



AKADÉMIAI KIADÓ

# A Gyermekek Önszabályozás és Viselkedés Kérdőív (CSBQ) hazai változatának kialakítása

NAGY-TÓSZEGI Cecília<sup>1\*</sup> – RÓZSA Sándor<sup>2,3</sup> – LÁBADI Beatrix<sup>1</sup>

Mentálhigiéné  
és Pszichoszomatika

24 (2023) 3, 204–226

DOI:  
10.1556/0406.2023.00037

© 2023, A Szerzők

<sup>1</sup> Pécsi Tudományegyetem, Bölcsészettudományi Kar, Pszichológiai Intézet, Pécs, Magyarország

<sup>2</sup> Department of Psychiatry, Washington University School of Medicine, St. Louis, USA

<sup>3</sup> Károli Gáspár Református Egyetem, Bölcsész- és Társadalomtudományi Kar, Pszichológiai Intézet, Budapest, Magyarország

Beérkezett: 2021. november 27.; elfogadva: 2023. március 10.

## EREDETI KÖZLEMÉNY



### ABSZTRAKT

**Háttér:** Az önszabályozás képessége az élet első öt évében dinamikusan fejlődik, és meghatározó szerepe van az élet számos területén. Az érzelem- és viselkedésszabályozás képessége fontos eleme a szocio-emocionális fejlődésnek, az iskolaérettség kialakulásának, a sikeres iskolai bevélnak és a tanulási képességek kibontakozásának. Az intervenció programok hatásvizsgálatainak eredményei alátámasztják a korai fejlesztés létjogosultságát és a fejlődési hátrányok kompenzálhatóságát. Mindezek indokolják, hogy a gyermekek önszabályozásának mérésére érvényes és megfelelő megbízhatósággal használható hazai mérőeszközökkel rendelkezünk. Az önszabályozás területén mutatkozó nehézségek szűrése óvodáskorban és az óvoda–iskola átmenet időszakában kiemelt jelentőséggel bír a megfelelő intervenció programok megtervezésében és az iskolai hátrányok kialakulásának megelőzésében is. **Célkitűzés:** A tanulmány fő célja a *Gyermekek Önszabályozás és Viselkedés Kérdőív (Child Self-Regulation and Behavior Questionnaire, CSBQ)* magyar nyelvű adaptációjának elkészítése és faktor-szerkezetének ellenőrzése 3–6 éves, neurotipikus fejlődésű gyermekek mintáján ( $n = 724$ ). **Módszerek:** A fordítás sztenderd lépéseit követően a kérdőív faktorszerkezetét megerősítő, feltáró és hierarchikus faktorelemzések segítségével vizsgáltuk. Elemzéseink eredményeként egy 19 tételű kérdőívet alakítottunk ki, amelynek a kritériumvaliditását a Képességek és Nehézségek Kérdőív (SDQ) felhasználásával teszteltük. **Eredmények:** Az elemzések eredményei alapján a Gyermekek Önszabályozás és Viselkedés Kérdőív 19 tételű bifaktoros, háromdimenziós magyar változata került kialakításra (illeszkedési mutatók:  $\chi^2(133) = 398,71$ ;  $p < 0,001$ ; CFI = 0,948; TLI = 0,933; RMSEA = 0,074; RMSEA CI90 = 0,065–0,082), amely jó pszichometriai tulajdonságokkal rendelkezik. **Következtetések:** A Gyermekek Önszabályozás és Viselkedés kérdőív magyar változata valid mérőeszköz, és megfelelő belső megbízhatósággal használható az önszabályozás fejlődésének kutatására, az önszabályozás területén mutatkozó nehézségek kérdőíves szűrése óvodáskorban és az óvoda–iskola közötti átmenet időszakában, továbbá segítséget kínálhat az iskolaérettség vizsgálatának területén is.

### KULCSSZAVAK

önszabályozás, kognitív szabályozás, érzelemszabályozás, szociabilitás, Gyermekek Önszabályozás és Viselkedés Kérdőív, CSBQ, pszichometriai elemzés

## Development of the Hungarian version of the Child Self-Regulation and Behaviour Questionnaire

### ABSTRACT

**Background:** The ability to self-regulate develops dynamically during the first five years and plays a crucial role in many areas of life. Emotional and behavioral self-regulation is a fundamental part of one's social-emotional development, school readiness, successful school integration and the development of learning skills. The results from the impact evaluation of intervention programs support the case for early-childhood development and the point that developmental disadvantages can be compensated. All of these justify the need to adapt children's self-regulation questionnaire as an instrument for Hungarian usage with sufficient reliability and validity. The screening of self-regulation difficulties in preschool and during the transition period between kindergarten and elementary school is

\* Levelező szerző:  
Nagy-Tószegi Cecília,  
Pécsi Tudományegyetem,  
Bölcsészettudományi Kar,  
Pszichológiai Intézet,  
7624 Pécs, Ifjúság útja 6.  
E-mail: [nagytoszegicecilia@gmail.com](mailto:nagytoszegicecilia@gmail.com)



of particular importance for the design of appropriate intervention programs and for the prevention of school disadvantages. *Aim:* The main aim of the study was to develop a Hungarian adaptation of the Child Self-Regulation and Behavior Questionnaire (CSBQ) and to test its validity through factor analyses on a sample of 3–6-year-old children with neurotypical development ( $n = 724$ ). *Methods:* Following the standard steps of translation, the factor structure of the questionnaire was assessed using exploratory and hierarchical factor analyses. Our analyses resulted in a 19-item questionnaire, the criterion validity of which was tested using the Strengths and Difficulties Questionnaire (SDQ). *Results:* Based on the analyses of the Hungarian sample, a 19-item, bifactorial, three-dimensional Hungarian version of the Child Self-Regulation and Behavior Questionnaire was developed, which has good psychometric properties (fit indicators:  $\chi^2(133) = 398.71, p < 0.001, CFI = 0.948, TLI = 0.933, RMSEA = 0.074, RMSEA CI90 = 0.065–0.082$ ). *Conclusions:* The Hungarian version of the Child Self-regulation and Behavior Questionnaire is a valid measurement tool and can be used with good internal reliability to study the development of self-regulation, to screen for self-regulation difficulties in preschool and during the transition period from kindergarten to elementary school, as well as aid in the field of school readiness.

## KEYWORDS

Child Self-Regulation and Behavior Questionnaire, self-regulation, cognitive regulation, emotion regulation, sociability

## 1. BEVEZETÉS

### 1.1. A szabályozási funkciók koncepciója

Az óvodáskor végére a gyermekek már jelentős szabályozási funkciókkal rendelkeznek: képesek figyelmi összpontosítást igénylő feladatot végezni, késleltetni készítéseket, szabályozni érzelmi megnyilvánulásokat, illetve célorientáltan megtervezni cselekvéseket (Howard és mtsai, 2019). Az önszabályozás olyan belső tranzakciós folyamatokra utal, amelyek az egyén számára lehetővé teszik a viselkedés, az érzelmek és a vágyak kontrollálását, az adaptív döntések meghozatalát, valamint a választások és a következmények mérlegelését egy adott cél elérése érdekében (McClelland és mtsai, 2015).

Bár az önszabályozás tanulmányozása hosszú múltra tekint vissza és az utóbbi évtizedben népszerű kutatási területté vált, elméleti koncepcióját illetően még sincs teljes egyetértés a kutatók között (McClelland és mtsai, 2015). Az önszabályozás elméletének nagy fokú diverzitását jól demonstrálja, hogy a szakirodalom elemzése az önszabályozás (*self-regulation*) kifejezés 447 különböző használatát tárta fel (Burman, Green, & Shanker, 2015). Ez részben annak köszönhető, hogy bár a gyermekfejlődés számos különböző területén foglalkoznak szabályozási funkciókkal (például a temperamentum, a megismerő funkciók, a társas készségek területén), viszont ezek a kutatások különböző elméleti megközelítésből kiindulva más-más módszerrel vizsgálják a gyermek- és serdülőkorú önszabályozással kapcsolatos jelenségeket. Például a kognitív és neuropszichológiai megközelítés a szabályozást elsősorban a végrehajtó funkciókkal azonosítja, és olyan képességekre terjed ki, mint amilyen a gátlás, a váltás és a munkamemória (Miyake & Friedman, 2012). A fejlődés- és személyiségpszichológiai elméletek inkább az adaptív viselkedés és az affektív folyamatok szempontjából

közelítik meg az önszabályozási folyamatokat. Például az impulzusok gátlását és a vágyak kielégítésének késleltetését (Mischel és mtsai, 2011) más társas-émocionális képességekkel összefüggésben kereszt- és hosszmetzeti kutatásokban vizsgálják. Az önszabályozási képesség az erőfeszítést igénylő kontroll elnevezésű temperamentumfaktorként (Rothbart, 2007) jelenik meg számos kora gyermekkorra irányuló kutatásban. Ez utóbbi temperamentum a viselkedés akaratlagos irányításáért felelős, hatással van a figyelem és a viselkedés irányítására, a viselkedés gátlására, mindamellett a Big Five személyiségmodell lelkiismeretesség faktorának gyermekkorú előfutáraként ismert (McClelland és mtsai, 2015), tehát az önszabályozás személyiségvonásának kisgyermekkorú megfelelőjeként azonosítható.

Az önszabályozási folyamatok a vizsgálati eljárásokat figyelembe véve területre specifikus és területre általános megközelítések mentén is csoportosíthatók. A területre általános megközelítés egységes képességként tekint az önszabályozásra anélkül, hogy differenciálná a viselkedéses, az érzelmi és a kognitív szabályozási összetevőket (Raffaelli, Crockett, & Shen, 2005). Az e nézőpontot valló kutatók nem választják szét az önszabályozás viselkedéses és kognitív aspektusait, miközben az érzelmi összetevőt nem is tekintik az önszabályozás részének (McClelland és mtsai, 2018; Weis és mtsai, 2013). Az önszabályozás egydimenziós voltát azok a kutatási eredmények támasztják alá, amelyeket interpretálva Raffaelli és munkatársai (2005) arra jutottak, hogy a kognitív és a viselkedéses összetevők nem különíthetők el, mivel a kérdőíves vizsgálatok eredményei szerint ezek a faktorok nagyon magas együttjárást mutatnak. A kutatások másik iránya többdimenziós konstrukciónak és egyben folyamatnak tartja az önszabályozási képességet (Cicchetti & Tucker, 1994; Hofmann és mtsai, 2012; Kalpidou és mtsai, 2004). Ezen megközelítés képviselői sem vitatják, hogy a kognitív, az érzelmi és a viselkedéses komponensek összefüggnek egymással, viszont



kiemelik, hogy az egyes összetevők eltérő fejlődési pályával és funkcióval rendelkeznek. A kognitív komponens abban játszik szerepet, hogy támogatja a megismerési funkciók működését, például segíti a figyelem fókuszálását és irányítását, fenntartja és frissíti a mentális műveletekhez szükséges információkat, miközben gátolja a nemkívánatos zavaró környezeti hatásokat (Gunzenhauser & Saalbach, 2020). Az érzelmi önszabályozás az affektív megnyilvánulásokat kíséri figyelemmel, ellenőrzi és szükség esetén szabályozza az érzelmeket (Thompson, 1994). Az önszabályozás viselkedéses összetevője az impulzív viselkedést módosítja, illetve szükség esetén gátolja az adott helyzettől függően (Edossa és mtsai, 2018). Az önszabályozás többkomponensű modelljének létjogosultságát empirikus vizsgálatokkal igazolták. Például egy gyermekekkel végzett hosszmetzeti kutatás eredményei megerősítették a kognitív, az érzelmi és a viselkedéses komponensek önszabályozási folyamatban játszott önálló szerepét (Edossa és mtsai, 2018). A vonatkozó idegtudományi kutatásokban pedig azonosították az önszabályozásban szerepet játszó komponensek idegrendszeri hátterét a prefrontális kéregben, a homloklebenyben és a limbikus rendszerben (Blair & Diamond, 2008).

Az önszabályozás képessége az élet első öt évében dinamikus fejlődik és meghatározó szerepe van a későbbi fejlődésre. Az érzelem- és viselkedésszabályozás képessége fontos eleme a társas-érzelmi fejlődésnek (Diamond, 2016; Rademacher & Koglin, 2019), az iskolaérettség kialakulásának (Howard & Melhuish, 2017), a sikeres iskolai bevételeknek (Howard és mtsai, 2022; Howard & Melhuish, 2017; Diamond, 2014) és a tanulási képességek kibontakozásának (Diamond, 2016; Howard & Melhuish, 2017; McClelland és mtsai, 2015; Rademacher & Koglin, 2019). Az önszabályozás szerepe jelentősen hangsúlyossá válik az iskolás időszakban. Például a jó önszabályozási képességgel rendelkező gyerekek tanulási motivációja és feladattudata erősebb (Rothbart & Jones, 1998). Az önszabályozás és a hátterében álló kognitív folyamatok területre specifikus hatást is kifejtenek az iskolai teljesítménnyel kapcsolatban, így például prediktív erejű a matematikai, a nyelvi és az olvasási teljesítményre vonatkozóan (Blair & Razza, 2007; Bull & Scerif, 2001; Ponitz és mtsai, 2009).

Kereszt- és hosszmetzeti vizsgálatok eredményei támasztják alá, hogy a gyermekek önszabályozási képessége szorosan összefügg a gyermekek társas-érzelmi fejlődésével (Howard & Melhuish, 2017; Rademacher & Koglin, 2019). Az önszabályozás szerepét a proszociális viselkedés, a szociális problémamegoldó készség, az empátia és a kortárs-kapcsolatok korai fejlődésével kapcsolatban egyaránt hangsúlyozzák (Denham és mtsai, 2012; Teglas és mtsai, 2015). Fejlődési pszichopatológiai szempontból az önszabályozási problémák összefüggést mutatnak az externalizációs és az internalizációs viselkedési problémák megjelenésével (Eisenberg és mtsai, 2001). Az előbbiekre példa a hiperaktivitás, agresszív, disszociális viselkedés, míg az internalizációs viselkedési problémák közé tartozik többek között a szorongásos zavarok, kényszeres zavarok és a hangulati zavarok (Eisenberg és mtsai, 2001). A jó önszabályozási készség protektív faktor az egészséges pszichés fejlődésre nézve,

míg az alacsony önszabályozási készség rizikófaktor a viselkedési problémák és az agresszív viselkedésformák megjelenésében, amelynek jelentősége megnő az alacsony szocioökonómiai státuszú családból származó és/vagy bántalmazott gyermekek körében (Cicchetti és mtsai, 1995; Granero és mtsai, 2015; Howard & Melhuish, 2017; Kim és mtsai, 2013; Olson és mtsai, 2011; Sawyer és mtsai, 2015).

## 1.2. A korai önszabályozás mérésének kérdőíves megközelítései a nemzetközi és a hazai gyakorlatban

Az önszabályozást vizsgáló szakirodalom három különböző megközelítést kínál az önszabályozás mérésére (Rademacher & Koglin, 2019). A kognitív szabályozási képességeket általában végrehajtó funkciót mérő feladatokkal vizsgálják, míg az affektív szabályozási képességeket a vágyak kielégítésének késleltetésén alapuló situációs feladatokkal. Az önszabályozás egyéni, temperamentum- vagy személyiségjellemzőit pedig kérdőívek segítségével tárják fel (önbevallás alapján vagy informátorok – szülő, pedagógus – által kitöltve). Ahogy korábban bemutattuk, az eltérő elméleti megközelítések az önszabályozás más-más aspektusát emelik ki, ezért ez a három mérési eljárás elméleti szinten sem egységes konstruktumot vizsgál. Tanulmányunk célkitűzésének megfelelően mi az önszabályozás gyermekkori kérdőíves eljárásával foglalkozunk részletesen, ezért nem térünk ki a feladatokon alapuló képességmérés bemutatására.

Az önszabályozás egyéni jellemzőit mérő kérdőívek igen sokfélék. A gyermek- és a felnőtt szakirodalomban közel 100 különböző kérdőív található (Duckworth & Kern, 2011) az önszabályozás képességével összefüggésben (tárgyan értelmezve az önszabályozás fogalmát, beleértve az impulzivitást, a kontrollfunkciókat és a temperamentum-konstruktumokat is). A szülőkre és a pedagógusokra kidolgozott kérdőívek egyaránt arra kéri a kitöltőket, hogy értékeljék a gyermek mindennapi önszabályozó viselkedésének gyakoriságát, súlyosságát vagy tipikus jellegét. A kérdőíves mérés előnye, hogy valós önszabályozó magatartás megfigyelését célozza meg, amelyek ökológiailag érvényesek, mindemellett a kérdőíves módszer idő- és költséghatékony adatgyűjtést biztosít (Howard és mtsai, 2019). A nemzetközi gyakorlatban kifejezetten az önszabályozás korai fejlődésének vizsgálatára alkalmazott kérdőívek változatosak, jól tükrözik a fentiekben bemutatott elméleti diverzitást. Az alábbiakban bemutatjuk a nemzetközi gyakorlatban alkalmazott főbb kérdőíveket (áttekintésüket ld. az 1. táblázatban).

Az önszabályozást a temperamentum, illetve a szocio-emocionális fejlődés elméleti keretében vizsgáló kutatások során leggyakrabban alkalmazott kérdőív a Gyermeki Viselkedés Kérdőív (*Children's Behavior Questionnaire*; CBQ), amelyet Rothbart és munkatársai (2001) dolgoztak ki 3–7 éves gyermekek felmérésére. A mérőeszköz kidolgozásának elméleti hátterét azon értelmezés adja, amely szerint a temperamentum a reaktivitásban és önszabályozásban megnyilvánuló egyéni különbségek összessége. A kérdőív eredeti változata 195 tételből áll és 15 alszálát (skálánként



12–14 tétel) tartalmaz (Putnam & Rothbart, 2006). A szülőknek, illetve a pedagógusoknak 1-től 7-ig terjedő Likert-típusú skálán (az egyáltalán nem igaz és teljes mértékben igaz válaszlehetőségek között) kell megítélniük a gyermek viselkedését. A kérdőívnek több rövidített változata is elkészült: *Children's Behavior Questionnaire Short Form* (CBQ-SF) és a *Children's Behavior Questionnaire Very Short Form* (CBQ-VSF) (Putnam és mtsai, 2006). A kérdőív legrövidebb változatának magyar adaptációja a közelmúltban jelent meg (Molnár & Kovács, 2019). Ez a 36 tételből álló kérdőív három alskálát tartalmaz az erőfeszítés alapú kontroll, az extroverzió és a negatív érzelmi viszonyulás mérésére. A gyermekkori periódus mellett Rothbart és munkacsoportja több életkori övezetre is kidolgozott egy-egy kérdőívet, a csecsemőkortól kezdve egészen a felnőttkorig.<sup>1</sup>

Az önszabályozás kognitív oldalát, a végrehajtó funkciót mérő kérdőív a Viselkedésalapú Végrehajtó Funkció Leltár (*Behavior Rating Inventory of Executive Function*; BRIEF), amelynek szintén több életkori változata létezik óvodáskortól felnőttkorig (Gioia és mtsai, 1996, 2002). Az 5–7 éves korú gyermekek felmérésére szánt változat 86, míg az óvodáskorúakra (2–5,11 évesekre) tervezett kérdőív (*Behavior Rating Inventory of Executive Function-Preschool Version*, BRIEF-P) 63 tételből áll. A szülők, illetve a pedagógusok 3 fokozatú Likert-skálán (válaszlehetőségek: soha [1], ritkán [2] és gyakran [3]) ítélik meg a gyermek viselkedését, annak előfordulási gyakoriságát, 5 alskála (úgy mint *Gátlás*, *Váltás*, *Érzelemszabályozás*, *Munkamemória*, *Tervezés/Rendszerezés*) mentén, amelyek további 3 magasabb rendű faktorba rendezhetők (*Viselkedésszabályozás*, *Flexibilitás* és *Meta-kogníció*), valamint egy átfogó dimenzióba, amely a *Globális Végrehajtó Összpontszámot* adja meg.

Az Átfogó Végrehajtó Funkció Leltárt (*Comprehensive Executive Function Inventory*; CEFI; Naglieri & Goldstein, 2013) 5–18 éves korú gyermekek és fiatalok számára fejlesztették ki, szülők, illetve pedagógus általi értékeléssel, valamint 12 éves kor felett önkitöltő változattal is. A végrehajtó funkciót mérő kérdőív 100 tételének értékelése 9 alskálán történik. Ezek a *Figyelem*, az *Érzelemszabályozás*, a *Rugalmasság*, a *Válaszgátlás*, a *Kezdeményezés*, a *Rendszerezés*, a *Tervezés*, az *Önellenőrzés*, és a *Munkamemória*. A mérőeszköz 6 fokozatú Likert-típusú skálát használ (a válaszlehetőségek végpontjai: soha [1] – mindig [6]).

A Gyermekkori Végrehajtó Funkció Leltárt (*Childhood Executive Functioning Inventory*; CHEXI; Thorell & Nyberg, 2008) 4–12 éves gyermekek végrehajtó funkciójának mérésére dolgozták ki. A 24 tételű kérdőívben 5 fokozatú Likert-típusú skálán (a válaszlehetőségek végpontjai: egyértelműen nem igaz [1] és egyértelműen igaz [5]) értékelik a gyermek viselkedését a szülők, illetve a pedagógusok. Elméleti felépítése szerint négy dimenziót tartalmazott, amelyek a *Gátlás*, a *Szabályozás*, a *Munkamemória* és a *Tervezés* voltak. A faktorszerkezet feltárására vonatkozó elemzések azonban végül

két alskála, a *Gátlás* és *Munkamemória* érvényességét erősítették meg (Thorell & Nyberg, 2008), míg a *Szabályozás* és a *Tervezés* alskálák nem különültek el megbízhatóan. A kérdőív magyar adaptációja is elkészült (Józsa & Józsa, 2020).

A Devereux Kora Gyermekkori Értékelés (*Devereux Early Childhood Assessment*; DECA) az Egyesült Államokban 2–5 éves gyermekek mérésére sztenderdizált 37 tételű skála (LeBuffe & Naglieri, 1999). A gyermek gondozói 5 fokozatú Likert-típusú skálán (a soha [1] és a nagyon gyakran [5] végpontok között) értékelik az adott viselkedés előfordulásának gyakoriságát az elmúlt 4 hétre vonatkozóan. A DECA kitöltése viszonylag gyors (kb. 15–20 perc), és a gyermek magatartási nehézségeit és protektív tényezőit egyaránt vizsgálja. A *magatartási nehézségek* egy alskála értékéből, míg a *protektív* tényezők három alskála – a *Kezdeményezés*, az *Önkontroll* és a *Kötődés* – pontszámaiból számolhatóak. A szerzők kiemelik, hogy a DECA rendkívül megbízható az óvodáskorú gyermekek protektív tényezőinek mérésében (LeBuffe & Naglieri, 1999). Lien és Carlson (2009) eredményei alátámasztották a protektív faktorok mérésének érvényességét és preventív programokban való hasznosságát hátrányos helyzetű gyermekek mintáján.

A Kora Gyermekkori Önszabályozás Értékelő Skála (*Self-Regulation Assessment Scale for Early Childhood*; SASEC; Boyer, 2022) 3–5 éves gyerekek önszabályozási képességek mérésére szolgáló, 12 tételű, egydimenziós szerkezetű kérdőív. A kanadai szerző kérdőíve a gyermekek eltérő társas helyzetekben, eltérő nehézséggel, eszköz-, illetve időkorlátal végzett tevékenységeinek megkezdése, fenntartása, befejezése során megfigyelt viselkedését a pedagógusok 5 fokozatú Likert-skálán értékelik. A skála értékei azt tükrözik, hogy az adott elrendezésben a kisgyermek milyen gyakran tudja szabályozni a viselkedését (végpontok: soha [1], mindig [5]). A kérdőív kialakítását kvalitatív kutatás előzte meg, amely során szülők és óvodapedagógusok interjúit elemezték, majd az eredmények alapján alakították ki a természetes óvodai játéktevékenységek során megfigyelhető viselkedésekre vonatkozó tételket. A kvalitatív elemzés során 147 3–5 éves gyermek játéktevékenységét értékelték 30 perces videófelvételek alapján. Az eredmények szerint 3–5 éves gyermekek esetében 12 pontnyi szórás mellett, 24 pont körüli átlagot talált a szerző. Az elemzések nem támasztották alá a demográfiai változók hatását – család jövedelme, életkor, nem, testvérek száma – az önszabályozásban mutatkozó eltérésekre (Boyer, 2022).

A fenti összefoglalóból láthatjuk, hogy a gyermekkorban használt önszabályozási képességet mérő kérdőívek elsősorban területre specifikus megközelítésűek, és általában a szabályozás egy-egy aspektusát ragadják meg. Így a temperamentum mérésére kidolgozott kérdőívek az erőfeszítés-alapú kontroll mérésére irányulnak, míg az önszabályozás kognitív oldalát vizsgáló kérdőívek olyan végrehajtó funkciókhoz kapcsolódó összetevőket mérnek, mint amilyen a gátlás képessége (a BRIEF változatai, a CEFI és a CHEXI). A magasabb tételszámmal rendelkező, végrehajtó funkciót mérő kérdőívekben ugyanakkor az érzelemszabályozás (ld. BRIEF, BRIEF-P, CEFI) és a viselkedésszabályozás (ld. BRIEF) alskálái is megjelennek.

<sup>1</sup> Például csecsemők felmérésére szolgál az *Infant Behavior Questionnaire* (IBQ, Rothbart és mtsai, 2002), az *Early Adolescent Temperament Questionnaire* (EATQ, Rothbart és mtsai, 1992) pedig a 9–15 éves korosztályt célozza meg.

**1. táblázat.** Az önszabályozás korai fejlődésének vizsgálatára alkalmazott kérdőíves módszerek áttekintése

A mérőeszköz neve	Szerzők	Életkori övezet	Skálák	Felvételi mód
Gyermek Viselkedés Kérdőív (Children's Behavior Questionnaire; CBQ)	Samuel és mtsai, 2001	3–7	15 elsődleges temperamentum-jellemző 3 faktor: Erőfeszítés-alapú kontroll, Extraverzió, Negatív érzelmi viszonyulás	szülő, pedagógus általi értékelés, 195 tétel, 7 fokozatú Likert-skála
Gyermeki Viselkedés Kérdőív rövid változata (Children's Behavior Questionnaire Short Form; CBQ-SF)	Samuel és mtsai, 2006	3–8	3 faktor: Erőfeszítés-alapú kontroll, Extraverzió, Negatív érzelmi viszonyulás	szülő, pedagógus általi értékelés, 94 tétel, 7 fokozatú Likert-skála
Gyermeki Viselkedés Kérdőív legrövidebb változata (Children's Behavior Questionnaire Very Short Form; CBQ-VSF) (magyar változat: CBQ-VS-H)	Samuel és mtsai, 2006; Molnár & Kovács, 2019	3–8	3 faktor: Erőfeszítés-alapú kontroll, Extraverzió, Negatív érzelmi viszonyulás	szülő, pedagógus általi értékelés, 36 tétel, 7 fokozatú Likert-skála
Devereux Kora Gyermekkori Értékelés önkontroll alskálája (Self-control subscale of the Devereux Early Childhood Assessment; DECA)	LeBuffe & Naglieri, 1999	2–5	4 faktor: Magatartási nehézségek (1 skála) és Protektív faktorok (3 alskála): Kezdeményezés, Önkontroll, Kötődés	szülő, pedagógus általi értékelés, 37 tétel, 5 fokozatú Likert-skála
Viselkedésalapú Végrehajtó Funkció Leltár (Behavior Rating Inventory of Executive Functioning; BRIEF)	Gerard és mtsai, 2000	5–7 8–10 14–18	8 alskála: Gátlás, Váltás, Érzelemszabályozás, Kezdeményezés, Munkamemória, Tervezés, Rendszerezés, Monitorozás/Ellenőrzés; 2 átfogó dimenzió: Viselkedésszabályozás, Metakogníció; valamint Globális Végrehajtó Összpontszám	szülő, pedagógus általi értékelés, 86 tétel, 3 fokozatú Likert-skála
Viselkedésalapú Végrehajtó Funkció Leltár, óvodáskori változat (Behavior Rating Inventory of Executive Function Preschool Version; BRIEF-P)	Gerard és mtsai, 2003	2,0–5,11	5 alskála: Gátlás, Váltás, Érzelemszabályozás, Munkamemória, Tervezés/Rendszerezés; 3 átfogó dimenzió: Viselkedésszabályozás, Flexibilitás; valamint Metakogníció Globális Végrehajtó Összpontszám	szülő, pedagógus általi értékelés, 63 tétel 3 fokozatú Likert-skála
Átfogó Végrehajtó Funkció Kérdőív (Comprehensive Executive Function Inventory; CEFI)	Naglieri & Goldstein, 2013	5–18	9 alskála: Figyelem, Érzelemszabályozás, Rugalmasság, Válaszgátlás, Kezdeményezés, Rendszerezés, Tervezés, Önellenőrzés, Munkamemória	szülői, pedagógus általi értékelés, 12 éves kortól önkitöltő változat, 100 tétel 6 fokozatú Likert-skála
Gyermekkori Végrehajtó Funkció Leltár (Childhood Executive Functioning Inventory; CHEXI)	Thorell & Nyberg, 2008	4–12	2 alskála: Gátlás, Munkamemória	szülő, pedagógus általi értékelés 24 tétel 5 fokozatú Likert-skála
Gyermek Önszabályozás és Viselkedés Kérdőív (Child Self-Regulation and Behavior Questionnaire; CSBQ)	Howard & Melhuish, 2017	3–6	7 alskála: Kognitív önszabályozás, Viselkedésszabályozás, Érzelemszabályozás, Szociabilitás, Proszociális viselkedés, Externalizáló és Internalizáló viselkedésproblémák	szülő, pedagógus értékelés, 33 tétel, 5 fokozatú Likert-skála
Kora Gyermekkori Önszabályozás Értékelő Skála (Self-Regulation Assessment Scale for Early Childhood; SASEC)	Boyer, 2022	3–5	Egydimenziós szerkezet, a tételek a kezdeményezés, a viselkedésszabályozás és a különböző tevékenységek fenntartását érintik	szülői, pedagógus értékelés 12 tétel 5 fokozatú Likert-skála



### 1.3. A Gyermekek Önszabályozás és Viselkedés Kérdőív bemutatása

Bár az önszabályozás jelentősége széles körben elfogadott és vizsgált jelenség, a legtöbb ismertetett eljárás csak néhány komponensét vizsgálta vagy területre általános képességként kezeli az önszabályozást. A Howard és Melhuish (2017, 2020) által kialakított Gyermekek Önszabályozás és Viselkedés Kérdőív (*Child Self-Regulation and Behavior Questionnaire*, CSBQ) viszont az önszabályozás több komponensét is méri, beleértve a viselkedéses, a kognitív és érzelmi aspektust, kiegészítve a társas-érzelmi képességekkel és a viselkedés-problémákkal. A mérőeszközt Howard és Melhuish 2017-ben publikálta egy összetett tabletalapú kognitív funkciókat mérő eljárás részeként (*Early Years Toolbox – Korai Évek Eszköztára*). A vizsgálat célja az volt, hogy a korai időszakban mérje meghatározott feladatokon keresztül a gyermekek önszabályozási és szociális készségeinek, végrehajtott funkcióinak, nyelvi készségeinek fejlődését (Howard & Melhuish, 2017). A kérdőívet ausztrál óvodás gyermekek mintáján validálták. A kérdőív kidolgozásának elsődleges célja, hogy egy olyan gondozó vagy pedagógus által kitölthető vizsgálóeszközt készítsenek, amely egyszerre méri a gyermek három (érzelmi, kognitív, viselkedéses) szabályozási funkciója mellett a szociabilitását, a proszociális viselkedését és a szubklinikai szintű externalizáló és internalizáló viselkedési problémáit. A viselkedéses problémák beemelése a kérdőívbe azt a célt szolgálta, hogy a szabályozási funkciók mellett a gyermekek alkalmazkodási problémáit és korai internalizáló és externalizáló viselkedési megnyilvánulásait is szűrje.

A 33 tételből álló kérdőív az elméleti koncepciónak megfelelően hét alskálát tartalmaz: *Kognitív önszabályozás*, *Viselkedésszabályozás*, *Érzelemszabályozás*, *Szociabilitás*, *Proszociális viselkedés*, *Externalizáló* és *Internalizáló viselkedésproblémák*. Az alskálák 4–6 tételből állnak. A szülők, illetve a pedagógusok a kérdőív kitöltésekor a gyermek megfigyelt viselkedésjellemző voltát 5 fokozatú Likert-skálán értékelik (végpontok: egyáltalán nem jellemző [1] – teljesen jellemző [5]). A kérdőív reliabilitásmutatói megfelelőek (Cronbach- $\alpha > 0,80$ ). A CSBQ előzetes vizsgálatának empirikus alapját 114 gyermek szülői jellemzése szolgáltatta. A kérdőív kidolgozása során 49 tételből indultak ki, amelyet a feltáró faktorelemzés alapján redukáltak 33 tételre. A szerzők megjegyzik, hogy néhány tétel több alskálával is szoros együttjárást mutat. Az ausztrál mintán szerzett tapasztalatok alapján a CSBQ szoros együttjárást mutatott a Képességek és Nehézségek Kérdőív (*Strengths and Difficulties Questionnaire*, SDQ) hasonló tartalmú alskáláival (externalizáló viselkedési problémák:  $r = 0,91$ , internalizáló viselkedési problémák:  $r = 0,78$ , proszociális magatartás:  $r = 0,81$ ). Howard és Melhuish (2017) beszámolnak arról is, hogy a CSBQ Szociabilitás alskálája szoros együttjárást mutat az SDQ Proszociális magatartás skálájával ( $r = 0,48$ ). A CSBQ 3 alskáláját összevetették az SDQ Hiperaktivitás skálájával is, amelyek esetében szintén szoros együttjárások mutatkoztak (Viselkedésszabályozás:  $r = -0,81$ ; Érzelemszabályozás:  $r = -0,66$ ; és Kognitív önszabályozás:  $r = -0,70$ ).

Az ausztrál vizsgálati mintán a pedagógusok által jellemzett önszabályozási képességek nem mutattak számottevő lineáris növekedést a gyermek életkorának előrehaladtával, így a szerzők az előzetes CSBQ normatív értékeket életkori bontás nélkül, percentilisekben adták meg (Howard & Melhuish, 2017). Egy közelmúltban publikált nemzetközi tanulmány szerzői azonban kínai gyermekek körében a kognitív önszabályozásban szignifikáns, közepes mértékű életkori különbséget találtak a három- és négyéves gyerekek eredményeit összehasonlítva (Huang és mtsai, 2022).

A CSBQ alkalmazásának előnye, hogy alacsony tétel-száma elősegíti a gyakorlatban, a szűrővizsgálatokban és a kutatásokban való felhasználását egyaránt. Míg a fentebb bemutatott kérdőívek elsődlegesen a temperamentum, illetve a végrehajtott funkciók mérésére, illetve az önszabályozás egydimenziós vizsgálatára vállalkoznak, addig a CSBQ specifikusan az önszabályozás többdimenziós mérését helyezi fókuszba, kiegészítve a viselkedési problémák szűrésével.

A CSBQ használatának nemzetközi tapasztalata megerősítette a többdimenziós faktorstruktúra érvényességét. A közelmúltban kínai óvodások ( $n = 571$ ) körében végzett kutatás során a kérdőív Érzelemszabályozás, Viselkedésszabályozás és Kognitív önszabályozás alskálái megbízhatónak bizonyultak: a Cronbach- $\alpha$ -értékek 0,72 és 0,86 között helyezkedtek el (Huang és mtsai, 2022). Az eredmények mellett a lányok előnyét mutatták az érzelmi- és viselkedésszabályozás fejlődésében, míg a kognitív önszabályozásban nem mutatkozott szignifikáns eltérés a nemek között. A kutatás eredményei mindhárom önszabályozási dimenzió prediktív hatását támasztották alá a korai számolási készség és az olvasás- és íráskészség fejlődésére vonatkozóan. Az olvasás- és íráskészség tekintetében a kognitív és viselkedésszabályozás, míg a számolási készségek esetén a kognitív önszabályozás bizonyult a legerősebb prediktív értékűnek (Huang és mtsai, 2022).

A kérdőív spanyol adaptációjával végzett kutatás a COVID-19-járvány előtt és a lezárás időszakában vizsgálta óvodások fizikai aktivitásának hatását az önszabályozásra és az alvásminőségre (Alonso-Martínez és mtsai, 2021). A szülők által online formában kitöltött kérdőívek adatainak és a gyermekek csuklójára rögzített okosórával mért fizikai aktivitás adatainak elemzése azt mutatta, hogy az óvodás gyermekek körében a mozgásszegény időszakok napi növekedése együtt járt az alvásminőség romlásával és az önszabályozási, internalizáló és externalizáló problémák növekedésével. A tanulmány szerzői sajnálatos módon nem közlik a kérdőív spanyol nyelvű változatának részletes pszichometriai mutatóit, csupán utalást tesznek arra, hogy az alskálák belső megbízhatósága megfelelő (Cronbach- $\alpha < 0,80$ ). Howard és munkatársai (2021) longitudinális vizsgálatban 217 ausztrál, iskolakezdés előtt álló óvodás önszabályozásának és iskolaérettségének összefüggését vizsgálta. A gyermekek tanév elején mutatott önszabályozási eredményeit a 7 hónappal később mért, tanév végi iskolaérettségi eredményeivel hasonlították össze. Az önszabályozás mérése több aspektusból is történt. A CSBQ kérdőív pedagógus által kitöltött önszabályozási skálái mellett az önszabályozás viselkedéses megfigyelésének és feladatalapú mérésének



eredményeit is elemezték. Az eredmények arra utalnak, hogy az év eleji kognitív önszabályozási indexek megbízhatóan jelezték előre az iskolaérettséget közvetlenül az iskolakezés előtt. A szerzők konklúziója szerint az iskolaéretlenség kockázatát csak a feladatalapú és kérdőíves módszerek kombinált pontszámával lehet megbízhatóan előrejelezni (Howard és mtsai, 2022).

## 1.4. Célkitűzés

Jelen vizsgálat egyik célja a Gyermek Önszabályozás és Viselkedés Kérdőív (Howard & Melhuish, 2017) magyar nyelvű változatának elkészítése és átfogó pszichometriai elemzése, amely kiterjed a 33 tételes skála faktorszerkezetének részletes vizsgálatára, és a skálák belső konzisztenciájának elemzésére. A vizsgálat jelentőségét az adja, hogy a hazai gyakorlatban a gyermekek önszabályozásának többdimenziós mérésére szolgáló eszköz bevezetése hiánypótló. Törekdünk egy olyan hazai változat kialakítására, amely a gyakorlatban jól alkalmazható, emellett megfelel a modern pszichometriai kritériumoknak.

Vizsgálatunkat és elemzésünket nemzetközi szinten is hiánypótlónak tartjuk, hiszen a tudomásunk szerint a CSBQ részletes pszichometriai elemzését mind ez ideig nem publikálták, és a mérőeszközt felhasználó tanulmányokban rendszerint csak az alskálák reliabilitását közlik, amelyek minden esetben magasak. Meg kell azt is jegyeznünk, hogy az újabb tanulmányokban (pl. Howard és mtsai, 2021; Huang és mtsai, 2022; Williams & Bentley, 2021) csak az önszabályozási alskálák eredményeit publikálták (viselkedés- és érzelmszabályozás, kognitív önszabályozás), míg a viselkedési problémákat mérő alskálák eredményeinek közlésétől eltekintettek.

Az elemzéseink során szeretnénk rávilágítani a mérőeszköz értékelésének, pontozásának lehetőségeire; a kérdőív magyar mintán alkalmazható faktorstruktúrájára, és az alskálák egymáshoz való viszonyára. Az elemzéseink során alkalmazott módszerek megválasztásának szempontjait és a kapott eredményeket lépésről lépésre részletesen kifejtiük abból a célból, hogy ezáltal is támogassuk a hazai tesztadaptációs kutatásokat.

## 2. MÓDSZEREK

### 2.1. Vizsgálati személyek és eljárás

A vizsgálatban 839 gyermek elsődleges gondozója – a gyermekkel együtt élő szülő vagy nevelőszülő – vett részt (94,9% nő, 5,1% férfi; átlagéletkor: 36,4 év, SD = 5,52 év, terjedelem: 23–68 év), akik papíralapon (25,3%) vagy online (74,7%) formában töltötték ki a kérdőívet, gyermekük viselkedését, érzelmi és társas kompetenciáját értékelve. A toborzás az óvodavezetők hozzájárulásával az óvónők által tartott szülői értekezleteken, továbbá a Baranya Megyei Pedagógiai Szakszolgálat által végzett iskolaérettségi vizsgálaton részt vevő

óvodás gyermekek szüleinek körében történt. Az adatgyűjtést az intézményvezetők írásbeli tájékoztatása és írásbeli hozzájárulásának kérése előzte meg. A vizsgálaton részt vevő szülők szintén írásbeli tájékoztatást kaptak a kutatás céljáról, amelyben részvételük önkéntes alapon, írásbeli beleegyezésükkel történt. A vizsgálat az Egyesített Pszichológiai Kutatás-Értékelési Bizottság (EPKEB) engedélyével zajlott (engedélyszám: 2018/96).

A kérdőívben rákérdeztünk a gyermekek életkorára, a születéskor betöltött gesztációs hét számára, a születési súlyra, a fejlődését érintő krónikus betegség(ek)re, orvosi diagnózisra, pedagógiai szakértői vélemény megállapítására, megállapított sajátos nevelési igényre. A 839 beérkezett kérdőívből a válaszok alapján 115 gyermek adata kizárásra került, ebből 48 gyermek koraszülöttség (36 hét alatti gesztációs hét), 20 gyermek nem a vizsgálatnak megfelelő életkorú (36 hónapos kor alatti, illetve 83 hónapos kor feletti), és 47 gyermek fejlődési vagy viselkedészavarral diagnosztizált (3 gyermek aktivitásszabályozás és figyelemzavar, 11 gyermekkori autizmus spektrum zavar, 16 gyermek nyelv- és beszédfejlődési zavar, 2 gyermek a motoros funkció specifikus fejlődési rendellenesség, 10 gyermek kevert specifikus fejlődési zavar, 5 gyermek egyéb fejlődési zavar miatt).

Az adatbázis tisztítását követően összesen 724, 36–83 hónapos (átlagéletkor: 62,3 hónap, szórás: 11,6 hónap) tipikus fejlődésű óvodás gyermek adatait elemeztük. A nemek eloszlása megközelítőleg kiegyenlített volt (53,6% fiú, 46,4% lány). A gyermekek Baranya (73,6%), Zala (6,7%), Komárom–Esztergom megyei (9,4%) és Pest megyei (10,3%) óvodások, akik közül 16,5% községben, 72,2% városban, 11,3% pedig a fővárosban él. Az anya iskolai végzettsége szerint a kitöltők közel fele felsőfokú (56,1%), negyede középfokú (25,8%), 14,5%-a szakmunkás, míg 3,6%-a 8 általános iskolai, illetve annál alacsonyabb végzettségű (2 kitöltő nem jelölte meg az anya iskolai végzettségét). A mintába bekerült elsődleges gondozók 95,2%-a nő (4,8%-a férfi, 19 fő nem jelölte meg a nemét), átlagéletkoruk 36,7 év (szórás: 5,37 év, terjedelem: 23–68 év). Megjegyzendő, hogy 33%-uk nem jelölte meg életkorát.

### 2.2. Mérésezközök

*Gyermek Önszabályozás és Viselkedés Kérdőív* (Child Self-Regulation and Behavior Questionnaire, CSBQ, Howard & Melhuish, 2017): a 33 tételes kérdőívet fentebb részletesen bemutatjuk. Magyar változatát az angol nyelvű eredeti kérdőívből Steven J. Howard hozzájárulásával adaptáltuk. A fordítást független, kétnyelvű fordító visszafordítása követte. A visszafordítás és az eredeti kérdőív tartalmi egyezését anyanyelvi lektor bevonásával hitelesítettük. A végleges szövegezést a fordítók bevonásával alakítottuk ki. A válaszlehetőségek esetén megtartottuk az eredeti kérdőív szerkezetét, a szülők 5 fokú Likert-skálán értékelhették a gyermekükön megfigyelt viselkedés jellemző voltát, az alábbi végpontok között: egyáltalán nem jellemző (1) és teljesen jellemző (5).



*Képességek és Nehézségek Kérdőív* (Strengths and Difficulties Questionnaire, SDQ, (Goodman, 1997): a mérőszköz 4–16 éves gyerekek viselkedés sajátosságainak feltárására alkalmas. A kérdőív 2005 óta hazánkban is elérhető (Birkás és mtsai, 2008). A nemzetközi és a magyar gyakorlatban is széles körű tapasztalatokkal rendelkező kérdőív 25 tételt tartalmaz. A kijelentéseket az elmúlt hat hónap alapján 3 fokozatú Likert-skálán kell értékelnie a szülőnek vagy a pedagógusnak (válaszlehetőségek: nem igaz [0], valamennyire igaz [1] és igaz [2]). A tételek az alábbi öt faktorba sorolhatók: *Érzelmi tünetek*, *Viselkedési problémák*, *Hiperaktivitás*, *Kortárskapcsolat nehézségei* és *Proszociális magatartás*. Minden alszála 5 tételből áll. A skálákon elért magasabb pontszám nagyobb mértékű problémát, nehézséget jelez. Jelen kutatásban a skálák belső konzisztenciáit becsülő Cronbach- $\alpha$ -mutatók elfogadhatóak, a nemzetközi és hazai adatoknak megfelelő együtthatókat kaptunk: *Érzelmi tünetek* 0,62, *Viselkedési problémák* 0,61, *Hiperaktivitás* 0,79, *Kortárskapcsolati problémák* 0,63, *Proszociális magatartás* 0,74. Az SDQ skálái további másodlagos dimenzióba is szervezhetők. Az *Internalizáció* dimenziót az *Érzelmi tünetek* és a *Kortárskapcsolat nehézségei* skálák alkotják, míg az *Externalizáció* dimenzió a *Viselkedési problémák* és a *Hiperaktivitás* skálák összegzéséből képezhetők (Goodman, Lamping, & Ploubidis, 2010). A vizsgálatunk keretében 539 esetben került kitöltésre az SDQ kérdőív. Ennek oka, hogy a kérdőívek felvétele két felvételi hullámban zajlott és az SDQ kérdőív felvételére csak a második hullámban került sor.

### 2.3. Adatelemzési módszerek és stratégia

Mivel az adatok normalitásvizsgálatának eredménye meghatározza a faktorelemzésnél alkalmazott becslési módszereket, elsőként ezt ellenőriztük a ferdeség- és csúcosságműtatók vizsgálatával, illetve a Mardia-féle (Mardia, 1970) többváltozós eloszlásműtatóval. Ezután az eredeti kérdőív hétfaktoros struktúráját teszteltük konfirmatív (megerősítő) faktorelemzéssel. A megerősítő faktorelemzések során megvizsgáljuk a teoretikus modell és az adatok egybeesésének mértékét, amelyhez – a szakmai ajánlásoknak megfelelően – többféle illeszkedési műtatót is használunk. A  $\chi^2$ -próba segítségével az elméleti modell és az empirikus adatok illeszkedésének mértéke könnyen becsülhető, értékét általában akkor tekinthetjük elfogadhatónak, ha nem szignifikáns ( $p > 0,05$ ). Fontos azonban megjegyezni, hogy a műtató meglehetősen érzékeny a normalitás sérülésére és a mintanagyságra, így alkalmazhatósága korlátozott. Számos empirikus eredmény és szimulációs vizsgálat támasztja alá, hogy a normalitás sérülésekor vagy nagy elemszámú minta esetén a  $\chi^2$ -próba kevésbé informatív, a legtöbb esetben a modell elvetését jelzi (Bentler & Bonnet, 1980; Jöreskog & Sörbom, 1993; McIntosh, 2006). A mintanagyságból fakadó korlátot gyakran a  $\chi^2$ -próba szabadságfokhoz mért arányával próbálják kompenzálni ( $\chi^2$ /szabadságfok), amelynek

ugyan nincs pontos kritériuma, de az ajánlások általában 2-től 5-ig terjednek (Iacobucci, 2010; Tabachnick & Fidell, 2007; Wheaton, Muthen, Alwin, & Summers, 1977). A fentieknek megfelelően, a szakmai ajánlásoknak megfelelően a további illeszkedési műtatókat vettük figyelembe: *összehasonlító illeszkedési műtató* (Comparative Fit Index, CFI), *Tucker–Lewis-féle illeszkedési műtató* (Tucker-Lewis Non-normed Fit Index, TLI; Tucker & Lewis, 1973), valamint a *becslési hiba négyzetes átlagának gyöke* (Root-Mean-Square Error of Approximation, RMSEA; Steiger, 1990). A CFI azt méri fel, hogy egy feltételezett hipotetikus modell milyen mértékben reprodukálja a valós adatokon nyugvó kovarianciaműtatót egy független modellhez képest. A TLI a CFI-hez hasonló módon méri az illeszkedést, annyi különbséggel, hogy ez a műtató a modellben használt szabadságfokot is figyelembe veszi, így kiküszöböli a vizsgálati minta méretének befolyásoló szerepét. A CFI és TLI műtatók értéke 0 és 1 közötti tartományba eshet, ahol az 1-hez közeli érték jelzi a szoros illeszkedést. Kezdetben a műtatók elfogadhatósági kritériumának 0,90-et adtak meg, de az utóbbi időkben inkább a 0,95-öt tekintik az elfogadhatóság alsó határának (Hu & Bentler, 1999). A Steiger-féle RMSEA-műtatót a modell populációs kovarianciaműtatóhoz viszonyított illeszkedésének becsléséhez használjuk. Az RMSEA az elemszámától függetlenül hasonlítja össze, hogy a valós és az optimális paraméterekkel rendelkező hipotetikus modell kovarianciaműtatója milyen mértékben illeszkedik. Az RMSEA a modell takarékoságának megbízható jelzője, a komplex modellek hibás specifikálásának hatékony műtatója. Az RMSEA értéke is 0 és 1 közé eshet, itt azonban a kisebb, 0-hoz közel eső érték jelzi a jobb az illeszkedést. Browne és Cudeck (1993) meghatározása szerint az RMSEA-értékei 0,05-ig szoros illeszkedést jeleznek; 0,08-os értékig pedig megfelelő illeszkedést, elfogadható populáción belüli becslési hibákkal. A megerősítő faktorelemzések során a legkisebb négyzetek súlyozott módszerét (Weighted Least Squares Mean and Variance adjusted: WLSMV) alkalmaztuk, mivel az előzetes vizsgálatok eredményei alapján azt kaptuk, hogy a változóink egy- és többváltozós normalitása több esetben is sérül. A WLSMV becslés általában olyan esetekben használható, amikor a tételek ordinálisak, a többváltozós normalitás pedig sérül (Holtmann és mtsai, 2016; Li, 2016).

Mivel a megerősítő faktorelemzésünk eredményei nem támogatták az eredeti kérdőív szerkezetét, ezért további feltáró faktorelemzést végeztünk, hogy megismerjük a kérdőív faktorszerkezetét. A lehetséges dimenziók meghatározására – az ajánlások alapján – többféle módszer eredményét is figyelembe vettük: pl. lejtődiagram (Scree-teszt), Kaiser-kritérium, megmagyarázott varianciarányad és a Horn-féle paralellelemzés (1965). A Horn (1965) által bevezetett, hazánkban egyelőre még kevésbé ismert paralellelemzés egy olyan szimulációs módszer, amely lehetőséget ad arra, hogy csak a szignifikáns főkomponenseket tartsuk meg. Az eljárás az eredeti vizsgálati minta fő paraméterei alapján (pl. mintaelemszám, változók száma) véletlenszerű mintákat képez, nem korreláló változókkal, és az így kapott sajátérté-





keket veti össze a vizsgálati mintán nyert korrelációs mátrix alapján kapott sajátértékekkel. Az elemzés során csak azokat a dimenziókat tartjuk szignifikánsnak, amelyek sajátértéke nagyobb, mint a random, korrelálatlan változókból képzett sajátérték. A módszer elve tehát az, hogy a minta variabilitása véletlenszerűen is eredményezhet 1-nél nagyobb sajátértékű komponenseket, még akkor is, ha valójában a változóink nem korrelálnak, és így előfordulhat, hogy egy 1-nél nagyobb sajátértékkel rendelkező dimenzió valójában nem képvisel valódi, értelmezhető információt.

A feltáró faktorelemzés során többféle módszert (pl. fő-tengely-elemzést [Principal-Axis Factoring, PAF], átlósan súlyozott négyzetes becslési eljárást [Diagonally Weighted Least Squares Estimation, DWLS]) és rotációs (promax, promin) technikát is felhasználtunk, annak érdekében, hogy eredményeink minél inkább általánosíthatóak legyenek. A különféle módszerek megválasztásakor, a szakmai ajánlásokat figyelembe véve igyekeztünk azokat alkalmazni, amelyek a változóink ordinális volta és a normalitás sérülése esetén leginkább megfelelőek. Mivel a nemzetközi és az előzetes eredményeink alapján a kérdőív alszkálái szoros kapcsolatot jeleztek, illetve elsődleges célunk volt a faktorok értelmezhetősége, így ferde forgatást alkalmaztunk.

Az utóbbi években számos kitűnő módszertani tanulmány (pl. Reise, 2012; Reise, Bonifay, & Haviland, 2013; Rodriguez, Reise, & Haviland, 2016ab) hívta fel a figyelmet a bifaktoros elemzések fontosságára, amely a többdimenziós kérdőívek faktorszerkezetének értékeléséhez és értelmezéséhez nyújt hasznos segítséget. A bifaktoros elrendezés alapvető jellemzője, hogy a tételek egyidejűleg egy általános dimenzióba ( $F_g$ ) és több specifikus faktorba is szerveződnek (1. ábra), ami jól megfeleltethető a többdimenziós kérdőívek pontozási elvének: főskála és alszkálák használata. Módszertani szempontból fontos kérdésként vetődik fel, hogy a főskála és az alszkálák érvényessége és megbízhatósága hogyan alakul egy ilyen elrendezésben. Elemzéseink során feltáró és megerősítő bifaktoros elemzést is alkalmaztunk.

A CSBQ konvergencia és diszkriminációs validitását a Képességek és Nehézségek Kérdőív skálái alkalmazásával vizsgáltuk. A skálaeloszlások normalitásának sérülése miatt Spearman-féle rangkorrelációs eljárást használtunk. Továbbá, független mintás  $t$ -próbával vizsgáltuk a nemi különbséget az önszabályozás mentén. Az életkori különbséget Kruskal-Wallis-tesztel vizsgáltuk (Dwass-Steel-Critchlow-Fligner-féle páronkénti összehasonlítással), a nemek szerinti összehasonlítás vizsgálatára – a normalitás és szóráshomogenitás feltételeinek sérülését figyelembe véve – a Mann-Whitney  $U$ -próbát alkalmaztunk.

A leíró statisztikai elemzéseket az SPSS 22 (IBM Corp. 2013), a faktorelemzéseket az MPLUS 8.2 (Muthén & Muthén, 1998–2017) és a FACTOR (Lorenzo & Ferrando, 2006, 2013) elnevezésű programok segítségével készítettük el, a bifaktoros modell megbízhatósági mutatóit pedig a Dueber (2017) által készített bifaktoros együttthatók képzésére kialakított excel programmal számoltuk.

### 3. EREDMÉNYEK

#### 3.1. A Gyermekek Önszabályozás és Viselkedés Kérdőív (CSBQ) faktorszerkezete

##### 3.1.1. Normalitásvizsgálat és az elméleti faktorszerkezet megerősítő faktorelemzése

Elsőként a változók egy- és többváltozós normalitását ellenőriztük, amelynek eredménye meghatározza a faktorelemzésnél alkalmazott becslési módszer megválasztását. Mivel a kérdőív tételeinek értékelése 5 fokozatú Likert-skálán történt (nem folytonos intervallum skála), a normalitást vizsgáló hagyományos próbák (pl. Shapiro-Wilk-teszt, Kolmogorov-Smirnov-teszt) kritériumainak nem feleltek meg, vagyis a próbák a legtöbb változó esetében a normalitás sérülését jelezték. Mivel a Likert-skálán értékelt kérdőívek változói nem tekinthetők folytonos intervallum skálának, ezért e kérdőívek esetében inkább azt vizsgáljuk, hogy a változók normalitása milyen mértékben sérül. Nagyobb ( $n \geq 500$ ) vizsgálati minták elemzésekor a ferdeség  $|2|$  alatti értéke, valamint a csúcosság  $|7|$  alatti értéke még elfogadható a módszertani ajánlások szerint (Chou & Bentler, 1995; Curran és mtsai, 1996; Muthén & Kaplan, 1985). Az ez alatti normalitásmutatókkal rendelkező változók esetében a szimulációs vizsgálatok eredményei szerint a faktorelemzés eredményei még kevésbé torzulnak. Mintánkon a ferdeség- (skewness) és a csúcosság- (kurtosis) mutatók abszolút értékben három tétel – a 25., a 28. és a 33. item – esetében haladták meg a fent jelzett határértékeket. A Mardia-féle (Mardia, 1970) többváltozós eloszlásmutató a csúcosság esetében jelezte a normalitás sérülését ( $K = 1331,04$ ;  $p < 0,0001$ ). A fenti 3 változó válaszgyakoriságaiból jól látszik, hogy a gyermeküket jellemző szülők ezekre a tételekre többnyire ( $> 90\%$ ) a „nem jellemző” válaszlehetőségeket (1–2) jelölték.

A következő lépésben megerősítő faktorelemzéssel arra kerestük a választ, hogy a Gyermekek Önszabályozás és Viselkedés Kérdőívvel szerzett adataink milyen jól illeszkednek az eredeti, 7 faktoros elméleti modellre. Az eredeti 7 skálák kiértékelését figyelembe véve 7 egymással korreláló dimenziót feltételeztünk. A legkisebb négyzetes súlyozott módszerrel (WLSMV) végzett megerősítő faktorelemzés eredményei azt mutatták, hogy a hétdimenziós modell illeszkedése nem megfelelő a vizsgált mintán<sup>2</sup>:  $\chi^2(469) = 2405$ ;  $p < 0,001$ ; CFI = 0,778; TLI = 0,750; RMSEA = 0,078; RMSEA CI90 = 0,072–0,084.

<sup>2</sup> Érdemes megjegyezni, hogy a 7 faktoros elrendezés többféle változatát (pl. másodrendű faktoros, bifaktoros) és az egydimenziós szerkezet illeszkedését is teszteltük, de a bemutatott eredményekhez hasonlóan az illeszkedési mutatók elmaradtak az elvárt kritériumoktól, ezért feltáró faktorelemzést végeztünk.



Mivel az illeszkedési mutatók messze elmaradtak az elvárt kritériumoktól, a továbbiakban feltáró faktorelemzéssel vizsgáljuk a 33 tétel átfogó dimenziókba történő szerveződését. Tekintettel arra, hogy a mintánk elemszáma meglehetősen nagy, a szakmai ajánlásoknak megfelelően a minta egyik felén feltáró faktorelemzéssel a tételek elrendeződését, a gyengén működő tételek törlésének lehetőségét vizsgáljuk (hipotézisfelállítás), míg a másik mintafélen megerősítő faktorelemzéssel (hipotézistesztesztelés) a kialakított modellt igyekszünk replikálni.<sup>3</sup>

### 3.1.2. Feltáró faktorelemzés

Elsőként a Kaiser–Meyer–Olkin- (KMO-)mutató segítségével azt vizsgáltuk, hogy a CSBQ tételei milyen szoros összefüggést mutatnak egymással, mivel a faktorelemzés feltétele, hogy a változók bizonyos redundanciát hordozzanak. A KMO értéke a vizsgált mintánkon 0,83, ami jónak tekinthető, és azt jelzi, hogy az adatok alkalmasak a faktorelemzésre.

A következő lépésben arra kerestük a választ, hogy a Gyermek Önszabályozás és Viselkedés Kérdőív 33 tétele hány átfogó dimenzióra redukálható. A dimenziók lehetséges számának meghatározására a hagyományos lejtődiagram (Scree test), a Kaiser-kritérium és a magyarázott varianciához módosított Horn (1965) által bevezetett parallel-elemzést is használtuk. Mivel a lehetséges dimenziók számának megválasztását nemcsak a statisztikai eredmények, hanem a faktorok értelmezhetősége is befolyásolja, az elemzések során nem pusztán egyetlen mutatóra vagy statisztikára támaszkodunk, hanem többféle lehetőséget mérlegelve próbáljuk kiválasztani a szakmai szempontból legjobbnak tűnő megoldást.

Mivel az 5 fokozatú Likert-skálás válaszformátumból származó változóink esetében a normalitás több ízben is sérült, az ilyen esetekben javasolt polikorikus korrelációt alkalmaztunk (Muthén & Kaplan, 1985, 1992).<sup>4</sup> Az elemzéseket a Lorenzo és Ferrando (2006, 2013) által kifejlesztett FACTOR elnevezésű számítógépes programmal készítettük el. A parallel-elemzés Minimum Rang Faktorelemzési technikával és 500 véletlenszerűen generált korrelációs mátrix segítségével történt (Timmerman & Lorenzo-Seva, 2011).

<sup>3</sup> A minta felezésének legegyszerűbb módja a véletlenszerű felezés, ami pl. az SPSS programban könnyen végrehajtható. Elemzésünk során azonban a FACTOR statisztikai program SOLOMON elnevezésű módszerét alkalmaztunk, amely a faktorelemzés szempontjából optimális mintafelezési eljárást biztosít (Lorenzo-Seva, 2021).

<sup>4</sup> A hagyományos Pearson-féle és a polikorikus korrelációs mátrixokon végzett összehasonlító szimulációs vizsgálatok eredményei szerint azokban az esetekben, amikor a változók normalitása sérül, a polikorikus korrelációs mátrixokon alapuló feltáró faktorelemzés sokkal pontosabb eredményt (pl. dimenziók számának megállapítása, faktorsúlyok) ad, mint a Pearson-féle korrelációs mátrixon végzett elemzés (Holgado-Tello és mtsai, 2008).

A valós adatmátrixunk első faktora az összvariancia 31,7%-át, a második 9,8%-át, a harmadik 8,4%-át, negyedik 6,0%-át, az ötödik pedig 4,4%-át magyarázta meg. A véletlenszerűen és korrelálatlan változókból képzett mátrixok első faktora átlagosan 6,4%-ot, a második 5,9%-ot, a harmadik 5,6%-ot, a negyedik 5,3%-ot, míg az ötödik 5,1%-ot magyarázott meg az összvarianciából. A megmagyarázott varianciák páronkénti összehasonlításakor láthatjuk, hogy az 5. komponens (4,4% vs. 5,1%) már nem magyaráz meg olyan mértékű varianciát, amely a véletlenszerűen szimulált eredményeket meghaladná. Mindez azt jelenti, hogy a CSBQ kérdőív 33 tétele nagy valószínűséggel 4 vagy annál kevesebb dimenzió köré csoportosítható. A lejtődiagram 7 egynél nagyobb sajátértékű faktort jelzett (a sajátértékek a következőképpen alakultak: 10,44; 3,35; 2,42; 1,90; 1,32; 1,24; 1,04), összecsendve a mérőeszköz 7 skálájával. A mérőeszköz kidolgozói feltehetően ezen eredmények figyelembevételével valószínűsítették a kérdőív 7 dimenzióját.

A végleges dimenziók számának meghatározásához több tényezőt is mérlegeltünk. A sajátértékek mértékéből jól látható, hogy az első faktor sokkal erősebb, jóval több varianciát magyaráz meg (megközelítőleg 3-szor annyit), mint a második, amit sokszor a kutatók az egydimenziós szerkezet bizonyítékaként értékelnek. Ugyanakkor mérlegelnünk kellett azt is, hogy az első faktor által magyarázott variancia meglehetősen alacsony (31,6%). A 4–7. faktorok által magyarázott varianciák pedig meglehetősen kicsik (3–5%). A fentieket mérlegelve a dimenziók száma 1 és 4 között valószínűsíthető. Ezért a következőkben feltáró faktorelemzések sorozatával azt vizsgáltuk meg, hogy az egyes tételek mennyire illeszthetők a különböző dimenziókra, vannak-e olyan tételek, amelyek „kilógnak” (nem illeszkednek egyetlen dimenzióra sem), vagy egyidejűleg több dimenzióval is szoros kapcsolatot mutatnak (keresztöltés).

A feltáró faktorelemzés során a dimenziók számának megválasztása mellett meghatározandó az alkalmazott módszer és a forgatás típusa is. A faktorelemzési módszer megválasztásánál leginkább azt szükséges figyelembe vennünk, hogy a gyakran használt és számos illeszkedési mutató kiszámítását lehetővé tevő legnagyobb valószínűségen (maximum likelihood) alapuló becslés érzékeny a többváltozós normalitás sérülésére, így ilyen esetekben inkább a főtelemzést (principal-axis factoring) vagy az alfa-eljárást (alpha factoring) ajánlják (Costello & Osborne, 2005). A faktorok forgatását azért végezzük, hogy egyszerűbb és főként értelmezhetőbb faktormegoldásokat kapjunk. Két fő forgatási típust különböztethetünk meg: derékszögű és ferdeszögű. A derékszögű forgatás esetében a faktorok korrelálatlanságát (azaz függetlenségét) feltételezzük, míg ferdeszögű forgatás választandó a faktorok együttjárása esetében. Ferdeszögű forgatást főként akkor alkalmazunk, amikor a korreláló faktorok jó értelmezhetősége elsődleges cél.

A feltáró faktorelemzéseink során többféle módszert és forgatást is kipróbáltunk, ügyelve az eredmények általánosíthatóságára. A 2. táblázatban a Gyermek Önszabályozás és Viselkedés Kérdőív tételein végzett feltáró elemzés 4 faktoros megoldásának eredményeit szemléltetjük. Ennél az elrendezésnél 9 olyan tételt találtunk, amelyek faktorsúlyai



egyetlen dimenzió sem érték el a 0,5-et és a kommunalitás mutatók ( $h^2$ ) is viszonylag alacsonyak voltak<sup>5</sup>. Mérlegelve a kérdőív viszonylag magas tételszámát, az alacsony faktorsúlyú tételeket kizártuk a további elemzésekből (2. táblázatban T1-gyel jelöltük a törölt tételeket). Érdemes megjegyeznünk, hogy a kizárt tételek között voltak azok is, amelyek esetében a normalitás jelentősen sérült (25., 28. és 30. tétel). A legnagyobb magyarázóerővel (31,65%) rendelkező első faktorba a *kognitív önszabályozással* kapcsolatos tételek szerveződtek: pl. 12. Kitartó, amíg befejezi feladatát; 5. Nehéz feladatok esetén is kitartó; 18. Saját maga szereti megoldani a dolgait. A második dimenzióval azok a tételek mutatnak szoros kapcsolatot, amelyek az érzelmszabályozást ragadják meg: pl. 14. Túlpörög; 23. Gyakran kijön a sodrából, dührohamai vannak; 29. Nyugtalan, nem tud sokáig nyugton maradni. A harmadik dimenzió legnagyobb faktorsúlyú tételei a *kezdemenyezéssel és a szociális szorongással* kapcsolatos tételekből kerültek ki: pl. 22. Szégyenlős, félénk, ha ismeretlen gyerekekkel találkozik; 11. Új helyzetekben ideges vagy ragaszkodó; 32. Könnyen eljátszik ismeretlen gyerekekkel. A negyedik dimenzióba a *társas kapcsolatokkal és szociabilitással* összefüggésbe hozható tételek kerültek: pl. 1. Vannak állandó barátai; 27. Jól kijön a többi gyerekekkel.

Érdemes megjegyezni, hogy a *Kognitív önszabályozás* dimenzióba tartozó tételek mindegyike pozitív megfogalmazású, míg a második, *Érzelmszabályozás*ba tartozó tétel

ek egy kivételével fordítottak, negatív megfogalmazásúak. A faktorok közötti korreláció itt a legmagasabb:  $r = -0,52$  ( $p = 0,001$ ). A harmadik és negyedik faktor tartalmát tekintve hasonlóan mondható, a Kezdeményezés és a szociális szorongás dimenzió tételei egytől eltekintve negatív megfogalmazásúak, míg a Társas kapcsolatok dimenzió magas faktorsúlyú tételei egy kivételével pozitív megfogalmazásúak. A két faktor közötti korrelációs együttható értéke  $-0,44$  ( $p = 0,001$ ). A legalacsonyabb együttjárás a második és harmadik faktor között mutatkozott:  $r = 0,28$  ( $p = 0,001$ ). A továbbiakban erre a dimenzióra *Társas kapcsolatok* néven hivatkozunk.

A maradék 24 tételen végzett ismételt parallel-elemzés már csak 3 dimenziót valószínűsített, illetve látható volt az is, hogy 4. faktort mindössze 4 tétel alkotja, az összvarianciából meglehetősen kevés varianciát magyarázva ( $< 7\%$ ), illetve viszonylag alacsony Cronbach- $\alpha$ -értékkel. A 3 faktoros feltáró elemzés során további 5 tételt azonosítottunk, amelyek faktorsúlya nem érte el a 0,5-et (2. táblázat, T2). A kizárt tételek közül kettő a 4. faktor tételeiből került ki, amelyet elhagytunk. Amint az a tartalmi elemzés alapján is várható volt, a viszonylag alacsony varianciát magyarázó harmadik és negyedik faktor tételei egy dimenzióba rendeződtek. Félkövér betűvel azokat a faktorsúlyokat emeltük ki, amelyek értéke 0,5-nél nagyobb, szürke háttérrel pedig azon tételek faktorsúlyait jeleztük, amelyek a kérdőív magyar verziójának végleges, 19 teteles változatát alkotják.

**2. táblázat.** A Gyermek Önszabályozás és Viselkedés Kérdőív tételein végzett feltáró faktorelemzés eredménye

Tételek	Faktorok				$h^2$
	I.	II.	III.	IV.	
1. Vannak állandó barátai.	0,01	0,08	-0,08	<b>0,85</b>	0,74
2. Nyugodt, kiegyensúlyozott.	0,20	<b>-0,58</b>	-0,03	0,14	0,62
3. Gyakran verekszik, piszkál gyerekeket. (R) (T1)	-0,04	0,49	-0,33	-0,34	0,44
4. A többi gyerek kedveli. (T2)	0,08	-0,09	0,08	<b>0,80</b>	0,73
5. Nehéz feladatok esetén is kitartó.	<b>0,70</b>	0,10	-0,06	0,08	0,51
6. Maga választja meg a tevékenységeit.	<b>0,58</b>	-0,12	-0,05	-0,02	0,43
7. Állandóan babrál, matat, izeg-mozog. (R)	0,07	<b>0,72</b>	-0,03	0,13	0,41
8. Feladatvégzésében nem igényel sok segítséget.	<b>0,61</b>	0,06	0,03	0,06	0,36
9. Könnyebben teremt kapcsolatot felnőttekkel, mint gyerekekkel. (R) (T2)	0,32	0,11	0,03	<b>-0,63</b>	0,36

<sup>5</sup> A kommunalitás ( $h^2$ ) mutatók az fejezi ki, hogy az egyes tételek varianciáját a faktorok mennyire ragadják meg. Az 1-hez közeli értékek azt jelzik, hogy a faktorok a tétel varianciáját jól leírják, az alacsony, 0-hoz közeli értékek pedig azt mutatják, hogy a tételek olyan varianciát hordoznak, amelyeket a faktorok nem írnak le. A 10. tétel (Ha feldúlt, hamar túlteszi magát rajta) varianciájából csak 21%-ot magyaráznak a faktorok, ami az alacsony faktorsúlyokból is látható.



## 2. táblázat. (folytatás)

Tételek	Faktorok				$h^2$
	I.	II.	III.	IV.	
10. Ha feldúlt, hamar túlteszi magát rajta. (T1)	0,28	-0,21	-0,14	-0,08	0,21
11. Új helyzetekben ideges vagy ragaszkodó. (R)	-0,04	-0,02	<b>0,70</b>	-0,02	0,51
12. Kitartó, amíg befejezi feladatát.	<b>0,72</b>	-0,18	-0,04	-0,17	0,59
13. Kivárja a sorát a tevékenységeknél. (T1)	0,48	-0,43	0,13	-0,07	0,53
14. Túlpörög. (R)	0,04	<b>0,85</b>	0,09	0,20	0,63
15. Általában eleget tesz az utasításoknak, kéréseknek.	<b>0,61</b>	-0,27	0,20	0,06	0,57
16. Gyakran játszik egyedül. (R) (T1)	0,35	0,05	0,11	-0,32	0,14
17. Sokszor aggódik. (R) (T2)	0,17	0,27	<b>0,54</b>	-0,05	0,39
18. Saját maga szereti megoldani a dolgait.	<b>0,69</b>	0,21	-0,16	-0,06	0,43
19. Megoszt edességet, játékokat más gyerekekkel. (T1)	0,38	0,03	-0,05	0,19	0,26
20. Vitatkozik felnőttekkel. (R)	0,07	<b>0,63</b>	-0,01	0,05	0,34
21. Gyakran fél vagy megijed. (R) (T2)	0,02	0,25	<b>0,66</b>	0,17	0,48
22. Szégyenlős, félénk, ha ismeretlen gyerekekkel találkozik. (R)	0,01	-0,23	<b>0,79</b>	-0,13	0,65
23. Gyakran kijön a sodrából, dührohamai vannak (R)	-0,05	<b>0,79</b>	0,05	-0,09	0,77
24. Felajánlja segítségét másoknak. (T1)	0,49	0,14	-0,14	0,26	0,42
25. Gyakran fáj valamije vagy érzi magát rosszul. (R) (T1)	0,08	0,30	0,45	-0,08	0,38
26. Szélsőséges hangulati ingadozásai vannak. (R)	-0,01	<b>0,68</b>	0,23	-0,13	0,73
27. Jól kijön a többi gyerekkel.	0,05	0,02	-0,14	<b>0,79</b>	0,77
28. Rosszindulatú másokkal. (R) (T1)	0,03	0,40	-0,01	-0,47	0,51
29. Nyugtalan, nem tud sokáig nyugton maradni. (R)	-0,15	<b>0,75</b>	0,06	0,07	0,69
30. Kérésre együttműködik. (T2)	<b>0,57</b>	-0,26	0,18	0,16	0,59
31. Impulzív, gondolkodás nélkül cselekszik. (R)	-0,02	<b>0,57</b>	0,05	0,00	0,36
32. Könnyen eljátszik ismeretlen gyerekekkel.	0,18	0,42	<b>-0,57</b>	0,36	0,64
33. Gyakran boldogtalan, elesett. (R) (T1)	-0,04	0,32	0,40	-0,21	0,54
Magyarozott variancia (%)	31,65	10,16	7,34	5,77	
Cronbach- $\alpha$	0,81	0,82	0,77	0,73	

Megjegyzés: R: fordított tétel; T1 és T2: törölt tétel (az első és második feltáró elemzés eredménye alapján). Szürke háttérrel és félkövér betűvel a 0,5-nél nagyobb faktorsúlyú tételeket emeltük ki.

A véglegesített 19 tétel utolsó lépésként Schmid–Leiman-féle (Schmid & Leiman, 1957) feltáró bifaktoros elemzést végeztünk. Ez a széles körben alkalmazott hierarchikus faktorelemzés lehetővé teszi, hogy magasabb rendű faktor(oka)t is előállítsunk. Ez a módszer jól illeszkedik a többdimenziós kérdőívek pontozási gyakorlatához, ezért gyakran alkalmazzák az elméletalkotás és a skálafejlesztés megkönnyítésére (Wolff & Preisling, 2005). A bifaktoros elrendezés alapvető jellemzője, hogy a tételek egyidejűleg egy általános dimenzióba ( $F_g$ ) és több specifikus faktorokba is szerveződnek (1. ábra). Ennél a feltáró elemzésnél megengedjük, hogy az egyes tételek több specifikus faktor-

ral is együtt járjanak, szemben a megerősítő faktorelemzésnél alkalmazott bifaktoros elrendezéssel, amelynél a tételek csak egy általános dimenzióhoz és egy specifikus faktorhoz tartozhatnak. A Schmid–Leiman-féle eljárással kapott feltáró elemzés eredményei alátámasztották, hogy a faktorsúlyok az elvárásoknak megfelelően az általános dimenzióval és egy speciális faktorial is számottevő faktorsúlyt adtak.

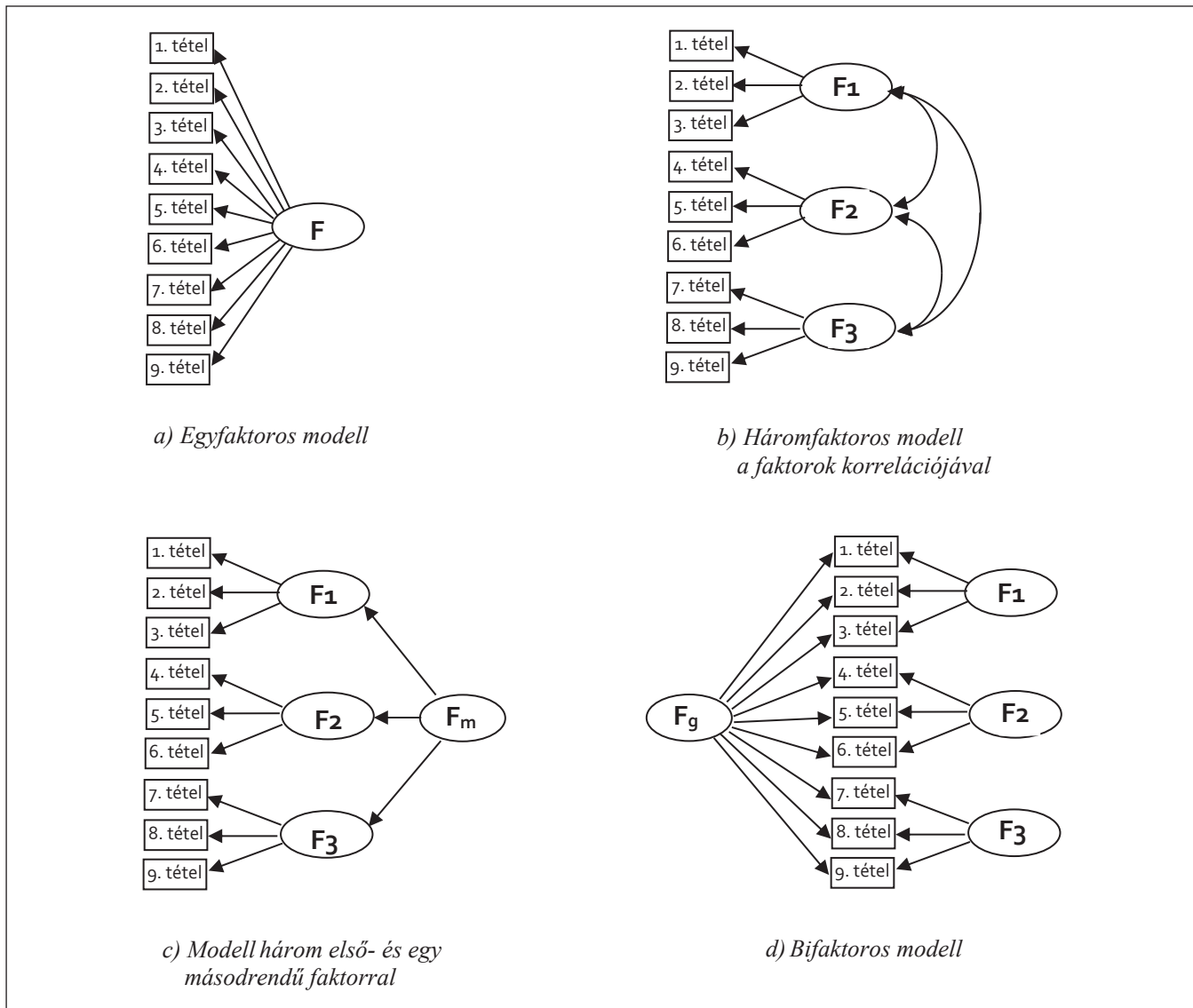
A következő lépésben a vizsgálati mintánk másik felén megerősítő faktorelemzéssel vizsgáltuk, hogy a fentiekben bemutatott feltáró faktorelemzések sorozatával nyert véglegesített modell mennyire illeszkedik az adatainkra.



### 3.1.3. Megerősítő faktorelemzés

Az egydimenziós szerkezet esetében minden tétel egyetlen faktorral mutat kapcsolatot (1.a ábra). A többfaktoros megoldásoknál eltérő modelleket különböztethetünk meg, aszerint, hogy a faktorok milyen kapcsolatban vannak egymással. A kapott faktorokat a megerősítő faktorelemzések segítségével az 1. ábrán szemléltetett négy lehetséges modell illeszkedését vizsgáltuk: a) *egyfaktoros struktúra*; b) *modell faktorok korrelációjával*; c) *modell*

*másodrendű faktorral*; d) *bifaktoros modell*. Azt kívántuk tesztelni, hogy a feltáró faktorelemzések sorozatával kialakított 19 tétéles kérdőív tétéleinek rendeződését melyik modell írja le leginkább. Több faktor esetén a faktorokat tekinthetjük akár függetlennek is, és közöttük csak korrelációt feltételezünk (b). A faktorok egy magasabb rendű faktorba ( $F_m$ ) is szerveződhetnek (c), vagy elkülöníthetünk olyan modellt is, amiben az egyes tételek egy általános dimenzióba ( $F_g$ ) és specifikus faktorokba is szerveződnek egyidejűleg (d).



1. ábra. Szemléltető példa hipotetikus faktorszerkezetekre

A megerősítő faktorelemzések alapján az egydimenziós szerkezet illeszkedési mutatói voltak a legalacsonyabbak, míg a bifaktoros modellé a legjobbak (3. táblázat). A korreláló és a másodlagos faktormodellek illeszkedése hasonló. Bár a mutatók alapján a bifaktoros modell illeszkedése egyértelműen jobb, mint bármely más modellé, ennek ellenére érdemes óvatossággal kezelni a kapott eredményeket, hi-

szen a bifaktoros modell fokozódó népszerűsége mellett, akadnak fontos kritikai észrevételek is. A bifaktoros modell legnagyobb kritikája, hogy a széles körben alkalmazott globális illeszkedési mutatók (pl.  $\chi^2$ , CFI, TLI, RMSEA) túlbecslik a modell illeszkedését más modellekhez képest (pl. korreláló faktorokat vagy másodrendű faktor[oka]t is tartalmazó modellek). Ennek elsődleges oka a bifaktoros mo-

dell flexibilitása, hiszen az adatokkal szemben támasztott egyetlen jelentős megkötés a tételek speciális faktorokhoz való besorolása, míg az általános faktorhoz az összes tétel szabadon kötődhet. Ennek következtében a modell a tételek lehető legtöbb varianciáját képes megragadni. Ez a rugalmasság az oka annak, hogy a bifaktoros modell sok esetben még akkor is jó globális illeszkedési mutatókat ad, ha a faktorsúlyok mintázata nem hasonlít megfelelően a bifaktoros szerkezetre (Bonifay, 2017; Bernalova és mtsai, 2020; Gignac, 2016).

A fenti megfontolást figyelembe véve, elsődlegesen nem a jobb illeszkedési mutatók miatt döntöttünk a bifaktoros modell megbízhatóságának és érvényességének további vizsgálata mellett, hanem azért, mert a bifaktoros elrendezés szakmai szempontokat mérlegelve rendkívül hasznos. Elsőként azt érdemes kiemelni, hogy az általános és a

speciális faktorok megkülönböztetése jól illeszthető olyan jelentős pszichopatológiai vagy pszichológiai modellekre, mint amilyen például a szorongás és a depresszió komorbiditását magyarázó Clark és Watson (1991) által kidolgozott háromsztatú (*tripartite*) modell, amelyben a két zavar magas komorbiditását a háttérben álló közös temperamentumvonás, a negatív affektivitás jelenti; vagy az intelligencia mérését meghatározó hierarchikus és bifaktoros szerveződéssel magyarázó modellek (Beaujean, 2015). Másodsorban, a bifaktoros elrendezés kiválóan alkalmazható az általános és a specifikus faktorokból képzett skálák megbízhatóságának becslésére, amelyekről a következőkben részletesen is beszámolunk. Végül, a megbízhatóság mellett, a külső validitási szempontok lehetőségét érdemes kiemelni, amelyek során alkalom nyílik az általános és a specifikus faktorok külső tényezőkkel való differenciáltabb összevetésére.

**3. táblázat.** A Gyermekek Önszabályozás és Viselkedés Kérdőív különböző faktormodelljeinek illeszkedési mutatói

Modellek	$\chi^2$	df	p	$\chi^2/df$	RMSEA (CI <sub>90</sub> )	CFI	TLI
egydimenziós	1696,53	152	< 0,001	11,16	0,166 (0,159; 0,173)	0,698	0,660
háromdimenziós, korreláló faktorokkal	635,73	149	< 0,001	4,26	0,094 (0,087; 0,102)	0,905	0,891
három első- és egy másodrendű faktorial	640,95	150	< 0,001	4,27	0,094 (0,087; 0,102)	0,904	0,890
bifaktoros	398,71	133	< 0,001	2,98	0,074 (0,065; 0,082)	0,948	0,933

A 4. táblázatban a CSBQ 19 tételén végzett megerősítő faktorelemzéssel nyert standardizált faktorsúlyokat szemléltetjük, kiegészítve az egyes dimenziók megbízhatósági mutatóival. A könnyebb áttekinthetőség végett és a megbízhatósági mutatók képzése miatt a fordított tételleket (R) visszaforgattuk, így az általános dimenzió (Önszabályozás) és a specifikus faktorok magas pontszámait minden esetben a fokozott önszabályozást jelzik.

Az általános dimenzió faktorsúlyait megvizsgálva láthatjuk, hogy akadnak olyan tételek, amelyek viszonylag gyengébb kapcsolatot (< 0,30) mutatnak az Önszabályozás átfogó dimenziójával: pl. 7. Állandóan babrál, matat, izeg-mozog; 20. Vitatkozik felnőttekkel; 22. Szégyenlős, félénk, ha ismeretlen gyerekekkel találkozik. Hasonlóan változatos mintázat figyelhető meg a speciális faktorok esetében is, és itt is található olyan tétel, amelynek a faktorsúlya a speciális dimenzióval nem éri el a 0,3-et (15. Általában eleget tesz az utasításoknak, kéréseknek.). Összességében azonban elmondható, hogy a faktorsúlyok az előzetes feltáró faktorelemzések eredményei alapján felállított elvárásoknak megfelelően alakulnak.

A táblázatban a faktorok (általános és speciális) által magyarázott közös varianciát (Explained Common Variance: ECV), valamint az egyes tételekre adott válaszok és az általános faktor közös varianciáját (Individual Explained

Common Variance: IECV) is szemléltetjük (a táblázat utolsó sora és oszlopa). Az általános faktor a tételek összvarianciájának mintegy felét (49%) magyarázza, a 3 speciális faktor által magyarázott variancia pedig összességében megközelítően ugyanennyi (51%). Az általános faktor által magyarázott variancia kontrollálása mellett az Érzelem-szabályozás alfaktor rendelkezett a legnagyobb magyarázóerővel (21%) a 3 speciális faktor közül. A *Kognitív önszabályozás* és a *Társas kapcsolatok* alfaktorok hasonló varianciarányt magyaráznak (16% és 14%). A 19 tétel közül 6 olyan tétel van, amelyek esetében a faktorok által magyarázott varianciaránya nem éri el a 30%-ot. Ezek az alábbiak: 7. Állandóan babrál, matat, izeg-mozog; 14. Túlpörög; 18. Saját maga szereti megoldani a dolgait; 20. Vitatkozik felnőttekkel; 22. Szégyenlős, félénk, ha ismeretlen gyerekekkel találkozik; 32. Könnyen eljátszik ismeretlen gyerekekkel. Természetesen ezen a ponton felmerülhetne, hogy a fenti gyenge tételek elhagyásával növelhetővé válna a modell megbízhatósága. Ez feltehetően igaz, de egyrészt a kutatási elemzés logikája (feltáró elemzés, megerősítő elemzés) ellentmond ennek, illetve a viszonylag kevés bennmaradó tétel miatt további néhány tétel elhagyása jelentősen csökkentheti a speciális faktorok megbízhatóságát. Fontos észrevenni, hogy ezek a gyengébb tételek, sokszor meghatározó szerepet tölthetnek be az alfaktorok esetében, ezért az

elhagyásukkal nagy valószínűséggel csökkenne az alfaktorok megbízhatósága. Általában a 0,85 vagy ennél magasabb IECV-mutatójú tételleket tekinthetjük olyanoknak, amelyek az általános faktor jellemzésére a legjobbak. A rövid változatok kialakításánál általában ezt a kritériumot használják, ha az általános faktor megragadására alkalmas tételleket keresnek. Az eredményeink alapján az általános faktor megragadására leginkább a 15. „Általában eleget tesz az utasításoknak, kéréseknek” és a 2. „Nyugodt, kiegyensúlyozott” tétel alkalmasak.

A fentiek mellett kiszámoltuk a tisztán egydimenziós modell által magyarázott varianciarányadot (Percent of Uncontaminated Correlations, PUC) is, amely hasonlóan az ECV-mutatóhoz, az általános faktor által magyarázott varianciarányadot ragadja meg, de más módon. Jelen esetben az értéke 0,69-nak adódott. Bár a fenti mutatóknak nincs széles körben elfogadott határértéke Rodriguez és munkatársai (2016a,b) úgy tartják, hogy a 0,70-nél magasabb ECV és PUC mutatók az egydimenziós modell érvényességét támasztják alá. Reise és munkatársai (2013) feltételezik, hogy ha a PUC-mutató kisebb, mint 0,80, az általános faktor által magyarázott ECV-mutató nagyobb, mint 0,60, és az általános faktor hierarchikus ómega együtthatója nagyobb, mint 0,70, akkor ezek az eredmények valamilyen mértékű multidimenzionalitás jelenlétét támogatják, de ez még nem feltétlenül zárja ki azt, hogy a mérőeszközt elsődlegesen egydimenziósként értelmezzük. Az egyes tétel és az általános faktor közös varianciájánál (IECV) általában a 0,80 vagy 0,85-nél nagyobb mutatók esetében tartják úgy, hogy a tétel egyértelműen az általános látens dimenziót méri (Stucky & Edelen, 2015). A fentieket alapul véve a kapott eredményeink alapján nem könnyű állást foglalni. Az eredmények inkább a mérőeszköz multidimenzionális természetét jelzik, de az általános faktor jelenléte sem tűnik elhanyagolhatónak.

A fő- és az aldimenziók belső megbízhatóságának vizsgálata előtt érdemes kitérnünk a klasszikus tesztméleten nyugvó és széles körben alkalmazott Cronbach- $\alpha$ -mutató korlátaira. E reliabilitásmutató alkalmazásának egyik legfontosabb kritériuma, hogy olyan egydimenziós konstruktumok vizsgálatára alkalmas, ahol a faktorsúlyok azonosak (tau-ekvivalens modell), a mérési hibák pedig korrelálatlanok. Sajnos az egydimenziós szerkezet és az azonos faktorsúlyok a legtöbb pszichológiai konstruktum esetében nem biztosíthatók, így a mutató általában pontatlanul becsli a megbízhatóságot (Cho, 2016; Dunn, Baguley, & Brunson, 2014). Alternatív megoldásnak tekinthető a McDonald (1999) által bevezetett ómega ( $\omega$ ) együttható, amely azt fejezi ki, hogy az összpontszám varianciájának mekkora hányada magyarázható a közös faktorról vagy faktorokkal. Ezt a mutatót az aldimenziók megbízhatóságának jellemzésére is alkalmazzák, ahol az aldimenziók pontszámának varianciáját vetik össze a közös faktorok által leírt varianciával. A hierarchikus ómega együttható pedig azt fejezi ki, hogy az összpontszám varianciájának mekkora hányada magyarázható csak az általános faktorról ( $F_g$ ), illetve az aldimenzió hierarchikus ómega mutatójának kiszámításakor az aldimenzió varianciáját csak a specifikus faktor varianciájával vetjük össze úgy, hogy az általános faktor hatását kontrolláljuk. Érdemes megjegyeznünk, hogy a hierarchikus ómega mutatónak nincs széles körben elfogadott határértéke, általában a 0,50-et tekintik a szükséges minimumnak, de sokkal inkább a 0,75-höz közel eső értékek elfogadását javasolják (Reise és mtsai, 2013).

A reliabilitásmutatókat értékelve azt látjuk, hogy a hagyományos Cronbach- $\alpha$  és ómega együtthatók megnyugtató megbízhatóságot sugallnak, ugyanakkor a modellalapú megbízhatóságok már kevésbé ilyen biztatóak. Összességében az általános dimenzió megbízhatósága elfogadható, ellenben a speciális faktorok megbízhatósága az elfogadható kritérium környékén ingadozik.

#### 4. táblázat. A Gyermek Önszabályozás és Viselkedés Kérdőív (CSBQ) megerősítő bifaktoros elemzéssel nyert eredményei

Tételek	$F_g$ Önszabályozás	F1 Kognitív önszabályozás	F2 Társas kapcsolatok	F3 Érzelem- szabályozás	IECV
5. Nehéz feladatok esetén is kitartó.	0,56	0,54			0,51
6. Maga választja meg a tevékenységeit.	0,50	0,36			0,66
8. Feladatvégzésében nem igényel sok segítséget.	0,45	0,54			0,41
12. Kitartó, amíg befejezi feladatát.	0,53	0,50			0,53
15. Általában eleget tesz az utasításoknak, kéréseknek.	0,60	0,24			0,86
18. Saját maga szereti megoldani a dolgait.	0,35	0,62			0,25
1. Vannak állandó barátai.	0,64		0,34		0,78
11. Új helyzetekben ideges vagy ragaszkodó. (R)	0,35		0,53		0,31
22. Szégyenlős, félénk, ha ismeretlen gyerekekkel találkozik. (R)	0,30		0,79		0,12
27. Jól kijön a többi gyerekekkel.	0,70		0,37		0,78
32. Könnyen eljátszik ismeretlen gyerekekkel.	0,34		0,70		0,19
2. Nyugodt, kiegyensúlyozott.	0,74			0,31	0,85
7. Állandóan babrál, matat, izog-mozog. (R)	0,19			0,64	0,08
14. Túlpörög. (R)	0,35			0,69	0,20



## 4. táblázat (folytatás)

Tételek	F <sub>g</sub> Önszabályozás	F1 Kognitív önszabályozás	F2 Társas kapcsolatok	F3 Érzelem- szabályozás	IECV
20. Vitatkozik felnőttekkel. (R)	0,25			0,44	0,24
23. Gyakran kijön a sodrából, dührohamai vannak. (R)	0,71			0,53	0,64
26. Szélsőséges hangulati ingadozásai vannak. (R)	0,69			0,42	0,72
29. Nyugtalan, nem tud sokáig nyugton maradni. (R)	0,49			0,57	0,42
31. Impulzív, gondolkodás nélkül cselekszik. (R)	0,39			0,33	0,59
Cronbach- $\alpha$	0,86	0,79	0,78	0,85	
Ómega ( $\omega$ )	0,93	0,86	0,85	0,89	
Hierarchikus ómega ( $\omega^h$ )	0,68	0,50	0,40	0,46	
Magyarozott közös variancia (ECV)	0,49	0,16	0,14	0,21	

Megjegyzés: R: fordított tétel; IECV: Individual Explained Common Variance.

### 3.2. A Gyermek Önszabályozás és Viselkedés Kérdőív érvényessége és leíró statisztikái

#### 3.2.1. Konvergens és diszkriminációs érvényesség

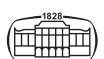
A Gyermek Önszabályozás és Viselkedés Kérdőív (CSBQ) 3 alskálaja között gyenge, illetve mérsékelt erősségű együttjárások figyelhetők meg: 0,24–0,47. A CSBQ Önszabályozást megragadó összpontszáma és a Képességek és Nehézségek Kérdőív (SDQ) Összesített probléma skálája közötti szoros negatív együttjárás (–0,84) a két konstruktum ekvivalenciáját jelzi. A jó önszabályozási készséggel (CSBQ Önszabályozás összpontszám) rendelkező gyermekek körében kevésbé jelennek meg a viselkedési problémák, a hiperaktivitás tünete, kortárskapcsolati problémák és kevésbé fordulnak elő

érzelmi tünetek. A CSBQ Kognitív önszabályozás skálája az SDQ Összesített probléma skálája mellett, a Hiperaktivitással és az Internalizációval (Viselkedési problémák és Hiperaktivitás) mutat szoros együttjárást, ami az elvárásoknak megfelel. A CSBQ Társas kapcsolatok skálája az SDQ Externalizáció dimenziójával adja a legerősebb együttjárást, és viszonylag alacsony együttjárás figyelhető meg az Internalizációval. Ezzel szemben az Érzelemszabályozás inkább az Internalizációs tünetekkel korrelál szorosan, míg az Externalizáció dimenzióval kevésbé. A kapott együttjárások hasonló mintázódást mutatnak az eredeti kérdőív ausztrál validálási mintán szerzett eredményeivel (Howard & Melhuish, 2017). Eredményeink alapján úgy értékeljük, hogy a CSBQ Önszabályozást megragadó összpontszáma és 3 alskálaja konvergens és diszkriminációs érvényessége elfogadható. Az eredményeket az 5. táblázatban mutatjuk be részletesen.

#### 5. táblázat. A Gyermek Önszabályozás és Viselkedés Kérdőív (CSBQ) és a Képességek és Nehézségek Kérdőív (SDQ) skáláinak együttjárásai

	Gyermek Önszabályozás és Viselkedés Kérdőív			
	Kognitív önszabályozás	Társas kapcsolatok	Érzelemszabályozás	Összpontszám
Gyermek Önszabályozás és Viselkedés Kérdőív				
Kognitív önszabályozás	–			
Társas kapcsolatok	0,32	–		
Érzelemszabályozás	0,44	0,23	–	
Összpontszám	0,74	0,61	0,83	–
Képességek és Nehézségek Kérdőív				
Érzelmi tünetek	–0,27	–0,52	–0,27	–0,45
Viselkedési problémák	–0,45	–0,19	–0,65	–0,62
Hiperaktivitás	–0,60	–0,20	–0,68	–0,70
Kortárskapcsolati problémák	–0,29	–0,48	–0,32	–0,47
Proszociális magatartás	0,46	0,40	0,32	0,52
Összesített probléma skála	–0,63	–0,45	–0,73	–0,84
Internalizáció	–0,63	–0,23	–0,75	–0,76
Externalizáció	–0,35	–0,60	–0,37	–0,58

Megjegyzés: valamennyi korrelációs együttjárható  $p < 0,001$  szinten szignifikáns.





### 3.2.2. Normatív adatok összehasonlító elemzése, életkori és nemi különbségek

Az életkori különbségeket 4 csoportra bontva vizsgáltuk: 3, 4, 5 és 6 évesek. A Kruskal–Wallis-próba eredménye szignifikáns életkori különbséget mutatott a Kognitív önszabályozás, a Társas kapcsolatok és az Önszabályozás összpontszám esetében (6. táblázat). Az életkor előrehaladtával mindhárom skála pontszáma növekvő tendenciát mutat, vagyis az életkor növekedésével a szülők jobb szabályozási funkciókról számolnak be. Fontos azonban ki-

emelni, hogy a 3 és 4 évesek önszabályozási mutatói között még nincs számottevő különbség. A Dwass–Steel–Critchlow–Fligner-féle páros összehasonlítást alkalmazva az Önszabályozás összpontszám esetében a 3 és a 6 ( $W = 4,24$ ;  $p < 0,014$ ), továbbá a 4 és a 6 évesek eredményei között ( $W = 4,98$ ;  $p < 0,002$ ), a Kognitív önszabályozás esetében a 4 és 6 évesek között ( $W = 4,43$ ;  $p < 0,009$ ), míg a Társas kapcsolatok esetében a 3 és 6 ( $W = 5,38$ ;  $p < 0,001$ ), a 4 és 6 ( $W = 5,49$ ;  $p < 0,001$ ), valamint az 5 és 6 ( $W = 4,75$ ;  $p < 0,004$ ) évesek átlagértékei között kaptunk szignifikáns eltéréseket.

6. táblázat. CSBQ skáláinak alakulása korcsoportos bontásban

CSBQ skálák	3,0–3,11 év ( $n = 73$ ) átlag (SD)	4,0–4,11 év ( $n = 184$ ) átlag (SD)	5,0–5,11 év ( $n = 252$ ) átlag (SD)	6,0–6,11 év ( $n = 215$ ) átlag (SD)	$\chi^2(2)$ ( $p$ )	$\varepsilon^2$
Kognitív önszabályozás	3,17 (0,63)	3,12 (0,62)	3,20 (0,61)	3,31 (0,57)	10,18 ( $p = 0,017$ )	0,014
Társas kapcsolatok	3,62 (0,83)	3,69 (0,85)	3,75 (0,83)	4,00 (0,77)	22,70 ( $p < 0,001$ )	0,031
Érzelemszabályozás	3,42 (0,82)	3,54 (0,85)	3,57 (0,86)	3,65 (0,84)	5,43 ( $p = 0,143$ )	0,007
Önszabályozás összpontszám	3,41 (0,59)	3,45 (0,60)	3,51 (0,60)	3,65 (0,59)	16,49 ( $p < 0,001$ )	0,022

Az eredmények nemek szerinti összehasonlításához – a normalitás és szóráshomogenitás feltételeinek sérülését figyelembe véve – a Mann–Whitney  $U$ -próbát alkalmaztuk. A fiúk és a lányok középértékeinek összehasonlításakor minden skála esetében szignifikáns eltérést tapasztaltunk

(7. táblázat). A lányokat szignifikánsan magasabb pontszámmal értékelték szüleik az Önszabályozás, a Társas kapcsolatok, a Kognitív önszabályozás és az Érzelemszabályozás területein, vagyis szüleik kevesebb problémával, jobb önszabályozással jellemezték őket, mint a fiúkat.

7. táblázat. A CSBQ skáláinak nemek szerinti összehasonlítása

CSBQ skálák	Fiúk ( $n = 388$ ) átlag (SD)	Lányok ( $n = 336$ ) átlag (SD)	$U$ ( $p$ )	Rang korreláció (Cohen- $d$ )
Kognitív önszabályozás	3,08 (0,59)	3,36 (0,59)	46789 ( $p < 0,001$ )	0,28
Társas kapcsolatok	3,69 (0,88)	3,92 (0,74)	56781 ( $p < 0,001$ )	0,13
Érzelemszabályozás	3,45 (0,84)	3,71 (0,84)	53168 ( $p < 0,001$ )	0,18
Önszabályozás összpontszám	3,41 (0,57)	3,67 (0,55)	47631 ( $p < 0,001$ )	0,26

## 4. MEGBESZÉLÉS

Az önszabályozás egy összetett, több összetevőből álló folyamat (Blair & Diamond, 2008). A legtöbb korábbi tanulmányban azonban főként területáltalános képességek vizsgálták, és többnyire csak egy vagy két komponensre összpontosítottak (bővebb összefoglaló: Edossa és mtsai, 2018). Ezért érthető, hogy az utóbbi években megnövekedett

az önszabályozás multidimenzionális vizsgálata iránti kutatási érdeklődés (Hammer és mtsai, n.d.; Howard és mtsai, 2022; Howard & Melhuish, 2017; Huang és mtsai, 2022), amely elősegíti az egymástól elkülönülő komponensek fejlődésének, fejlődési összefüggéseinek és funkcióinak további megértését. A hazai gyakorlatban a gyermekek önszabályozásának többdimenziós mérésére szolgáló eszköz bevezetése hiánypótló. A CSBQ rövid tételszáma miatt a gyakorlatban



jól alkalmazható, emellett három alskálájával árnyalt képet ad a kognitív önszabályozás, érzelemszabályozás és a társas kapcsolatok dimenzióiról, így hozzájárulhat az önszabályozás multidimenziós megközelítésű hazai kutatásához is.

A részletesen bemutatott megerősítő és feltáró faktor-elemzések során kapott eredményeink azt jelzik, hogy a Gyermek Önszabályozás és Viselkedés Kérdőív magyar nyelvű, 19 tételre redukált változata bifaktoros elrendezésű, három dimenziós modellje illeszkedett a legjobban a vizsgált minta adataira. Az önszabályozás fődimenzió mellett az érzelemszabályozás, kognitív szabályozás és a társas kapcsolatok aldimenziói jelennek meg ebben a modellben. A kérdőív eredeti faktorszerkezetéből (Howard & Melhuish, 2017) a faktorelemzéseink eredményei négy alskálát nem erősítettek meg. A proszociális viselkedés és szociabilitás alskálák nem váltak külön, a tételek egy faktor körül csoportosultak, amelyet a társas kapcsolatok, szociabilitás alskálaként azonosítottunk. Nem jelent meg külön faktorként a viselkedésszabályozás, amely jelzi, hogy az alapvetően viselkedéses összetevőket mérő kérdőívben az érzelemszabályozással és kognitív szabályozással részben átfedő alskálákról van szó. A feltáró faktoranalízisünk eredményei alapján a magyar mintán nem volt azonosítható az externalizáló és az internalizáló viselkedést mérő dimenzió sem.

Validitásvizsgálatunk alapján a CSBQ Önszabályozást megragadó összpontszámának és 3 alskálájának konvergencia és diszkriminációs érvényessége is elfogadhatónak bizonyult. Gyenge, illetve mérsékelt erősségű együttjárásokat tapasztaltunk a CSBQ alskálái között. A CSBQ Önszabályozást megragadó összpontszáma és a Képességek és Nehézségek Kérdőív (SDQ) Összesített probléma skálája közötti szoros negatív együttjárás jelezte a két konstruktmekvivalenciáját. Az eredeti ausztrál mintán végzett kérdőív validitásvizsgálatai (Howard & Melhuish, 2017) alapján elvártak szerint alakultak az SDQ és a CSBQ alskálái között tapasztalt együttjárások.

A CSBQ Kognitív önszabályozás skálája az SDQ Összesített probléma skálája mellett, a Hiperaktivitással és az Internalizációval (Viselkedési problémák és Hiperaktivitás) mutatott szoros együttjárást. A CSBQ Társas kapcsolatok skálája az SDQ Externalizáció dimenziójával adta a legerősebb együttjárást.

A nemi különbségekre vonatkozóan eredményeink a lányok előnyét mutatja az érzelemszabályozás fejlődésében, amely összhangban van a nemzetközi eredményekkel (pl. Huang és mtsai, 2022). Egy kínai óvodások körében végzett kutatásban nem tapasztaltak különbséget a kognitív önszabályozásban a nemek között (Huang és mtsai, 2022). Ezzel szemben az eredményeink e területen is a lányok előnyét mutatták. A különbség adódhat a kulturális kontextus hatásaiból, amelynek tisztázása további vizsgálatokat igényel.

Az életkori különbségeket 4 csoportra bontva vizsgáltuk. A 3–5 éves korosztályra vonatkozóan eredményeink – összhangban Howard és Melhuish (2017) eredményeivel – nem mutattak szignifikáns különbséget sem az összpontszám, sem az érzelemszabályozás és a kognitív önszabályozás területein. Ettől eltérő eredmény született a kínai óvodások

körében, ahol a kognitív önszabályozás területén a pedagógusok értékelése alapján a 4–5 éves óvodások szignifikánsan jobban teljesítettek, mint a 3–4 éves társaik (Huang és mtsai, 2022). Eredményeink a 6 éves, óvodás korcsoportra vonatkozóan bővítik a kérdőívvel szerzett nemzetközi tapasztalatokat, mivel a nemzetközi kutatásokban nem szerepelnek 6 év feletti óvodás gyermekek. Az életkori különbségek tekintetében az Önszabályozás összpontszám esetében a 3 és 6 és a 4 és a 6 évesek eredményei között; a Kognitív önszabályozás esetében a 4 és 6 évesek között, míg a Társas kapcsolatok esetében a 3 és 6, a 4 és 6, valamint az 5 és 6 évesek eredményei között kaptunk szignifikáns eltéréseket. Az érzelemszabályozás tekintetében továbbra sem mutatkozott szignifikáns eltérés.

Bár az önszabályozás elméleti koncepciójának nagyfokú diverzitását láthatjuk a szakirodalomban (pl. Burman és mtsai, 2015), az eltérő elméleti megközelítések egyaránt hangsúlyozzák az önszabályozás jelentőségét a korai fejlődésben. Tanulmányunk bevezetőjében rámutattunk arra, hogy a szabályozási funkciók fejlettsége előre jelzi az iskolaérettséget (Howard és mtsai, 2022), az iskolai eredményességet (Blair, 2002), továbbá prediktív értéke specifikusan a matematikai, nyelvi és olvasási teljesítményre vonatkozóan is kimutatható (Blair & Razza, 2007; Bull & Scerif, 2001; Ponitz és mtsai, 2009). Emellett a szocio-emocionális fejlődésben is kiemelkedő jelentőséggel bír (Howard & Melhuish, 2017; Rademacher & Koglin, 2019). A jó önszabályozási készség protektív faktor az egészséges pszichés fejlődésre nézve, míg az alacsony önszabályozási készség rizikófaktor a viselkedési problémák és agresszív viselkedésformák megjelenésében, amelynek jelentősége megnő az alacsony szocio-ökonomiai státuszú családból származó gyermekek esetében (Cicchetti és mtsai, 1995; Granero és mtsai, 2015). Mivel az intervenció programok hatásvizsgálatainak eredményei alátámasztják a korai fejlesztés, a hátránykompenzációt segítő prevenció programok létjogosultságát (Howard & Melhuish, 2017; LeBuffe & Naglieri, 1999), elengedhetetlen, hogy a hazai gyakorlat is rendelkezzen az önszabályozás többdimenziós mérésére alkalmas mérőeszközzel.

A hazai korai intervenció ágazatközi összehangolását szorgalmazó szakmai törekvések és átfogó fejlesztő programok (Kereki, 2015, 2020) a kiemelt figyelmet igénylő gyermekek, a különleges bánásmódot igénylő, a fejlődési rizikó miatt ellátásra jogosult gyermekek, a pszichés fejlődés szempontjából sérülékeny gyermekek, a megkésített vagy atipikus fejlődésű gyermekek és a hátrányos helyzetű gyermekek esetében egyaránt hangsúlyozza a preventív, illetve hatékony korai ellátás fontosságát. Eredményeink szerint a Gyermek Önszabályozás és Viselkedés Kérdőív magyar változata érvényes módon és megfelelő belső megbízhatósággal használható az önszabályozás területén mutatkozó nehézségek kérdőíves szűrésére óvodáskorban és az óvoda–iskola átmenet időszakában egyaránt. Segítségét kínálhat az iskolaérettség vizsgálatának körében, továbbá a hátrányos helyzetű, illetve a pszichés fejlődés szempontjából sérülékeny gyermekek preventív fejlesztő programjainak kidolgozását is támogathatja.



## 5. LIMITÁCIÓK

Tanulmányunk zárásaként tárgyalnunk szükséges a tanulmányunk korlátait is. Ide tartozik például a kényelmi mintavétel és a korcsoportok egyenetlen eloszlása. Bár törekedtünk a változatos mintavételre, mind a lakóhely, mind a szülő iskolai végzettsége szerint, a demográfiai adatokhoz képest (főváros 13%, város 47%, nagyközség, község 40%; KSH, 2011) a városban élő gyerekek aránya nagyobb (72,2%), a községben élő gyermekeké (16,5%) pedig alacsonyabb mintavételünkben. A városi gyermekek irányában való jelentős eltolódás miatt eredményeink elsősorban a városi intézmények körében érvényesek. A jövőben érdemes lenne reprezentatív mintán megismételni a kutatást. Az eredmények körületekintő értelmezésére ad okot az életkori övezetek tekintetében a 3–4 éves korosztály kisebb mintája is.

További limitációt jelent, hogy Howard és Melhuish (2017) eredeti elképzeléséhez nem illeszkedik a magyar mintán kapott faktorstruktúra. A három (úgy mint érzelmi, kognitív és viselkedési) szabályozási funkció közül a viselkedésszabályozás faktora nem vált külön, ahogy a proszociális, továbbá az externalizáló és internalizáló viselkedési problémákat jelző faktorok sem. Összevetve eredményeinket a legújabb nemzetközi kutatásokkal, a mérőeszközt felhasználó tanulmányokban csak az önszabályozási alskálák eredményeit publikálták (viselkedés- és érzelmszabályozás, kognitív önszabályozás), a viselkedési problémákat mérő alskálák eredményeinek közlésétől eltekintettek (Alonso-Martínez és mtsai, 2021; Huang és mtsai, 2022; Williams és mtsai, 2021). Az említett tanulmányok nem tartalmazzák a validálás részletes leírását sem, jellemzően csak az alskálák reliabilitását közlik. A kínai (Cronbach- $\alpha$ : 0,72–0,86; Huang és mtsai, 2022), az ausztrál (Cronbach- $\alpha$ : 0,83–0,93;

Williams és mtsai, 2021) és a spanyol tapasztalatok (Cronbach- $\alpha$  < 0,80; Alonso-Martínez és mtsai, 2021) szerint is mindhárom önszabályozási alskála magas reliabilitási mutatóval bír. Bár az említett tanulmányok szerzői nem közlik a validálás részletes elemzését, a jövőben a faktor-szerkezet megerősítését indokolja a nemzetközi eredményektől eltérő faktorszerkezet. A hazai kérdőív további alkalmazását segítené a pedagógusok által kitölthető kérdőív-változat kialakítása. További kutatási irányt jelenthet a kérdőívvel kapcsolatos tapasztalatok bővítése olyan atipikus fejlődésmentet mutató gyermekek körében, ahol az önszabályozási nehézségek igazoltak (pl. figyelemhiányos hiperaktivitás zavar, autizmus spektrum zavar).

Mindezek mellett az eredményeink alapján a jó érvényességgel és belső megbízhatósági mutatókkal rendelkező CSBQ kérdőívet érdemes használni az önszabályozás hazai kutatásaiban és gyakorlatában.

**Köszönetnyilvánítás:** Rózsa Sándort a KRE, BTK, 20754B800 számú Pszichológiai kutatások módszertana című kutatási projekt támogatta.

**Szerzői munkamegosztás:** Nagy-Tószegi Cecília: kutatási terv kidolgozása, adatgyűjtés, eredmények értelmezése, kézirat megszövegezése. Rózsa Sándor: adatelemzési stratégia kialakítása, statisztikai elemzések, eredmények értelmezése, kézirat megszövegezése. Lábadi Beatrix: kutatási terv kidolgozása, ellenőrzés, eredmények értelmezése, a tanulmány szövegezése.

**Nyilatkozat érdekütközésről:** A szerzők ezúton kijelentik, hogy esetükben nem állnak fenn érdekütközések.

## IRODALOM

- Alonso-Martínez, A. M., Ramírez-Vélez, R., García-Alonso, Y., Izquierdo, M., & García-Hermoso, A. (2021). Physical activity, sedentary behavior, sleep and self-regulation in Spanish preschoolers during the COVID-19 lockdown. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 18(2), 693–701.
- Birkás, E., Lakatos, K., Tóth, I., & Gervai, J. (2008). Gyermekkori viselkedési problémák felismerésének lehetőségei rövid kérdőívekkel I: A Strengths and Difficulties Questionnaire magyar változata. *Psychiatria Hungarica*, 23(5), 358–365.
- Blair, C. (2002). School readiness: Integrating cognition and emotion in a neurobiological conceptualization of children's functioning at school entry. *American Psychologist*, 57(2), 111–127. <https://doi.org/10.1037/0003-066X.57.2.111>
- Blair, C., & Diamond, A. (2008). Biological processes in prevention and intervention: The promotion of self-regulation as a means of preventing school failure. *Development and Psychopathology*, 20(3), 899–911. <https://doi.org/10.1017/S0954579408000436>
- Blair, C., & Razza, R. P. (2007). Relating effortful control, executive function, and false belief understanding to emerging math and literacy ability in kindergarten. *Child Development*, 78(2), 647–663. <https://doi.org/10.1111/j.1467-8624.2007.01019.x>
- Boyer, W. (2022). Development, construct validation, and normalization of a new early childhood self-regulation assessment Scale. *Early Childhood Education Journal*. <https://doi.org/10.1007/s10643-022-01310-9>
- Bull, R., & Scerif, G. (2001). Executive functioning as a predictor of children's mathematics ability: inhibition, switching, and working memory. *Developmental Neuropsychology*, 19(3), 273–293. [https://doi.org/10.1207/S15326942DN1903\\_3](https://doi.org/10.1207/S15326942DN1903_3)
- Burman, J. T., Green, C. D., & Shanker, S. (2015). On the meanings of self-regulation: Digital Humanities in service of conceptual clarity. *Child Development*, 86(5), 1507–1521. <https://doi.org/10.1111/cdev.12395>
- Chou, C.-P., & Bentler, P. M. (1995). Estimates and tests in structural equation modeling. In: R. H. Hoyle (Ed.), *Structural*



- equation modeling: Concepts, issues, and applications* (pp. 37–55). Sage Publications, Inc.
- Cicchetti, D., Ackerman, B. P., & Izard, C. E. (1995). Emotions and emotion regulation in developmental psychopathology. *Development and Psychopathology*, 7(1), 1–10. <https://doi.org/10.1017/S0954579400006301>
- Cicchetti, D., & Tucker, D. (1994). Development and self-regulatory structures of the mind. *Development and Psychopathology*, 6(4), 533–549. <https://doi.org/10.1017/S0954579400004673>
- Curran, P. J., West, S. G., & Finch, J. F. (1996). The robustness of test statistics to nonnormality and specification error in confirmatory factor analysis. *Psychological Methods*, 1(1), 16–29. <https://doi.org/10.1037/1082-989X.1.1.16>
- D. Molnar, É., & Kovács, D. (2019). A Gyermeki Viselkedés Kérdőív legrövidebb változatának (CBQ VS) magyar adaptációja. *Mentálhigiéné és Pszichoszomatika*, 20(1), 159–179. <https://doi.org/DOI:10.1556/0406.20.2019.006>
- Denham, S. A., Bassett, H. H., Way, E., Mincic, M., Zinsser, K., & Graling, K. (2012). Preschoolers' emotion knowledge: Self-regulatory foundations, and predictions of early school success. *Cognition and Emotion*, 26(4), 667–679. <https://doi.org/10.1080/02699931.2011.602049>
- Diamond, A. (2014). Want to optimize executive functions and academic outcomes? *Minnesota Symposia on Child Psychology*, 37, 205–232.
- Diamond, A. (2016). Why improving and assessing executive functions early in life is critical. In: J. A. Griffin, P. McCardle, & L. S. Freund (Eds.), *Executive function in preschool-age children: Integrating measurement, neurodevelopment, and translational research*. (pp. 11–43). American Psychological Association. <https://doi.org/10.1037/14797-002>
- Duckworth, A. L., & Kern, M. L. (2011). A meta-analysis of the convergent validity of self-control measures. *Journal of Research in Personality*, 45(3), 259–268.
- Edossa, A. K., Schroeders, U., Weinert, S., & Artelt, C. (2018). The development of emotional and behavioral self-regulation and their effects on academic achievement in childhood. *International Journal of Behavioral Development*, 42(2), 192–202. <https://doi.org/10.1177/0165025416687412>
- Eisenberg, N., Cumberland, A., Spinrad, T. L., Fabes, R. A., Shepard, S. A., Reiser, M., Murphy, B. C., Losoya, S. H., & Guthrie, I. K. (2001). The Relations of Regulation and Emotionality to Children's Externalizing and Internalizing Problem Behavior. *Child Development*, 72(4), 1112–1134. <https://doi.org/10.1111/1467-8624.00337>
- Gioia, G. A., Andrus, K., & Isquith, P. K. (1996). *Behavior rating inventory of executive function-preschool version (BRIEF-P)*. Psychological Assessment Resources Odessa, FL.
- Gioia, G. A., Isquith, P. K., Retzlaff, P. D., & Espy, K. A. (2002). Confirmatory Factor Analysis of the Behavior Rating Inventory of Executive Function (BRIEF) in a Clinical Sample. *Child Neuropsychology*, 8(4), 249–257. <https://doi.org/10.1076/chin.8.4.249.13513>
- Goodman, R. (1997). The Strengths and Difficulties Questionnaire: A research note. *Journal of Child Psychology and Psychiatry*, 38(5), 581–586. <https://doi.org/10.1111/j.1469-7610.1997.tb01545.x>
- Granero, R., Louwaars, L., & Ezpeleta, L. (2015). Socioeconomic status and oppositional defiant disorder in preschoolers: Parenting practices and executive functioning as mediating variables. *Frontiers in Psychology*, 6, Article 1412. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2015.01412>
- Gunzenhauser, C., & Saalbach, H. (2020). Domain-specific self-regulation contributes to concurrent but not later mathematics performance in elementary students. *Learning and Individual Differences*, 78, Article 101845. <https://doi.org/10.1016/j.lindif.2020.101845>
- Hammer, D., Melhuish, E., & Howard, S. J. (n.d.). *The nature and importance of self-regulation in early childhood: Factor structure and predictive validity*. 3. Faculty of Social Sciences – Papers. 2039. <https://ro.uow.edu.au/sspapers/2039>
- Hofmann, W., Schmeichel, B. J., & Baddeley, A. D. (2012). Executive functions and self-regulation. *Trends in Cognitive Sciences*, 16(3), 174–180. <https://doi.org/10.1016/j.tics.2012.01.006>
- Howard, S. J., & Melhuish, E. (2017). An early years toolbox for assessing early executive function, language, self-regulation, and social development: Validity, reliability, and preliminary norms. *Journal of Psychoeducational Assessment*, 35(3), 255–275. <https://doi.org/10.1177/0734282916633009>
- Howard, S. J., Neilsen-Hewett, C., de Rosnay, M., Vasseleu, E., & Melhuish, E. (2019). Evaluating the viability of a structured observational approach to assessing early self-regulation. *Early Childhood Research Quarterly*, 48, 186–197. <https://doi.org/10.1016/j.ecresq.2019.03.003>
- Howard, S. J., Vasseleu, E., Neilsen-Hewett, C., de Rosnay, M., & Williams, K. E. (2022). Predicting academic school readiness and risk status from different assessment approaches and constructs of early self-regulation. *Child & Youth Care Forum*, 51(2), 369–393. <https://doi.org/10.1007/s10566-021-09636-y>
- Huang, R., Geng, Z., & Siraj, I. (2022). Exploring the associations among Chinese kindergartners between academic achievement and behavioral, cognitive and emotional self-regulation. *Early Education and Development*, 33(1), 1–16. <https://doi.org/10.1080/10409289.2022.2056695>
- Józsa G., & Józsa K. (2020). A gyermekkori (chexi) és a felnőttkori (adexi) végrehajtó funkció kérdőívek magyar nyelvre történő adaptációja. *Magyar Pedagógia*, 120(1), 47–69.
- Kalpidou, M. D., Power, T. G., Cherry, K. E., & Gottfried, N. W. (2004). Regulation of emotion and behavior among 3- and 5-year-olds. *Journal of General Psychology*, 131(2), 159–178. <https://doi.org/10.3200/GENP.131.2.159-180>
- Kereki J. (2015). A koragyermekkori intervenció rendszere – utak és kapcsolódások. *Gyermeknevelés Tudományos Folyóirat*, 3(2), 55–76. <https://doi.org/10.31074/gyntf.2015.2.55.76>
- Kereki J. (2020). A kora gyermekkori intervenció és fejlesztési lépései. *Gyermeknevelés Tudományos Folyóirat*, 8(1), 26–38. <https://doi.org/10.31074/gyntf.2020.1.26.38>
- Kim, S., Nordling, J. K., Yoon, J. E., Boldt, L. J., & Kochanska, G. (2013). Effortful control in “hot” and “cool” tasks differentially predicts children's behavior problems and academic performance. *Journal of Abnormal Child Psychology*, 41(1), 43–56. <https://doi.org/10.1007/s10802-012-9661-4>



- LeBuffe, P. A., & Naglieri, J. A. (1999). The Devereux Early Childhood Assessment (DECA): A measure of within-child protective factors in preschool children. *NHSA Dialog*, 3(1), 75–80. [https://doi.org/10.1207/s19309325nhsa0301\\_10](https://doi.org/10.1207/s19309325nhsa0301_10)
- Lorenzo-Seva, U., & Ferrando, P. J. (2021). Not positive definite correlation matrices in exploratory item factor analysis: Causes, consequences and a proposed solution. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 28(1), 138–147.
- McClelland, M. M., John Geldhof, G., Cameron, C. E., & Wanless, S. B. (2015). Development and self-regulation. In: R. M. Lerner (Ed.), *Handbook of child psychology and developmental science* (pp. 1–43). John Wiley & Sons, Inc. <https://doi.org/10.1002/9781118963418.childpsy114>
- Mischel, W., Ayduk, O., Berman, M. G., Casey, B. J., Gotlib, I. H., Jonides, J., Kross, E., Teslovich, T., Wilson, N. L., Zayas, V., & Shoda, Y. (2011). ‘Willpower’ over the life span: Decomposing self-regulation. *Social Cognitive and Affective Neuroscience*, 6(2), 252–256. <https://doi.org/10.1093/scan/nsq081>
- Miyake, A., & Friedman, N. P. (2012). The nature and organization of individual differences in executive functions: four general conclusions. *Current Directions in Psychological Science*, 21(1), 8–14. <https://doi.org/10.1177/0963721411429458>
- Muthén, B., & Kaplan, D. (1985). A comparison of some methodologies for the factor analysis of non-normal Likert variables. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 38(2), 171–189.
- Naglieri, J. A., & Goldstein, S. (2013). *Comprehensive Executive Function Inventory: Manual*. Multi-Health Systems.
- Olson, S., Tardif, T., Miller, A., Felt, B., Grabell, A., Kessler, D., Wang, L., Karasawa, M., & Hirabayashi, H. (2011). Inhibitory control and harsh discipline as predictors of externalizing problems in young children: A comparative study of U.S., Chinese, and Japanese preschoolers. *Journal of Abnormal Child Psychology*, 39, 1163–1175. <https://doi.org/10.1007/s10802-011-9531-5>
- Ponitz, C. C., McClelland, M. M., Matthews, J. S., & Morrison, F. J. (2009). A structured observation of behavioral self-regulation and its contribution to kindergarten outcomes. *Developmental Psychology*, 45(3), 605–619. <https://doi.org/10.1037/a0015365>
- Putnam, S. P., Gartstein, M. A., & Rothbart, M. K. (2006). Measurement of fine-grained aspects of toddler temperament: The Early Childhood Behavior Questionnaire. *Infant Behavior and Development*, 29(3), 386–401. <https://doi.org/10.1016/j.infbeh.2006.01.004>
- Rademacher, A., & Koglin, U. (2019). The concept of self-regulation and preschoolers’ social-emotional development: A systematic review. *Early Child Development and Care*, 189(14), 2299–2317. <https://doi.org/10.1080/03004430.2018.1450251>
- Raffaelli, M., Crockett, L. J., & Shen, Y.-L. (2005). Developmental stability and change in self-regulation from childhood to adolescence. *The Journal of Genetic Psychology*, 166(1), 54–76.
- Reise, S. P., Bonifay, W. E., & Haviland, M. G. (2013). Scoring and modeling psychological measures in the presence of multidimensionality. *Journal of Personality Assessment*, 95(2), 129–140. <https://doi.org/10.1080/00223891.2012.725437>
- Rothbart, M. K. (2007). Temperament, development, and personality. *Current Directions in Psychological Science*, 16(4), 207–212.
- Rothbart, M. K., & Jones, L. B. (1998). Temperament, self-regulation, and education. *School Psychology Review*, 27(4), 479–491.
- Sawyer, A. C. P., Miller-Lewis, L. R., Searle, A. K., Sawyer, M. G., & Lynch, J. W. (2015). Is greater improvement in early self-regulation associated with fewer behavioral problems later in childhood? *Developmental Psychology*, 51(12), 1740–1755. <https://doi.org/10.1037/a0039829>
- Schmid, J., & Leiman, J. M. (1957). The development of hierarchical factor solutions. *Psychometrika*, 22(1), 53–61. <https://doi.org/10.1007/BF02289209>
- Teglasi, H., Schussler, L., Gifford, K., Annotti, L. A., Sanders, C., & Liu, H. (2015). Child Behavior Questionnaire–Short Form for Teachers: Informant Correspondences and Divergences. *Assessment*, 22(6), 730–748. <https://doi.org/10.1177/1073191114562828>
- Thompson, R. A. (1994). Emotion regulation: A theme in search of definition. *Monographs of the Society for Research in Child Development*, 59(2-3), 25–52.
- Thorell, L. B., & Nyberg, L. (2008). The Childhood Executive Functioning Inventory (CHEXI): A New Rating Instrument for Parents and Teachers. *Developmental Neuropsychology*, 33(4), 536–552. <https://doi.org/10.1080/87565640802101516>
- Weis, M., Heikamp, T., & Trommsdorff, G. (2013). Gender differences in school achievement: The role of self-regulation. *Frontiers in Psychology*, 4, Article 442. <https://www.frontiersin.org/articles/10.3389/fpsyg.2013.00442>
- Williams, K., Bentley, L., Eager, R., Savage, S., & Nielson, C. (2021). *Rhythm and Movement for Self-Regulation (RAMSR) 2020-2021. RCT and follow-up. Research Brief*.
- Wolff, H.-G., & Preising, K. (2005). Exploring item and higher order factor structure with the Schmid-Leiman solution: Syntax codes for SPSS and SAS. *Behavior Research Methods*, 37(1), 48–58.



## FÜGGELÉK

## Gyermek Viselkedési és Önszabályozási Kérdőív

Gyermek neve: ..... fiú/ lány:..... életkor: .....

Kérjük, jelölje meg minden kijelentésnél, hogy az mennyire jellemző a gyermekre!	Egyáltalán nem jellemző	Kevésbé jellemző	Igaz is, nem is Részben jellemző	Meglehetősen jellemző	Teljesen jellemző
1. Vannak állandó barátai.	1	2	3	4	5
2. Nyugodt, kiegyensúlyozott.	1	2	3	4	5
3. Gyakran verekszik, piszkál, zaklat gyerekeket.	1	2	3	4	5
4. A többi gyerek kedveli.	1	2	3	4	5
5. Nehéz feladatok esetén is kitartó.	1	2	3	4	5
6. Maga választja meg a tevékenységeit.	1	2	3	4	5
7. Állandóan babrál, matat, izeg-mozog.	1	2	3	4	5
8. Feladatvégzésében nem igényel sok segítséget.	1	2	3	4	5
9. Könnyebben teremt kapcsolatot felnőttekkel, mint gyerekekkel.	1	2	3	4	5
10. Ha feldúlt, hamar túlteszi magát rajta.	1	2	3	4	5
11. Új helyzetekben ideges vagy ragaszkodó.	1	2	3	4	5
12. Kitartó, amíg befejezi feladatát.	1	2	3	4	5
13. Kivárja a sorát a tevékenységeknél.	1	2	3	4	5
14. Túlpörög.	1	2	3	4	5
15. Általában eleget tesz az utasításoknak, kéréseknek.	1	2	3	4	5
16. Gyakran játszik egyedül.	1	2	3	4	5
17. Sokszor aggódik.	1	2	3	4	5
18. Saját maga szereti megoldani a dolgait.	1	2	3	4	5
19. Megoszt édességet, játékokat más gyerekekkel.	1	2	3	4	5
20. Vitatkozik felnőttekkel.	1	2	3	4	5
21. Gyakran fél vagy megijed.	1	2	3	4	5
22. Szégyenlős, félénk, ha ismeretlen gyerekekkel találkozik.	1	2	3	4	5
23. Gyakran kijön a sodrából, dührohamai vannak.	1	2	3	4	5
24. Felajánlja segítségét másoknak.	1	2	3	4	5
25. Gyakran fáj valamije vagy érzi magát rosszul.	1	2	3	4	5
26. Szélsőséges hangulati ingadozásai vannak.	1	2	3	4	5
27. Jól kijön a többi gyerekkel.	1	2	3	4	5
28. Rosszindulatú másokkal.	1	2	3	4	5
29. Nyugtalan, nem tud sokáig nyugton maradni.	1	2	3	4	5
30. Kérésre együttműködik.	1	2	3	4	5
31. Impulzív, gondolkodás nélkül cselekszik.	1	2	3	4	5
32. Könnyen eljátszik ismeretlen gyerekekkel.	1	2	3	4	5
33. Gyakran boldogtalan, elesett.	1	2	3	4	5

**Az eredeti, 33 tételes kérdőív kiértékelése:**

Fordított tételek: 3., 7., 9., 11., 12., 14., 17., 18., 20., 22., 23., 25., 26., 28., 29., 31. és 33. tétel. Ezek esetében az alábbi átkódolás alkalmazandó: 1 = 5, 2 = 4, 3 = 3, 4 = 2, 5 = 1 pont.

A skálaképzés során az összpontszámot átlagolással nyerjük, azaz a tételek összegét elosztjuk az adott skálához tartozó tételek számával.

**Skálák:**

- I. Szociabilitás: 1., 4., 9., 16., 22., 27., 32.
- II. Kognitív önszabályozás: 5., 6., 8., 12., 18.
- III. Érzelemszabályozás: 2., 10., 11., 14., 23., 26.
- IV. Viselkedésszabályozás: 7., 13., 15., 29., 30., 31.
- V. Proszociális viselkedés: 15., 19., 24., 27., 30.
- VI. Externalizáló viselkedés: 3., 20., 23., 26., 28.
- VII. Internalizáló viselkedés: 17., 21., 25., 33.

**A hazai mintán kialakított 19 tételes változat kiértékelése:**

Fordított tételek: 7., 11., 14., 20., 22., 23., 26., 29. és 31. tételek. Ezek esetében az alábbi átkódolás alkalmazandó: 1 = 5, 2 = 4, 3 = 3, 4 = 2, 5 = 1 pont.

A skálák összpontszámát átlagolással nyerjük, azaz a tételek összegét elosztjuk az adott skálához tartozó tételek számával.

Önszabályozás összpontszám: 1., 2., 5., 6., 7., 8., 11., 12., 14., 15., 18., 20., 22., 23., 26., 27., 29., 31. és 32. tételek.

- I. Kognitív önszabályozás: 5., 6., 8., 12., 15. és 18. tétel.
- II. Társas kapcsolatok: 1., 11., 22., 27. és 32. tétel.
- III. Érzelemszabályozás: 2., 7., 14., 20., 23., 26., 29. és 31. tétel.

---

**Open Access nyilatkozat:** A cikk a Creative Commons Attribution 4.0 International License (<https://creativecommons.org/licenses/by/4.0>) feltételei szerint publikált Open Access közlemény, melynek szellemében a cikk bármilyen médiumban szabadon felhasználható, megosztható és újraközölhető, feltéve, hogy az eredeti szerző és a közlés helye, illetve a CC License linkje és az esetlegesen végrehajtott módosítások feltüntetésre kerülnek. (SID\_1)

