással van a lakosság közéleti aktivitására, és az állampolgári tevékenységben való részvétel, valamint a demokratikus értékek támogatottságának csökkenéséhez vezet (*Norris* és *Davis*, 2007).

Az intézményekhez és társadalmi csoportokhoz való viszonyulás, valamint a szervezetekben való részvétel tehát mind olyan tényezőnek tekinthető, amely kulturális tőke formájában befolyásolja az egyén állampolgári aktivitását. Egy olasz diákok körében végzett vizsgálat megerősíteni látszik ezt a feltételezést. A kutatás eredményei szerint a fiatalok szoros kapcsolata a helyi közösséggel elősegíti a közösség iránti felelősségérzet kialakulását. Ez a felelősségtudat ösztönzően hat arra, hogy a fiatalok érdeklődjenek a közéleti ügyek iránt, és részt vegyenek közéleti tevékenységekben is. A helyi közösséggel való kapcsolat a fiatalok kulturális tőkéjének gazdagodásához vezet: a fiatalok a közösség szerves részét képezik, szoros interakcióban vannak az idősebbekkel, akik hatást gyakorolnak a fiatalok gondolkodásmódjára. Ennek megfelelően a helyi közösség az informális közösségbe való beágyazódás elősegítésével és a pozitív attitűdök közvetítésével járul hozzá a fiatalok kulturális tőkéjének gyarapodásához, ezzel pedig a közéleti aktivitásához (Lenzi, Vieno, Pastore és Santinello, 2013). Longitudinális eredmények is megerősítik, hogy serdülőkörben a családdal, valamint a helyi közösséggel kialakított szoros kapcsolatok elősegítik a későbbi közéleti aktivitást (Duke, Skay, Pettingell és Borowsky, 2009).

Putnam kulturálistőke-értelmezése szerint tehát az intézményi bizalom és a társadalmi csoportok iránt táplált pozitív attitűdök az egyén kulturális tőkéjének gazdagodásához vezetnek, ami összességében hozzájárul az állampolgári aktivitáshoz. A tanulók körében végzett ilyen témájú vizsgálatok kétségkívül elősegíthetik az állampolgári aktivitás személyes dimenziójának megismerését, továbbá annak feltárását, hogy ez a dimenzió milyen mértékben határozza meg a serdülők közéleti tevékenységeiben való részvételi szándékát. E cél érdekében további elméleti munkára, valamint megfelelő mérőeszközök kidolgozására van szükség.

Két korábbi munkánkban már közzétettünk olyan eredményeket, amelyek szegedi serdülők közéleti intézményekhez és közszereplőkhöz való viszonyulásáról, valamint bevándorlókkal kapcsolatos attitűdjeiről tájékoztattak. Az intézményi bizalommal kapcsolatban arról számoltunk be, hogy a szegedi tanulókat inkább a bizalmatlanság jellemzi, ez alól csak a hadsereg és a bíróságok képeznek kivételt (Dancs és Kinyó, 2012a). A bevándorlókkal kapcsolatos attitűdök esetében azt találtuk, hogy a serdülők kulturális tekintetben toleránsak a bevándorlókkal, azonban gazdasági-társadalmi szempontból fenyegetőnek tartják a jelenlétüket hazánkban (Dancs és Kinyó, 2012b).

Jelen tanulmányunkban a Rasch-modellhez kidolgozott parciális kredit modell és a faktoranalízis nyújtotta lehetőségek felhasználásával megvizsgáljuk, hogy az általunk használt mérőeszköz megfelelően működött-e, illetve hatékonysága javítható-e. Elemzésünkben arra a kérdésre keressük a választ, hogy (1) mely elemek nem illeszkednek megfelelően a vizsgálni kívánt jelenségekhez, (2) megfelelően működött-e minden esetben az általunk használt 5-fokú skála, valamint (3) az alkalmazott kérdőívtelemek alkalmasak-e arra, hogy lefedjék a tanulók által tanúsított attitűdök széles spektrumát.

Az adatgyűjtés módszerei és eszközei

A kérdőíves felmérésben három szegedi középiskola négy 9. osztálya vett részt, összesen 104 tanuló. Az adatgyűjtésre 2011. március végétől április elejéig került sor. A mintavétel három különböző iskolatípus tanulóira terjedt ki: gimnazistákra, szakközépiskolásokra és szakiskolásokra. Az egyes iskolatípusokba tartozó tanulók nemenkénti összetételét az 1. táblázat mutatja be részletesen. A vizsgált diákok életkori megoszlása meglehetősen eltérő, többségük a 14–16 éves korosztályba tartozik, mindössze két olyan tanuló fordult elő, aki ennél idősebb.

1. táblázat. A vizsgálatban részt vevő tanulók megoszlása nemeként és iskolatípusonként

	<i>Gimnázium</i>	<i>Szakközépiskola</i>	<i>Szakiskola</i>
Fiúk	10	24	10
Lányok	22	33	5
Összesen (fő)	32	57	15

Mivel nincs tudomásunk olyan magyar vizsgálatról, és ezáltal mérőeszközzel sem, amelyet adaptálhattunk volna kutatásunkban, ezért az intézményi bizalom mérésére az IEA mérésekben használt attitűdskálát alkalmaztuk (*Torney-Purta* és *mtsai*, 2001). A bevándorlók esetében szintén felhasználtuk az IEA mérésekben alkalmazott skálát, ugyanakkor olyan skálákat is adaptáltunk, amelyek magyar kutatásokból származnak. Így két további skálát használtunk fel mérőeszközünkben: az egyik külföldiekkel és idegenekkel kapcsolatos negatív kijelentéseket (*Szabó* és *Örkény*, 1998), a másik idegenek és bevándorlók megítélésével kapcsolatos állításokat (*Murányi*, 2006) tartalmazott.

Az elemzéshez használt valószínűségi tesztelméleti modell

A neveléstudományi kutatások egyre gyakrabban használják ki a valószínűségi tesztelmélet nyújtotta lehetőségeket (lásd: *Fejes* és *Vígh*, 2012; *Molnár*, 2006a; *Molnár* és *Csapó*, 2011; *Vígh*, 2008). A valószínűségi tesztelmélet, azon belül is a Rasch-modell megvalósítja a személyek és teszten elért eredményük közös skálázását (*Molnár*, 2006b). A közös skálázást azt teszi lehetővé, hogy a modell egy olyan változót rendel ezekhez a paraméterekhez, amely a személyek és eredményeik esetében is értelmezhető. Ez a változó a megoldás valószínűsége, amely logisztikus kapcsolatot feltételez a személyek képességszintje és a teszten elért eredménye között. A logisztikus kapcsolat értelmében egy adott nehézségű feladatot nagyobb valószínűséggel oldanak meg a jobb képességű tanulók, és fordítva.

A Rasch-modellt eredetileg dichotóm adatok elemzésére dolgozták ki, azonban a rangskálás modell és a parciális kredit modell lehetőséget ad arra, hogy ne csak dichotóm adatokkal végezhessük el az elemzéseket. Ezek a modellek lehetővé teszik, hogy összetett, több pontból álló képességmérő feladatok mellett olyan több válaszlehetőséges itemeket is elemezhessünk, mint amelyek a Likert-skálára jellemzőek. Mindkét modell alkalmas az ilyen típusú adatok elemzésére, azonban a rangskálás modell követelményei jóval szigorúbbak, mert azonos skálaszerkezetet követel meg.

Annak eldöntésére, hogy melyik modell illeszkedik jobban adatainkhoz, az elemzéseket mindkét modellel szükséges elvégeznünk az összehasonlítás érdekében (*Molnár*, 2013). Az intézményi bizalom esetében a χ^2 -próba ($\chi^2=135,00$, $df=41$) $p<0,001$ szinten szignifikáns különbséget mutatott a kétféle modell között a parciális kredit modell javára. A bevándorlók iránti attitűdök esetében ugyancsak hasonló eredmény született ($\chi^2=79,00$, $df=54$ $p=0,05$). Ennek megfelelően tanulmányunkban a parciális kredit modellel végzett elemzések eredményeit közöljük.

Az intézmények és közéleti szereplők iránti bizalom mérésére használt skála elemzése

Az intézményi bizalom mérésére az IEA vizsgálatokban (*Torney-Purta* és *mtsai*, 2001) használt skálát adaptáltuk, azzal a különbséggel, hogy az eredeti négyfokú skálát ötfokúvá bővítettük. Továbbá olyan intézményekkel, szervezetekkel és csoportokkal kap-

csolatban is megvizsgáltuk a tanulók attitűdjeit, mint a média, az Európai Parlament, az ENSZ, illetve a tanulók viszonyulása általánosságban az emberekhez vagy a tanáraikhoz. Összesen 16 tétel megítélését kértük a tanulóktól.

A skála klasszikus tesztelméleti reliabilitása elfogadhatónak tekinthető (Cronbach- $\alpha=0,87$), EAP/PV reliabilitása 0,85. Eredményeink szerint két item nem megfelelően illeszkedik a modellhez. Az egyik ilyen item a tanulók hadsereggel kapcsolatos attitűdjeire kérdez rá. Az item illeszkedését jellemző súlyozott MNSQ-érték (értéke 1,43) kívül esik a 0,74 és 1,26 közötti konfidencia intervallumon. Az item nem megfelelő illeszkedésére utal az is, hogy az itemhez tartozó t értéke 2,90. A másik nem illeszkedő item esetében a tanulók tanáraik iránti bizalmának mértékére kérdeztünk rá. A súlyozott MNSQ-érték ebben az esetben 1,32, amely szintén kívül esik a 0,70 és 1,30 érték közötti konfidencia intervallumon, a t értéke 1,90. Az itemek hibás működése azzal magyarázható, hogy a 4-es és 5-ös skálafokot választók között nincs különbség. A többi item esetében elmondható, hogy MNSQ-értékük 0,78 és 1,23 között változik, és ezek az értékek minden esetben a konfidencia-intervallumba esnek.

Az itemek további elemzése szerint az egyes itemek diszkrimináló ereje megfelelő, az egyes attitűdfokozatok képesek kimutatni az egyének közötti különbségeket. Egy item esetében, mely a tanulók családjuk iránt tanúsított bizalmára kérdeztünk rá, a diszkriminációs érték alacsonynak bizonyult (0,16). Az item gyenge diszkrimináló ereje abban keresendő, hogy ebben az esetben nem volt indokolt az ötfokú skála alkalmazása, mivel a fiatalok eleve pozitívan viszonyulnak családjukhoz, így a bizalmatlanságot kifejező skálafokokat nem választották a kitöltés során.

Mindezen eredményeket figyelembe véve a konfidencia-intervallumon kívül eső MNSQ-értékkel rendelkező elemeket eltávolítottuk a skálából, majd ismételten elvégeztük az elemzéseket. A skála klasszikus tesztelméleti reliabilitás-mutatója (Cronbach- $\alpha=0,87$) és EAP/PV reliabilitása (0,87) azonos. Az így elvégzett elemzés két további hibásan működő itemet tárt fel az emberek iránt tanúsított általános bizalom (MNSQ=0,76, konfidencia-intervallum 0,76-1,24, $t=-2,50$) és a politikai pártok iránti bizalom (MNSQ= 1,42 konfidencia-intervallum 0,59-1,41, $t=1,90$) esetében.

Az ismételten elvégzett elemzés tehát két további nem megfelelően illeszkedő itemet azonosított. Ezek közül a politikai pártok iránti bizalmat mérő állítást megtartottuk, mivel ez a tétel az IEA-vizsgálatokban eredetileg is szerepelt. Mivel a család iránti bizalom mérésére használt attitűdkérdésünk gyenge diszkrimináló erővel rendelkezett, az emberek iránti bizalom mérésére használt item pedig nem megfelelően illeszkedett, ezért úgy döntöttünk, hogy a további elemzésekből kizárjuk az összes olyan kérdést, amely az emberek tágabb-szűkebb csoportja iránti bizalmat vizsgálja. Ezt követően az általános bizalom (család, barátok, tanárok, emberek iránti bizalom) kizárásával ismételten elvégeztük az elemzéseket.

Az elemzésbe bevont attitűdtételek reliabilitása javult (Cronbach- $\alpha=0,88$, EAP/PV=0,90), és az elemzés két további, a modellgörbétől szignifikánsan eltérő görbével rendelkező itemet tárt fel: a média (MNSQ=1,25 konfidencia-intervallum 0,74-1,26, $t=-1,80$) és a katolikus egyház (MNSQ=1,27 konfidencia-intervallum 0,75-1,25, $t=2,00$) esetében. E kérdőívtételek kizárásával egy 9 állítást tartalmazó skálánk maradt (Cronbach- $\alpha=0,88$, EAP/PV=0,91). A megmaradt itemek értékei megfelelőek: súlyozott MNSQ-értékük 0,76 és 1,13 között mozog, és minden esetben a meghatározott konfidencia-intervallumon belül. Mindezek mellett az itemek megfelelő diszkriminációs indexszel rendelkeznek.

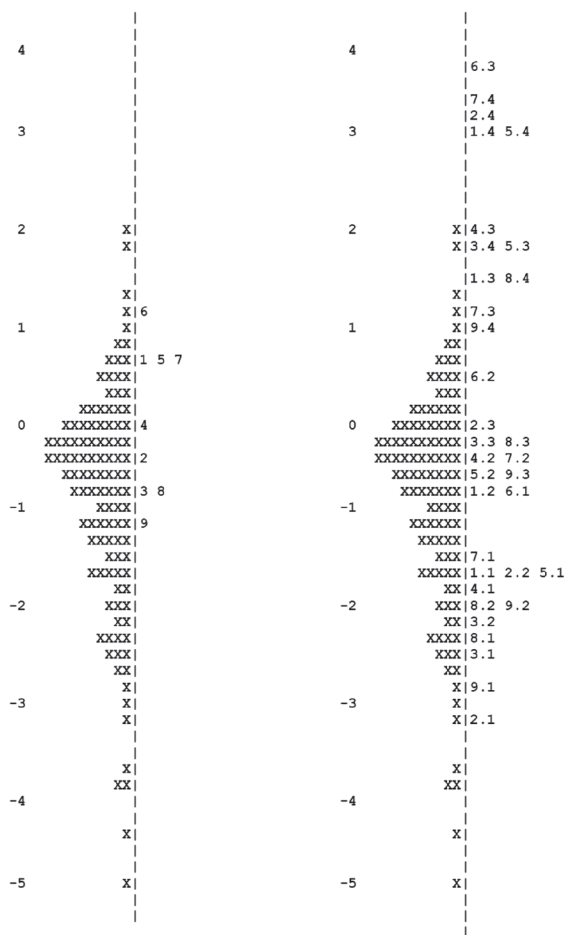
A 9 állítást tartalmazó attitűdtételeken faktoranalízist végeztünk, hogy feltárjuk az általuk lefedett látens dimenziókat. Az elemzés két faktort tárt fel (KMO-index=0,81): az első faktort a nemzeti törvényhozás iránti bizalomként, a másodikat pedig a nemzetközi szervezetekhez való viszonyulásként értelmezhetjük. Az elemzés során feltárt látens dimenziók a variancia 70 százalékát magyarázzák meg, ebből 39 százalékot az első, 31 százalékot a második faktor (2. táblázat).

2. táblázat. Az intézmények és közszereplők iránti bizalmat mérő itemek eloszlása a faktoranalízis során feltárt faktorok esetében

	1. faktor	2. faktor
kormány	0,80	
önkormányzat		0,52
bíróság		0,73
politikai pártok	0,79	
parlament	0,82	
politikusok	0,76	
miniszterelnök	0,81	
Európai Parlament		0,85
ENSZ		0,92
megmagyarázott variancia	39%	31%

Megjegyzés: KMO-index=0,81, a táblázatban a varimax rotációval végzett elemzés eredményeként kapott, 0,4-nél nagyobb faktorsúllyal rendelkező értékeket tüntettük fel

A személyek és az egyes itemek egymáshoz való viszonyáról a személy-item térkép ad információt (1. ábra). A térkép szerint azok a tanulók, akik a politikusok (6. item) iránt pozitív attitűdöket fejeztek ki, tanúsítanak leginkább bizalmat az egyes intézmények és személyek iránt. Ezt az itemet a kormány (1. item), a parlament (5. item) és a miniszterelnök (7. item) követi. Az eredmények szerint még azokra a tanulókra is jellemző az ENSZ (9. item) iránti pozitív viszonyulás, akik általában véve bizalmatlanok az intézmények iránt. Az egyes skálafokokat is megjelenítő személy-item térkép tanúsága szerint az ötfokú skála megfelelően lefedte a tanulók által képviselt attitűdöket. A már említett itemek esetében a 4-es és 5-ös fokot, valamint az önkormányzat esetében az 5-ös skálafokot egy tanuló sem választotta, azonban ez visszavezethető a minta nagyságára. A tanulók által tanúsított bizalom mértékéről összességében elmondható, hogy a diákok attitűdjei széles skálán mozognak (-5 és 2 logit között), és a fiatalok többségét inkább a bizalmatlanság jellemzi. Ezt az is alátámasztja, hogy a mintára jellemző PV-paraméter értéke -0,89 logit egység, szórása 1,40 logit.



1. ábra. Az intézményi bizalom mérésére használt itemek (baloldalon az egyes itemek, jobb oldalon az egyes attitűdfokok elhelyezkedése) és személyek eloszlása a tanulók által képviselt attitűdöket megjelenítő logitskálán ($x=1$ tanuló)

Modellünkbe regressziós változóként a nemet is bevontuk, s az így felállított modell szignifikánsan jobban ($\chi^2=29,00$, $p<0,001$) illeszkedik adatainkhoz. Eredményeink szerint a nemek között szignifikáns különbség mutatkozik a bizalom tekintetében. A fiúk által tanúsított bizalom átlagos értéke $-1,13$, míg a lányok esetében $-0,66$ logit, a nemek között tehát $0,47$ logitegységnyi különbség van.

A bevándorlókkal kapcsolatos attitűdök mérésére szolgáló skálák elemzése

A bevándorlók iránti attitűdök mérésére három skálát adaptáltunk, melyeket ötfokúvá alakítottunk. Az első skálát az IEA mérésekben használták, és 5 attitűd-kijelentést tartalmaz (Torney-Purta és mtsai, 2001). A második skála Murányi (2006) vizsgálatából származik, és összesen 10 állítást tartalmazott. Emellett felhasználtuk Szabó és Örkény

(1998) 4 állítását is, amelyek negatív kijelentéseket tartalmaztak az idegenekkel és külföldiekkel kapcsolatban. Az alkalmazott attitűd-kijelentések megbízhatósága megfelelő (Cronbach- $\alpha=0,93$, EAP/PV= 0,90).

Eredményeink szerint 5 attitűdállítás nem illeszkedik megfelelően az elméleti modellhez. Súlyozott MNSQ-értékeik 0,68 és 1,60 közöttiek, a t értékek pedig -2,30 és 7,20 közöttiek (3. táblázat). Az itemek elméleti modelltől való eltérésének okai talán a kijelentések megfogalmazásában keresendők. A 6. és 13. kijelentés a szabad lakóhelyválassal foglalkozik, és azzal kapcsolatban két, egymásnak ellentmondó állítást fogalmaz meg. Amennyiben a tanulók megfelelően értelmezték, hogy az egyik kijelentés esetében a magas pontszám egyetértést, a másik esetében egyet nem értést jelent, akkor a válaszok között negatív korrelációs kapcsolatnak kellene lennie. Ennek ellenére a válaszok között gyenge kapcsolat van ($r=0,31$; $p<0,001$). Habár az itemek közötti kapcsolat nem erős, a kapcsolat iránya mégsem felel meg a várakozásoknak, mivel az attitűdskála eredményeinek pozitív együttjárását mutatja.

3. táblázat. A modellgörbétől jelentősen eltérő itemek MNSQ- és t-értékei a bevándorlókval kapcsolatos állítások esetében

	Súlyozott MNSQ-érték	Az MNSQ-értékhez tartozó konfidencia intervallum	Súlyozott t-érték
4. A bevándorlóknak lehetőséget kell adni szokásaik megőrzésére.	0,68	0,71–1,29	-2,40
6. Hagyni kell, hogy mindenki abban az országban éljen, amelyikben akar.	1,39	0,70–1,30	2,30
13. Mindenkinek abban az országban kell leélnie az életét, ahol született.	2,28	0,74–1,26	7,20
14. A bevándorlók munkájára szüksége van az országnak.	1,60	0,74–1,26	3,80
19. Fenyegetésnek érzem a bevándorlók jelenlétét Magyarországon, mert csak gondot okoznak az itt élőknek.	0,72	0,73–1,27	-2,30

A 14. állítás esetében felmerül tannak a lehetősége, hogy nem azt mérte az item, amit a hozzá tartozó kijelentés kifejez. Mérőeszközünkben szerepelt többféle olyan állítás is, amely a bevándorlók jelenlétének hatásával foglalkozott a munkalehetőségekre nézve. Két ilyen állítás között, melyek arra vonatkoztak, hogy a bevándorlók elveszik a magyarok elől a munkalehetőséget, szoros ($r=0,70$ $p<0,001$) kapcsolat áll fenn. Ezzel szemben a 14. kijelentés ezen attitűdállítások közül egyikkel sincs kapcsolatban. A 19. állítás hibás működésének hátterében az állhat, hogy a kijelentés túl általános. Mindezeket szem előtt tartva a nem megfelelően illeszkedő kijelentéseket kizártuk (a 4. állítás kivételével, mely az IEA vizsgálatokban rendszeresen szerepel), majd ismételten elvégeztük az elemzéseket.

A megmaradt 15 elemből álló skála ugyanolyan megbízható maradt (Cronbach- $\alpha=0,93$, EAP/PV=0,90), mint az előző. Az elméleti modellhez minden item megfelelően illeszkedik (súlyozott MNSQ=0,71-1,26, $t=-2,20$ -1,80), és megfelelő diszkriminációs indexszel rendelkeznek. A 15 attitűd-kijelentéssel faktoranalízist végeztünk (KMO=0,87) varimax rotáció alkalmazásával a rejtett dimenziók feltárása érdekében. Az elemzésbe bevont állítások két látens dimenzióba tömörülnek, amelyek együttesen a variancia 61 százalékát magyarázzák meg. A variancia 36 százalékát megmagyarázó első faktorba – melyet a bevándorlók jogi-kulturális megítélésének nevezhetünk – a bevándorlók jogaival, kulturális és gazdasági szerepükkel kapcsolatos kijelentések kerültek. A második faktor, melynek változói a bevándorlók okozta fenyegetéssel hozhatók összefüggésbe, a variancia 25

százalékát magyarázza meg, és ebbe olyan kijelentések kerültek, amelyek a bevándorlók okozta fenyegetéssel hozhatók összefüggésbe. Olyan állítások tartoznak ide, amelyek a bevándorlók munkahelyekre, helyi szokásokra, valamint közbiztonságra gyakorolt fenyegetésével foglalkoznak.

A személy-ítem térkép szerint a bevándorlók iránt attitűdök tekintetében a tanulók közötti különbség több, mint öt logit terjedelmű, azaz a bizalommal kapcsolatos eredményekhez hasonlóan jelentős mértékű különbség tapasztalható a tanulók között. Különbség abban mutatkozik, hogy a logitskála szerint a tanulók attitűdjei inkább pozitívabbak a bevándorlók iránt. Az elemzések szerint a mintát jellemző PV-mutató értéke 0,19, szórása 1,15 logitegység.

A válaszadók egyenletesen oszlanak el a személy-ítem térképen (2. ábra), az ötfokú attitűd-állítások megfelelően lefedik a vizsgált mintát. A tanulók közül azok viszonyulnak a legpozitívabban a bevándorlókhoz, akik egyetértenek azzal az állítással, hogy a magyar gazdasági profittal a jelenlétükből (12. ítem). A skálafokok eloszlását szemléltető térkép szerint is az ezen állításhoz tartozó legmagasabb skálafokot csak a legpozitívabb attitűdökkel rendelkezők fogadták el. A bevándorlók iránt pozitív attitűdökkel rendelkező tanulók olyan állításokkal értettek egyet, mint a bevándorlókat megillető választójog (5. ítem), a bevándorlók pozitív kulturális hatása (8. ítem és 11. ítem), a bevándorlók munkalehetőségekre gyakorolt fenyegetésének elítélése (6. ítem és 13. ítem), a bevándorlók negatív megítélésének elutasítása (15. ítem). A legtöbb tanuló azzal a kijelentéssel értett egyet leginkább, hogy a bevándorlók gyerekeinek is azonos oktatási lehetőségeket kell biztosítani (2. ítem).

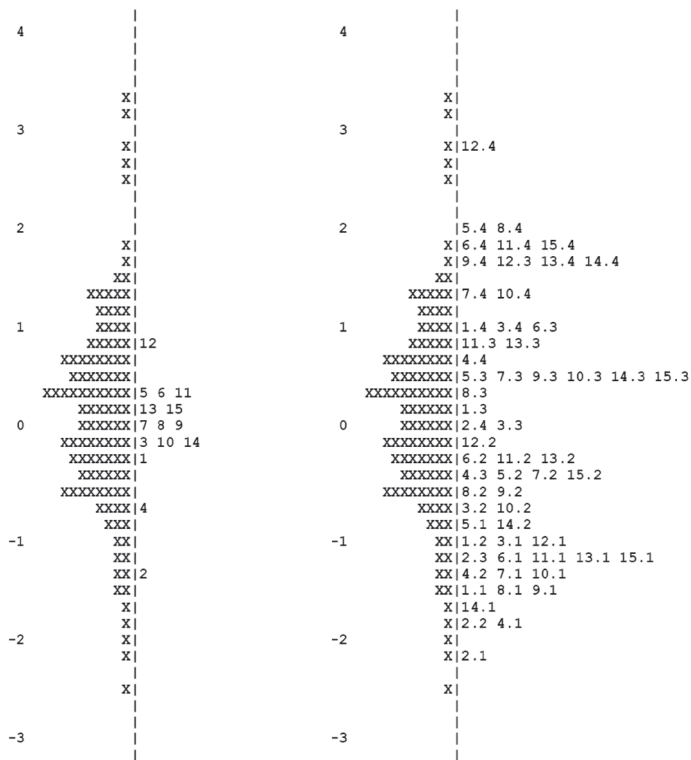
Az intézményi bizalomhoz hasonlóan elemzésünkbe ebben az esetben is bevontuk a nemet mint regressziós változót, amely ismételt szignifikánsan jobban illeszkedő ($\chi^2=9,00$, $p<0,005$) modellt eredményezett. Az intézményi bizalomhoz hasonlóan ebben az esetben is a nemek között jelentős eltérés tapasztalható: a fiúk attitűdjeinek logitértéke -0,28, míg a lányok esetében 0,49 logit, azaz a lányok pozitívabban viszonyulnak a bevándorlókhoz.

Az intézmények iránti bizalom és a bevándorlók iránti attitűdök kétdimenziós elemzése

Mivel az állampolgári attitűdök két dimenzióját egyszerre vizsgáltuk, ezért az eddig felállított egydimenziós modellek mellett egy kétdimenziós modellt is létrehoztunk. Ebben az egyik dimenziót az intézmények iránti bizalom mérésére megtartott 9 ítemünk, míg a másik dimenziót a bevándorlókhoz való viszonyulást mérő 15 attitűd-kijelentés alkotja.

Annak eldöntésére, hogy a két egydimenziós, vagy a közös kétdimenziós modell illeszkedik jobban adatainkhoz, mindegyik esetben kiszámoltuk a minta jellemzésére szolgáló PV-értékeket, illetve a PV-értékek korrelációját, mind az egydimenziós, mind a kétdimenziós értékek esetében. Az egydimenziós modellek PV-értékei között nem találtunk szignifikáns összefüggést. Ezzel szemben a kétdimenziós modell esetében a PV-értékek korrelációja $r=0,99$, amely $p<0,001$ szinten szignifikáns. Ezen eredmények alapján a kétdimenziós modell jobban illeszkedik adatainkhoz.

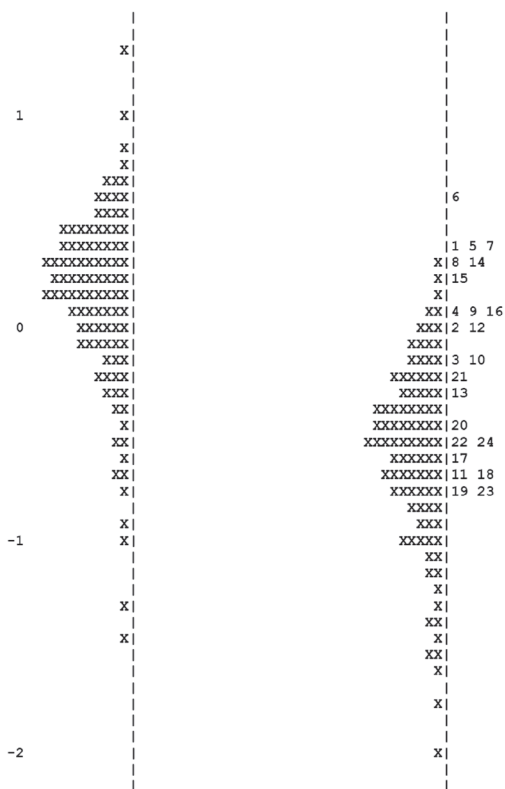
Az eredmények szerint a helyi önkormányzatok (MNSQ=1,36, konfidencia intervallum: 0,74-1,26 $t=2,50$) és a bíróság (MNSQ=1,53, konfidencia-intervallum: 0,71-1,29, $t=3,10$) iránti bizalom mérésére használt ítemek kivételével mindegyik illeszkedik a modellhez. Ezen ítemek nem megfelelő működését az okozza, hogy a 4. skálafokról az 5.-re való lépéshez a többi skálafokhoz képest sokkal pozitívabb attitűdök szükségesek. Így az önkormányzatok esetében a két skálafok között 1,44 logitnyi, az önkormányzatok esetében 0,92 logitnyi különbség van.



2. ábra. A bevándorlók iránti attitűdök mérésére használt itemek (bal oldalon az egyes itemek, jobb oldalon az egyes attitűdfokok elhelyezkedése) és a személyek eloszlása a tanulók által képviselt attitűdöket megjelenítő logitiskála mentén ($x=1$ tanuló)

A személy-item térkép a tanulók és az általuk képviselt intézmények iránti bizalmat, valamint a bevándorlókhoz való viszonyulást közös skálán ábrázolja (3. ábra). A tanulók eloszlása mindkét esetben hasonlóan alakul, és megközelítőleg két logitnyi terjedelmet fog át. Különbség abban a tekintetben mutatkozik, hogy a tanulók állampolgári attitűdjeinek mértéke egymástól jelentősen eltér. Míg az intézmények iránt inkább bizalmat táplálnak a tanulók, addig a bevándorlók esetében inkább elutasítóak. A térképen megmutatkozó különbségeket a PV-értékek is tükrözik. Míg az intézményi bizalom esetében a tanulók által képviselt átlagos attitűd értéke 0,15, szórása 0,45 logit, a bevándorlók esetében a fiatalok átlagos attitűdjének logitértéke -0,62, szórása 0,55.

Az intézmények és közszerplők iránti bizalmat, valamint a bevándorlók iránti attitűdöt mérő itemek közös skálázása azt mutatja, hogy a politikusok iránti bizalmat (6. item) kifejezők rendelkeznek a legpozitívabb állampolgári attitűdökkel. Ezt a tételt az itemek egy olyan csoportja követi, amelybe a miniszterelnök (7. item), a kormány (1. item), a parlament (5. item), valamint az Európai Unió iránti bizalom (8. item), és a bevándorlók egyenlő jogainak támogatása (14. item), illetve a bevándorlók jelenlétének munka-lehetőségekre gyakorolt hatásának (15. item) elítélése tartozik. A legtöbb tanuló szerint a bevándorlók pozitív kulturális hatást gyakorolnak (23. item), jelenlétük nem jelent fenyegetést (18. item), gyermekeiket azonos oktatási lehetőségek illetik meg (11. item), és a társadalomnak kötelessége befogadni a menekülteket (19. item).



3. ábra. Az intézményi bizalom és a bevándorlók iránti attitűdök mérésére használt itemek kétdimenziós, közös skálázása a tanulók által képviselt attitűdöket megjelenítő logitskala mentén ($x=1$ tanuló)

Összegzés, következtetések

Az elemzések alapján megállapítható, hogy a közéleti intézmények és személyek iránti bizalom, valamint a bevándorlók iránti attitűdök mérésére használt mérőeszközünk néhány kivételtől eltekintve megfelelően működött. Az itemek nem megfelelő működése több tényezőtől fakadt. Egyrészt volt olyan item, amely nem indokolt ötfokú skálát (például a család iránti bizalomra vonatkozó kérdés). Az ötfokú skálák megfelelően működtek annak ellenére is, hogy az intézményi bizalom esetében voltak olyan, többnyire magas skálafokok, amelyeket a tanulók nem választottak. A skálafokok kihasználatlansága azzal magyarázható, hogy kis elemszámú minta állt rendelkezésünkre, a vizsgálatban részt vevő 104 tanuló nem használta ki a rendelkezésre álló skálafokokat. Nagyobb minta esetében ezek a skálafokok is hasznosak lehetnek, ezért nem indokolt a skála fokszámainak csökkentése.

Az egydimenziós elemzések azt is feltárták, hogy a nemnek befolyásoló szerepe van az eredményekre: a lányok mindkét esetben pozitívabb attitűdöket tanúsítottak. Az elemzések arra is rámutattak, hogy (1) melyek azok az itemek, amelyeket a további vizsgálatokban is érdemes használni, és hogy (2) milyen látens dimenziókat fednek le. Az eredmények szerint az intézmények és közszereplők mérésére eredetileg használt 16 itemből 9 is elegendő, a bevándorlók esetében az eredetileg használt 19 attitűd-kijelentés közül

15 bizonyult megfelelőnek. Ebben az esetben a nem megfelelően illeszkedő elemek kizárása azt is eredményezte, hogy a megmaradt 15 itemmel elvégzett faktoranalízis a korábbinál (lásd: *Dancs és Kinyó, 2012b*) egyértelműbben utal a bevándorlók okozta fenyegetés szerepére az attitűdök formálódásában. A 15 állítással elvégzett elemzés eredményeként azonosítottunk egy olyan dimenziót, amely azt mutatja, hogy a serdülők észlelnek egyfajta fenyegetést, mely befolyásolja attitűdjeiket.

Mivel mérőeszközünkben az állampolgári attitűdök két aspektusát vizsgáltuk, ezért kétdimenziós elemzéseket is végeztünk. A kétdimenziós elemzés eredményei szerint a tanulók az intézmények és közszereplők esetében pozitívabb állampolgári attitűdöket tanúsítanak, mint a bevándorlók esetében. Eredményeink alapján a kétdimenziós modell jobban illeszkedik adatainkhoz, mint a külön elvégzett két egydimenziós elemzés. Úgy véljük, a kétdimenziós elemzés azért is illeszkedik jobban adatainkhoz, mert a két vizsgált jelenség valójában egy közös dimenzióba tartozik, s besorolható Putnam kulturális tőke elméletének társadalmi kölcsönösséggel kapcsolatos vonulatába.

Elemzéseink eredményeként megállapíthatjuk, hogy mérőeszközeink a továbbiakban is alkalmasak a közéleti bizalom és a társadalmi csoportok iránti attitűdök és az állampolgári aktivitás közötti kapcsolatok vizsgálatára. A kulturális tőkével kapcsolatos kutatások rámutattak arra (lásd: *Duke és mtsai, 2009; Lenzi és mtsai, 2013; Norris és Davis, 2007*), hogy az ilyen irányú vizsgálatok nemcsak arra alkalmasak, hogy feltárják a serdülőket jellemző bizalmat vagy éppen bizalmatlanságot, illetve attitűdöket, hanem hatással lehetnek a tanulók közéleti aktivitására is. Ez a lehetséges kapcsolat szükségessé teszi, hogy a témában további vizsgálatokat folytassunk, megvizsgáljuk, valóban létezik-e a feltételezett összefüggés a magyar tanulók esetében.

Mivel mérőeszközünkben az állampolgári attitűdök két aspektusát vizsgáltuk, ezért kétdimenziós elemzéseket is végeztünk. A kétdimenziós elemzés eredményei szerint a tanulók az intézmények és közszereplők esetében pozitívabb állampolgári attitűdöket tanúsítanak, mint a bevándorlók esetében. Eredményeink alapján a kétdimenziós modell jobban illeszkedik adatainkhoz, mint a külön elvégzett két egydimenziós elemzés. Úgy véljük, a kétdimenziós elemzés azért is illeszkedik jobban adatainkhoz, mert a két vizsgált jelenség valójában egy közös dimenzióba tartozik, s besorolható Putnam kulturális tőke elméletének társadalmi kölcsönösséggel kapcsolatos vonulatába.

Irodalomjegyzék

Ainley, J., Friedman, T., Kerr, D. és Schulz, W. (2012): *Assessing the intended participation of young adolescents as future citizens: Comparing results from 26 European countries*. Paper prepared for The European Conference on Educational Research (ECER). Cádiz, 18–21 September. 2013. 07. 30-i megtekintés, http://iccs.acer.edu.au/uploads/File/ECER2012/ECER12_Schulz_W_CivicEdChanges.pdf

Csepeli György és Prazsák Gergő (2011): Az el nem múltó feudalizmus. *Társadalomkutatás*, 29. 1. sz. 63–79.

Csukonyi Csilla és Münnich Ákos (2003): A demokratikus nevelés értékei és az európai dimenzió: elméleti és módszertani kérdésviztetések. *Alkalmazott Pszichológia*, 5. 1. sz. 21–40.

Csukonyi Csilla, Münnich Ákos és Oravecz Zita (2003): A demokratikus értékek megjelenése a közép-

- iskolások csoportgondolkodásában. *Új Pedagógiai Szemle*, **53**. 11. sz. 17–32.
- Dancs Katinka és Kinyó László (2012a): Szegedi középiskolások attitűdjei a hazai és nemzetközi szintű politikai-közéleti intézmények iránt. *Iskolakultúra*, **22**. 5. sz. 11–23.
- Dancs Katinka és Kinyó László (2012b): Szegedi középiskolások bevándorlók iránti attitűdjei. *Iskolakultúra*, **22**. 7–8. sz. 45–61.
- Duke, N. N., Skay, C. L., Pettingell, S. L. és Borowsky, I. W. (2009): From Adolescent connections to social capital: Predictors of civic engagement in young adulthood. *Journal of Adolescent Health*, **44**. 2. sz. 161–168.
- Fejes József Balázs és Vigh Tibor (2012): A célorientációk megismerésére alkalmas kérdőív fejlesztése klasszikus és valószínűségi tesztelmélet felhasználásával. *Magyar Pedagógia*, **112**. 2. sz. 93–123.
- Karlovitz János Tibor (2004): Az Európai Unióról alkotott kép a nyolcadik osztályban. *Iskolakultúra*, **14**. 5. sz. 119–121.
- Kinyó László (2005): A magyar történelmi események, korszakok megítélése 7. és 11. évfolyamos tanulók körében végzett kérdőíves vizsgálat eredményei alapján. *Magyar Pedagógia*, **105**. 4. sz. 409–432.
- Lenzi, M., Vieno, A., Pastore, M. és Santinello, M. (2013): Neighborhood social connectedness and adolescent civic engagement: An integrative model. *Journal of Environmental Psychology*, **34**. 1. sz. 45–54.
- Ligeti György (2003): *Gyűjtős. Iskola, demokrácia, civilizáció*. Új Mandátum Könyvkiadó, Budapest.
- Molnár Gyöngyvér (2006a): Az ismeretek alkalmazhatóságának korlátai: komplex problémamegoldó gondolkodás fejlettsége 7. és 11. évfolyamon. *Magyar Pedagógia*, **106**. 4. sz. 329–344.
- Molnár Gyöngyvér (2006b): A Rasch-modell alkalmazása társadalomtudományi kutatásokban. *Iskolakultúra*, **16**. 12. sz. 99–113.
- Molnár Gyöngyvér (2013): *A Rasch-modell alkalmazási lehetőségei az empirikus kutatások gyakorlatában*. Gondolat Kiadó, Budapest.
- Molnár Gyöngyvér és Csapó Benő (2011): Az 1–11. évfolyamot átfogó induktív gondolkodás kompetenciaskála készítése a valószínűségi tesztelmélet alkalmazásával. *Magyar Pedagógia*, **111**. 2. sz. 127–140.
- Murányi István (2006): *Identitás és előítélet*. Új Mandátum Könyvkiadó, Budapest.
- Newton, K. és Montero, J. R. (2007): Patterns of political and social participation in Europe. In: Jowell, R., Roberts, C., Fitzgerald, R. és Eva, G. (szerk.): *Measuring attitudes cross-nationally. Lessons from the European Social Survey*. SAGE Publications, London. 205–238.
- Norris, P. és Davis, J. (2007): A continental divide? Social capital in the US and Europe. In: Jowell, R., Roberts, C., Fitzgerald, R. és Eva, G. (szerk.): *Measuring attitudes cross-nationally. Lessons from the European Social Survey*. SAGE Publications, London. 239–264.
- Putnam, R. (2000): *Bowling alone: The collapse and revival of American society*. Simon and Schuster, New York.
- Sík Domonkos (2010): Középiskolások állampolgári értékei: a republikánus, a liberális és az antidemokratikus értékek szocializációs háttere. *Új Ifjúsági Szemle*, **8**. 1. sz. 59–74.
- Sík Domonkos (2011): Politikai szocializációs szcenáriók. *Új Ifjúsági Szemle*, **9**. 1. sz. 5–38.
- Szabó Beáta és Szabó Éva (2009): Mesés gazdagság – valós szegénység. A 10 évesek képzeletében a szegénység és gazdagság okairól és következményeiről. In: Szabó Éva és Kőrössy Judit (szerk.): *Ezerarcú reprezentáció. Társadalomtudományi tanulmányok I*. Szegedi Egyetemi Kiadó, Szeged. 19–38.
- Szabó Ildikó és Falus Katalin (2000): Politizáció közép-európai módra: a magyar sajátosságok. *Magyar Pedagógia*, **100**. 4. sz. 383–400.
- Szabó Ildikó és Örkény Antal (1998): *Tizenévesek állampolgári kultúrája*. Minoritás Alapítvány, Budapest.
- Torney-Purta, J., Lehmann, R., Oswald, H. és Schulz, W. (2001): *Citizenship and education in twenty-eight countries: civic knowledge and engagement at age fourteen*. IEA, Amszterdam.
- Vigh Tibor (2008): Egy IRT-alapú nyelvi feladatbank létrehozásának módszertani kérdései. A német nyelvi érettségi vizsgafeladatok eredményei. *Magyar Pedagógia*, **108**. 1. sz. 29–51.