Az anya-magzat kötődés felmérő MFAS-HU-20 skála pszichometriai jellemzőinek és összefüggéseinek vizsgálata a Kohorsz '18 kutatás várandós szakaszának mintáján

KOPCSÓ KRISZTINA^{1,2*} – POHÁRNOK MELINDA² –
POLGÁR PETRA IBOLYA³

¹Központi Statisztikai Hivatal, Népeségtudományi Kutatóintézet, Budapest

²Pécsi Tudományegyetem, Bölcsészettudományi Kar, Pszichológia Intézet,
Fejlődés- és Klinikai Pszichológia Tanszék, Pécs

³Pécsi Tudományegyetem, Bölcsészettudományi Kar, Pszichológia Intézet,
Fejlődés- és Klinikai Pszichológia Doktori Program, Pécs

(Beérkezett: 2020. augusztus 5.; elfogadva: 2020. október 27.)

Elméleti háttér: Az anya-magzat kötődés gyakran vizsgált, ugyanakkor bizonytalan tartalmú konstruktum. A korábbi kutatásokban egymásnak ellentmondó eredmények születtek a jelenség dimenzionalitásával és korrelátumaival kapcsolatban. *Cél:* A szerzők célja, hogy a magyarországi várandósok populációjára reprezentatív mintán vizsgálják meg az anya-magzat kötődés konstruktumát, és felmérjék annak bizonyos szociodemográfiai és pszichoszociális változókkal való együttjárását. *Módszerek:* Az elemzés a Kohorsz '18 Magyar Születési Kohorszvizsgálat első, várandós szakaszának adatain történt, harmadik trimeszterben járó várandósok körében ($n = 7115$). Az adatok forrását a védőnők által szóban, valamint önkitöltős formában begyűjtött kérdőíves adatok szolgáltatták. Az anya-magzat kötődés felmérése a Maternal-Fetal Attachment Scale magyar nyelvű, 20 tételes változatával történt. *Eredmények:* A Maternal-Fetal Attachment Scale-HU-20 kétfaktoros struktúrába szerveződött, egy 15- és egy 5-tételes alfaktorba. Az elfogadható belső konzisztenciájú faktorokat Hangolódás (Cronbach- $\alpha = 0,795$) és Interakció (Cronbach- $\alpha = 0,606$) alskáláknak neveztük el. Kétváltozós statisztikai elemzésekben az anya-magzat kötődés összpontszáma a vizsgált változók (kor, gesztációs hét, társas támogatottság, pozitív és negatív párkapcsolati interakciók, depresszió, általános és várandóssággal összefüggő szorongás, paritás, iskolai végzettség, partnerkapcsolati helyzet, jövedelem) mindegyikével szignifikáns összefüggést mutatott, legszámtottevőbb összefüggést a társas támogatottsággal ($r_b = 0,166$; $p < 0,001$) és a pozitív párkapcsolati interakciókkal ($r_b = 0,202$; $p < 0,001$). A két aldimenzió számos prediktor változóval eltérő mértékben és/vagy irányban függött össze. Többváltozós elemzésben a vizsgált változók hatása, a kor, a negatív párkapcsolati interakciók és a partnerkapcsolati helyzet kivételével szignifikánsnak bizonyult, továbbá az alacsonyabb iskolai végzettségű és alacsonyabb jövedelmű csoporthoz való tartozás inkább a kötődés interaktív aspektusaival, míg a magasabb végzettség a

* Levelező szerző: Dr. Kopcsó Krisztina, Pécsi Tudományegyetem, Bölcsészettudományi Kar, Pszichológia Intézet, Fejlődés- és Klinikai Pszichológia Tanszék, 7624, Pécs, Ifjúság u. 6. E-mail: kopcs.krisztina@pte.hu

kötődés hangolódó aspektusaival járt együtt. *Következtetések:* Az anya-magzat kötődés reprezentatív mintán való vizsgálata hozzájárulhat az anya-magzat kötődést befolyásoló demográfiai és pszichoszociális tényezők kölcsönhatásainak megismeréséhez és az eltérő társadalmi háttérű nők várandósság-élményének jobb megértéséhez.

Kulcsszavak: anya-magzat kötődés, Maternal-Fetal Attachment Scale-HU-20, szocio-demográfiai jellemzők, pszichoszociális tényezők

1. Bevezetés

Jelen tanulmány fókuszában az anya-magzat kötődés, valamint olyan, a jelenséggel együtt járó változók állnak, amelyek mind az anya és a magzat, mind pedig az anya és a megszületett gyermek közötti kapcsolat minőségét befolyásolhatják. A gyermekkel kialakított kapcsolat már a prenatális időszakban kiemelkedő fontossággal bír, hiszen egyrészt összefüggésbe hozható az anya prenatális és posztnatális pszichológiai egészségével (Walsh, Hepper, Bagge, Wade, & Jomeen, 2013), másrészt előrejelzi a későbbi anya-gyermek interakció minőségét (Siddiqui & Hägglöf, 2000), valamint az anya csecsemője iránt érzett érdeklődését és pozitív érzéseit (Rossen és mtsai, 2017).

Az anya-magzat kötődés fogalmának alapjait Rubin (1967) alkotta meg, hogy megragadja azt a bontakozó kapcsolatot, amelynek során a várandós nőben megszületik a „mi-érzés”, és az anya fokozatosan megtanulja feladni szükségleteit és vágyait születendő gyermeke érdekében. Leifer (1977) a magzattal kialakított érzelmi kapcsolat jelentőségét, míg Cranley (1981) az anyai bevonódás viselkedéses aspektusait hangsúlyozta az anya-magzat kötődésben. Egy évtizeddel később Müller (1993) az anya magzatról alkotott gondolatait és fantáziáit tette a fogalom középpontjába. Condon (1993) pedig mintegy összefoglalva az előbbi megközelítéseket, az anya-magzat kötődés hármas felosztását – affektív, kognitív és altruisztikus kötődést – javasolta. Így, bár más-más oldalra fordítottak nagyobb figyelmet, abban a szerzők nagy része egyetértett, hogy a magzattal való kapcsolatnak van egy érzelmi (öröm és kíváncsiság a magzat iránt), egy kognitív (gondolatok és fantáziák a magzatról) és egy viselkedéses aspektusa (interakció, a magzat érdekeinek megfelelő magatartások). A jelenség a Cranley (1981) által megfogalmazott, leggyakrabban használt definíció szerint az anya azon viselkedéseit, attitűdjeit és reprezentációit foglalja magában, amelyeket a még meg nem született gyermeke felé tanúsít, s amelyek a várandósság második trimeszterében, a magzati mozgással párhuzamosan kezdenek el számottevővé válni.

Cranley (1981) nemcsak körülhatárolta az anya-magzat kötődés fogalmát, hanem célul tűzte ki egy olyan eszköz kifejlesztését és tesztelését is,

amely a várandósnak a magzatával való kapcsolatát és interakcióját reprezentáló viselkedéseit méri. Az így létrejött *Maternal-Fetal Attachment Scale* (MFAS) ma is az egyik legszélesebb körben használt eszköz az anya-magzat kapcsolat minőségének mérésére. A szakemberek, ápolónők és várandósok segítségével kialakított MFAS eredetileg 37 állításból állt, végleges formája pedig 24 tételt foglalt magában, öt aspektust képviselve. A skála egésze Cranley vizsgálatában (1981) magas belső konzisztenciát mutatott (Cronbach- α = 0,85), az alskálák azonban kevésbé bizonyultak megbízhatónak (Cronbach- α = 0,52–0,73). Az öt alskála közül az első az *Elkülönülés*, amely az anyai szelf és a magzat megkülönböztetését jelenti. Az *Interakció* a magzattal való kapcsolatteremtésre utal, míg az *Attribúció* olyan tételleket takar, amelyekben az anya szándékot és sajátos jellemzőket tulajdonít magzatának. Az *Önfeladás* alskála a magzat előtérbe helyezését méri, a *Szerepvállalás* pedig betekintést nyújt abba, hogy miként képzei el az anya a gyermekéről való gondoskodást.

Az MFAS skálát alkalmazó újabb vizsgálatok nem igazolták a konstruktum ötfaktoros szerkezetét, sem feltáró faktorelemzések során (Busonera, Cataudella, Lampis, Tommasi, & Zavattini, 2016; Doster és mtsai, 2018; Müller & Ferketich, 1993; Sjögren, Edman, Widström, Mathiesen, & Uvnäs-Moberg, 2004), sem az eredeti alskálák megbízhatósága kapcsán (Andrek, Hadházi, & Kekecs, 2016; Busonera és mtsai, 2016; Camelia-Vasilica, 2017). Miközben a skála belső megbízhatósága egydimenziós eszközként az újabb kutatásokban is elfogadható volt (olasz változat [Busonera és mtsai, 2016]: Cronbach- α = 0,77; román verzió [Camelia-Vasilica, 2017]: Cronbach- α = 0,73; magyar változat [Andrek és mtsai, 2016]: Cronbach- α = 0,87; német verzió [Doster és mtsai, 2018]: Cronbach- α = 0,81), addig az eredeti öt alskála Cronbach- α -értékei 0,23–0,74 között mozogtak (Andrek és mtsai, 2016; Busonera és mtsai, 2016; Camelia-Vasilica, 2017).

Ami a faktorszerkezetet illeti, Müller és Ferketich (1993) a kutatásaik eredményei nyomán két- és háromfaktoros struktúrát ajánlottak, s mindkettő esetében három fő téma jelent meg: a csecsemő jövőjének elképzelése, az iránta való érdeklődés, valamint a magzat mozgása. Busonera és munkatársai (2016) esetében a kérdőív tételei a szülők jövőbeni szerepvállalása, a magzatért való önfeladás és felelősségvállalás, valamint a magzattal való interakció köré szerveződtek, amely faktorok egymással alacsony mértékben korreláltak (r = 0,25–0,32). A szerkezetet megerősítő (konfirmatív) faktorelemzéssel is vizsgálva azt találták, hogy a háromfaktoros struktúra az eredeti ötfaktorosnál jobban, bár csak mérsékelt módon illeszkedett. Kutatásuk mindemellett az MFAS „felfrissítését” eredményezte, mert azt tűzték ki célul, hogy a Cranley-féle (1981) bonyolult megfogalmazású, elavult tételleket átforgalmazzák, és olasz várandósok mintáján adaptálják úgy, hogy a várandósok számára idegen vagy szokatlan tételleket átalakítsák vagy eltávo-

lítják (Busonera és mtsai, 2016). Összesen három tételt vettek ki az eredeti kérdőívből. A 24. tételt („A pocakomon keresztül megfogom a baba lábát, és körbe mozgatom.”) nehéz értelmezhetősége miatt, a 3. tételt („Élvezem figyelni a hullámzó pocakom, amint a baba rugdalózik odabent.”) a várandósok tapasztalatainak nem megfelelő leírás miatt emelték ki. A 22. tételt („Csúnyának érzem a testem.”) amiatt távolították el, mert a várandósok össze nem illőnek érezték a tartalmát a skála teljes tartalmával. Két tételt pedig összevontak (10. „Eldöntöttem, hogy fogják hívni a babát, ha kislány lesz.” és 13. „Eldöntöttem, hogy fogják hívni a babát, ha fiú lesz.”), mert az ultrahang-technológia fejlődésével külön-külön érvényüket veszítették. Végül, az MFAS háromfaktoros felépítését támogató másik kutatócsoport (Doster és mtsai, 2018) esetében a felkészülés, a gondoskodás és az empátia dimenzió emelkedett ki a kérdőív tételeiben. Ebben a vizsgálatban két tétel faktortöltése nem bizonyult megfelelőnek (9. „A babám mozgásából sejtem, hogy milyen lesz a személyisége.” és 13. „Eldöntöttem, hogy fogják hívni a babát, ha fiú lesz.”).

Az adaptációk eredményeinek sokfélesége, az anya-magzat kötődés konstruktumának különböző kutatásokban mutatott eltérései arra engednek következtetni, hogy az anya-magzat kötődés egy sokszínű, változékony tartalmú jelenség. Erre mutat rá Andrek (2019) is, amikor kiemeli, hogy bár a prenatális kötődés fogalmát elvileg operacionalizálták, és számos mérőeszköz létezik a konstruktum mögött megbújó dimenziók mérésére, a különböző módszertani és definíciós megközelítések egységesítése még várat magára. Ennek a sokszínűségnek a lehetséges magyarázata, hogy olyan kulturális és társadalmi különbségek – mint például az anyai hiedelemrendszerek (Lingeswaran & Bindu, 2012); az egészségügyi ellátáshoz való hozzáférés különbségei (Alhusen, 2008); az „ideális” anyasághoz és várandóssághoz fűződő társadalmi sztereotípiák (Staneva & Wittkowski, 2013) – befolyásolják az anya-magzat kapcsolat szubjektív megélését, fogalmi konstruktumát, amelyek eddig nem kerültek a kutatások látókörébe.

Az anya-magzat kötődés előrevetíti a későbbi anya-gyermek interakciók minőségét, és a várandósság alatti korai gondoskodás mértéke és formája jelezheti, hogy nem alakul optimálisan az anya-magzat kapcsolat, éppen ezért kiemelkedően fontos a prenatális kötődést befolyásoló tényezők széleskörű vizsgálata (Siddiqui & Hägglöf, 2000).

Az anya-magzat kötődésre hatást gyakorló tényezőket általában három csoportba szokták sorolni [ld. összefoglalva Andrek (2019) és McNamara, Townsend, & Herbert (2019)]. A demográfiai változók közül az anyai életkor és az anya párkapcsolati státusza mutat alátámasztott kapcsolatot az anya-magzat kötődéssel. Előbbi esetben fordított irányú összefüggésről beszélhetünk: az anya életkorának előrehaladtával a prenatális kötődés erőssége csökken (McNamara és mtsai, 2019). Ami a párkapcsolati státuszt

illeti, a kurrens szakirodalom alapján a házasság várandósok magasabb intenzitású anya-magzat kötődéséről számoltak be az élettársi kapcsolatban élő várandósokhoz képest (Andreks, 2019; McNamara és mtsai, 2019), amihez magasabb iskolai végzettség és jövedelem, valamint jobb szocioökonómiai státusz és nagyobb biztonságérzet társulhat (Andreks, 2019). A várandósság jellemzői kapcsán a gesztációs kor és a paritás (azaz az anya korábbi gyermekeinek száma) hatását találták igazoltnak. Míg az anya-magzat kötődés erőssége a gesztációs korról és a magzatmozgások megjelenésével nő, addig a paritás mértékével párhuzamosan csökken (Andreks, 2019; McNamara és mtsai, 2019). Ezalatt azt a jelenséget értjük, miszerint a primipara (első gyermeküket váró) édesanyák magzathoz való kötődése erősebb a multipara (többedik gyermeküket váró) várandósokénál. A pszichoszociális változók közül az anya mentális jólléte és a megélt társas támasz került előtérbe. Az észlelt társas támogatás, valamint a pozitív párkapcsolati interakciók (Hopkins és mtsai, 2018; Matthies és mtsai, 2020; McNamara és mtsai, 2019) és a partner válaszkész gondoskodása (Andreks, 2019; Yarcheski, Mahon, Yarcheski, Hanks, & Cannella, 2009) konzekvensen pozitív együttjárást mutatnak az anya-magzat kötődéssel. A felsorolt tényezők hozzájárulnak az anya-magzat kötődés magasabb intenzitáshoz (Schmidt, Seehagen, Vocks, Schneider, & Teismann, 2016), valamint a csecsemő iránt érzett pozitív érzelmek és fantáziák előtérbe kerüléséhez, illetve azoknak a partnerrel való megosztásához (Rubertsson, Pallant, Sydsjö, Haines, & Hildingsson, 2015). Már a korai szerzők (pl. Rubin, 1970) rámutattak, hogy a várandós nő mentális jólléte – hangulati állapota, szorongása – befolyásolja az anyává válás folyamatát és a változásokhoz való alkalmazkodás sikerességét. Ugyanakkor az anya-magzat kötődés változó eredményeket mutat az anya mentális zavarai, úgymint a szorongással (Matthies és mtsai, 2020; McNamara és mtsai, 2019; O'Malley és mtsai, 2019) és a depresszióval (McNamara és mtsai, 2019; Walsh és mtsai, 2013). A korábbi vizsgálatok eredményei alapján az a nézőpont hangsúlyosabb, miszerint mind a szorongás, mind a depresszió fordított irányú kapcsolatban áll a prenatális kötődéssel (Andreks, 2019; McNamara és mtsai, 2019).

A vonatkozó magyar kutatásokban az *MFAS-HU* skálát a Cranley-féle (1981) 24 tételes formájában, egydimenziós eszközként alkalmazva, az anya-magzat kötődés szignifikáns összefüggést mutatott az anya párkapcsolati státuszával, a magzat nemének ismeretével és a gesztációs korról (Andreks és mtsai, 2016). Egy másik, szintén a kutatócsoport nevéhez fűződő vizsgálatban, az anya jövedelme és a partnertől érkező nagyobb mértékű gondoskodás erősítette az anya-magzat kapcsolatot, míg az anya iskolai végzettsége, a magzat mozgásának észlelése, és az idősebb gyermekek száma nem volt rá hatással (Hadházi, Andreks, & Kekecs, 2017). Továbbá Sz. Makó és Deák (2014) pozitív irányú kapcsolatot találtak az anya-magzat

kötődés és a várandósság tervezettsége, valamint a partnerkapcsolati elköteleződés között, ellenben negatív korrelációt a kötődés és a várandósság során fennálló anyai depresszió, illetve szorongás között.

Az anya-magzat kötődés korrelátumait az MFAS alkalmazásával vizsgáló korábbi kutatások kapcsán két jelentősebb hiányosság emelkedik ki (Alhusen, 2008; McNamara és mtsai, 2019; Yarcheski és mtsai, 2009). Egyrészt a skála faktorszerkezetének korábban már említett bizonytalansága, másrészt a mintavételezés sajátossága. Az eddigi kutatások jelentős része ugyanis társadalmilag homogén, alapvetően kényelmi mintavételen alapuló kisebb mintával dolgozott, vagy elszigetelten valamely veszélyeztetett populáció egy-egy kisebb csoportjával (pl. Magee és mtsai, 2014). Mind a két tényező hozzájárulhat ahhoz, hogy kevésbé robusztus, sokszor egymásnak ellentmondó eredmények születtek.

Az áttekintett szakirodalmi háttér alapján a jelen tanulmány célja egyrészt az, hogy a magyarországi várandósok populációjára reprezentatív, országos mintán vizsgálja meg az anya-magzat kötődés konstruktumát, dimenzionalitását, s választ adjon az MFAS-20 faktorszerkezetét érintő kérdésre. Az eredmények nyomán további célja annak megállapítása, hogy egy társadalmilag diverznek tekinthető mintán miként jár együtt az anya-magzat kötődés bizonyos szociodemográfiai és pszichoszociális változókkal. Feltételeztük, hogy az anya-magzat kötődés intenzitása pozitív irányú kapcsolatot fog mutatni a társas támogatottság és a pozitív párkapcsolati interakciók gyakoriságával, miközben a negatív párkapcsolati interakciók gyakoriságával fordított irányú összefüggést vártunk. A gesztációs változók közül, az anya meglévő gyermekeinek számával kapcsolatban azt vártuk, hogy az első gyermeküket váró várandósok magasabb anya-magzat kötődésről számolnak be. Az anya mentális jólléte kapcsán azt feltételeztük, hogy a várandós nőnek mind a depressziószintje, mind pedig az általános és a várandóssággal összefüggő szorongása fordított irányú összefüggést fog mutatni az anya-magzat kötődés intenzitásával.

2. Módszer

2.1. Eljárás és minta

Az elemzés a Központi Statisztikai Hivatal (KSH) Népeségtudományi Kutatóintézete (NKI) által folytatott, országosan reprezentatív mintavételű *Kohorsz '18 Magyar Születési Kohorszvizsgálat* (a továbbiakban: *Kohorsz '18 kutatás*) első, várandós szakaszának anonim adatain történt ($N = 8287$). A várandósok felkérését és lekérdezését az NKI által kiképzett védőnők végezték 2018 januártól 2019 márciusig. A várandósok a védőnők szóbeli tájé-

koztatása mellett részletes adatvédelmi és adatkezelési tájékoztatót kaptak kézhez, valamint egy, a legfontosabb tudnivalókat tartalmazó színes tájékoztató füzetet, amelyek ismeretében a részvételhez írásos beleegyezésüket adták. A kutatás módszertana összhangban volt a Helsinki Nyilatkozattal, valamint a magyarországi pszichológusok Szakmai Etikai Kódexével. A vizsgálatot az NKI által felkért, ám a projekttől független tagokból álló etikai bizottság hagyta jóvá. A minta kiválasztásáról és jellemzőiről, valamint a kutatás módszertanáról részletes leírást tartalmaz a témában megjelent két kutatási jelentés (Szabó és mtsai, 2020; Veroszta, 2018).

Jelen elemzés a *Kohorsz '18 kutatás* várandós adatgyűjtésének két forrására, a szóban lekérdezett főkérdőív adataira és a várandósok által kitöltött önkitöltős kérdőív ehhez kapcsolt adataira támaszkodott. Az adatbázisból az elemzés céljából kizárásra kerültek az adatbázis alapján 45. gesztációs héten¹ kérdezett, a 18 év alatti, az ikreket váró és az MFAS-HU-20 skálára nem teljes körűen válaszoló résztvevők, így jelen elemzés 7115 várandós súlyozatlan adatain valósult meg. A serdülőkorú és az ikreket váró anyák válasszait az általuk tapasztalt helyzet sajátos vonásai, mint amilyen például a várandósság magasabb pszichológiai és egészségügyi kockázata (Jeha, Usta, Ghulmiyyah, & Nassar, 2015; Kinzler, Ananth, & Vintzileos, 2000) okán zártuk ki az elemzésből. Adatpótlást egyik mérőeszköz vonatkozásában sem alkalmaztunk, így a mintaelemszám az egyes elemzéseknél elérhet.

2.2. Eszközök

Az anya-magzat kötődés a *Maternal-Fetal Attachment Scale* (Cranley, 1981) magyar változatából (Andrek és mtsai, 2016), az olasz revideált változat (Busonera és mtsai, 2016) alapján előállított 20 tételes változat révén került felmérésre (MFAS-HU-20). A válaszadó ötfokú Likert-típusú skálán jelezte, hogy milyen mértékben jellemzik őt az egyes állítások (1 = Határozottan nem, 5 = Határozottan igen). A kérdőíven kapható összesített pontszám így 20–100 pont között változhat. A skála magasabb összpontszáma magasabb intenzitású kötődést jelez. Az összpontszám a teljes jelen mintán megfelelő reliabilitással bírt (Cronbach- α = 0,809). A 20 tételes változat alkalmazását egyfelől a multidiszciplináris *Kohorsz '18 kutatás* idői keretei indokolták, másfelől az a tény, hogy ennek létrehozásakor Busonera és munkatársai (2016) az eredetileg 1981-ben publikált skálát egy 2013–2014-ben megvaló-

¹ Lévéen a terhesség 40 hétig tart, a 45 érték feltehetőleg adatbeviteli hiba eredménye, azonban a lezárt, végleges *Kohorsz '18 kutatás* adatbázisban szerepelnek ezek az adatok, ezért az érintett válaszadókat kizártuk a mintából.

sult adatgyűjtés nyomán revideálták, amelynek egy 20 fős pilot felmérés is részét képezte, vizsgálva a tételek alkalmazhatóságát, érthetőségét és egyértelműségét.

A vizsgált prediktor változók egy részét a *Kohorsz '18 kutatás* főkérdőívéből válogatott alapvető demográfiai változók alkották, úgymint: életkor, legmagasabb befejezett iskolai végzettség (legfeljebb alapfokú, szakmunkás, középfokú, felsőfokú), valós partnerkapcsolati helyzet (házas, élettársal él, nem él partnerrel), az anya paritása (a korábban született, életben lévő vér szerinti gyermekek száma alapján az anya első vagy többedik gyermekét várja), az anya háztartásának jövedelme (havi nettó ekvivalens jövedelmi ötödökbe sorolva)², valamint a várandósság hete a kérdezés időpontjában.

A prediktor változók másik nagy csoportját a pszichoszociális jellemzők felmérését szolgáló önkitöltős kérdőívek jelentették. A társas támogatottság felmérése a *Medical Outcomes Study Social Support Survey* (Sherbourne & Stewart, 1991) magyar változatának (Sz. Makó és mtsai, 2016) hat tételével történt (Cronbach- $\alpha = 0,844$). A válaszadó a kérdőívben ötfokú Likert-skálán jelezte, hogy milyen gyakran állnak rendelkezésére a különböző típusú támaszok/támogatások (1 = Soha, 5 = Mindig). A skála magasabb pontszáma tehát a szubjektív társas támogatottság nagyobb mértékét jelzi.

A pozitív és negatív párkapcsolati interakciók gyakoriságának felmérése a 11 tételű *Gilford-Bengtson Marital Satisfaction Scale* (Gilford & Bengtson, 1979) magyar változatával (Kopcsó, 2018) történt, amely a pozitív (Cronbach- $\alpha = 0,846$) és negatív interakciók (Cronbach- $\alpha = 0,733$) gyakoriságának felmérése esetén egyaránt megbízhatónak bizonyult. A válaszadók ötfokú Likert-skálán jelezték, hogy milyen gyakran tartják saját kapcsolatukban a megadott párkapcsolati interakciók előfordulását (1 = Szinte soha, 5 = Mindig). A két alszála összpontszámai tehát a párok között előforduló pozitív és negatív interakciók gyakoriságát tükrözik.

A depresszióra utaló tünetek felmérése a *Center for Epidemiologic Studies – Depression* kérdőív (Radloff, 1977) nyolctételes változatával (Bracke, Levecque, & Van de Velde, 2008) történt, Szeifert (Szeifert, 2010) fordítása alapján (Cronbach- $\alpha = 0,755$). A válaszadó négyfokú Likert-skálán jelezte, hogy az elmúlt egy hétben milyen gyakran tapasztalt bizonyos érzéseket vagy viselkedéseket (0 = Ritkán vagy soha [1 napnál rövidebb ideig],

² A várandós háztartásának havi nettó jövedelme az OECD gyakorlatának megfelelő négyzetgyökös ekvivalencia skála mentén ekvivalens jövedelemmé lett alakítva, és az elemzés tárgya az ekvivalens jövedelem mentén, a *Kohorsz '18 kutatás* teljes mintáján létrehozott jövedelmi ötödök. Az ekvivalens jövedelem az egy főre jutó jövedelemhez hasonló, ám a család jövedelmi helyzetét pontosabban tükröző mutató, ugyanis az egyes családtagokat nem egyenlő súllyal veszi figyelembe.

3 = Legtöbbször vagy állandóan [5–7 napig]). A kérdőív magasabb összpontszáma a depresszió tünetegyüttesére jellemző tünetek gyakoribb előfordulására utal.

A szorongásos tünetek felmérése a kéttételes *Generalized Anxiety Disorder-2* skála (Kroenke, Spitzer, Williams, Monahan, & Löwe, 2007) magyar fordítása (<http://www.phqscreeners.com>) révén történt (Cronbach- α = 0,703). A válaszadók négyfokú Likert-skálán jelezték, hogy az elmúlt két hétben milyen gyakran tapasztaltak idegességet, szorongást, feszültséget; valamint uralhatatlan aggodalmaskodást (0 = Egyszer sem, 3 = Majdnem minden nap). Ez a skála eredendően a generalizált szorongásos zavar szűrésére szolgál, folytonos változóként alkalmazva ugyanakkor magasabb összpontszáma a túlzott mértékű szorongás, aggodalmaskodás gyakoribb előfordulására utal.

Végül a várandóssággal összefüggő szorongás felmérésére a *Pregnancy Related Anxiety* skála (Rini, Dunkel-Schetter, Wadhwa, & Sandman, 1999) kilenctételes magyar adaptációja (Kopcsó, Bornemisza, & Sz. Makó, 2018) szolgált (Cronbach- α = 0,831). A válaszadók négyfokú Likert-skálán jelezték, hogy milyen mértékben igazak rájuk bizonyos állítások (1 = Egyáltalán nem, 4 = Nagy mértékben). Ez az eszköz ugyan többféle aggodalom (a magzat egészségével és elvesztésével, az anya egészségével, a szüléssel, a gyermek gondozásával és a kontrollal kapcsolatos aggodalmak) felmérésére terjed ki, leginkább mégis egydimenziós eszköznek tekinthető, amelynek magasabb összpontszáma magasabb várandóssággal összefüggő szorongásszintre utal.

2.3. Adatelemzés

A feltáró és megerősítő faktorelemzések R 4.0 programban („psych”, „GPArotation”, „lavaan”, „random.polychor.pa” és „MVN” csomagok alkalmazásával), a további elemzések SPSS Statistics 22 programban történtek. Az MFAS-HU-20 kérdőív szerkezetének vizsgálatához Busonera és kollégái (2016) keresztvalidálási eljárását követve a mintát az SPSS programban biztosított randomizációs eljárással közelítőleg 50–50%-ra osztottuk: az adatok egyik felén (n = 3568) feltáró faktorelemzést és reliabilitás vizsgálatot, másik felén megerősítő faktorelemzést (n = 3547) végeztünk.

Mindkét alminta esetén megállapítható, hogy az MFAS-HU-20 tételek egyváltozós és többváltozós normalitás tesztek alkalmazásával (Kolmogorov-Smirnov, Shapiro-Wilk, Mardia-féle többváltozós ferdeség és csúcsosság mutató) egyaránt a normálistól eltérő eloszlást mutattak. A tételek ferdeség mutatóinak abszolútértékei 2,9-ig, csúcsosság mutatóinak abszolútértékei pedig 10,78-ig terjedtek. A változók ordinális természetét és normalitásának

sérülését figyelembe véve a faktorok számának megállapításához és az azt követő feltáró faktorelemzéshez az ilyen esetben javasolt (Watkins, 2018) ún. polychoric korrelációs mátrix eredményeit vettük alapul. A faktorok számának megállapítása több módszer (Kaiser-kritérium, Scree-teszt, MAP teszt, parallel-elemzés) együttes figyelembevételével történt, a feltáró faktorelemzés alkalmazott módszere pedig főtengelelemzés volt, ferde (oblimin) forgatással.

A megerősítő faktorelemzés során pedig az R program „lavaan” csomagjában elérhető, átlósan súlyozott négyzetes becslésen (Diagonally Weighted Least Squares: DWLS) alapuló robusztus, súlyozott legkisebb négyzetes eljárást (Weighted Least Squares Mean and Variance adjusted: WLSMV) alkalmaztuk, amely jelen esetben vélhetően a legnagyobb valószínűségi elven alapuló becslési eljárásnál (Maximum-Likelihood: ML) pontosabb eredményt ad (Li, 2016). A következő illeszkedési mutatókat vettük figyelembe: Root-Mean-Square Error of Approximation (RMSEA), Tucker-Lewis Non-normed Fit Index (TLI), Comparative Fit Index (CFI), és Standardised Root Mean square Residual (SRMR). A szakirodalomban meghatározott határértékek alapján (Hooper, Coughlan, & Mullen, 2008; Hu & Bentler, 1999) az RMSEA értéke 0,8 alatt elfogadható, 0,6 alatt jó illeszkedést; a TLI és a CFI értéke 0,9 felett elfogadható, 0,95 felett jó illeszkedést; míg az SRMR értéke 0,8 alatt elfogadható, 0,5 alatt pedig jó illeszkedést jelez.

A további összefüggések a minta egészen kerültek elemzésre. Az MFAS-HU-20 kérdőív összpontszámának és a skála szerkezeti elemzése során kapott két alskálájának (*Hangolódás* és *Interakció*) kétváltozós összefüggéseit a vizsgált pszichoszociális és demográfiai tényezőkkel folytonos független változók esetén Spearman- és Kendall-féle korrelációval, kategorikus független változók esetén pedig Kruskal-Wallis-teszttel, illetve Mann-Whitney-féle *U*-teszttel vizsgáltuk. Az anya-magzat kötődés pszichoszociális és demográfiai tényezőkkel többváltozós statisztikai elemzésben mutatott összefüggéseit, a két alskála mentén klaszterelemzéssel négy csoportot létrehozva (inkább hangolódó, inkább interaktív, magas kötődés, alacsony kötődés), multinomiális logisztikus regresszió révén vizsgáltuk.

3. Eredmények

3.1. Minta jellemzői

Az elemzésbe kerülő 7115 várandós közül 206 fő (2,9%) a kérdés időpontjában várandóssága második, 6909 fő (97,1%) annak harmadik trimeszterében tartott (20–40. gestációs hét; $M = 30,14$, $SD = 2,14$). Életkoruk 18–49 év között változott ($M = 30,14$, $SD = 5,61$). 3455 fő (48,6%) az első, 3660 fő

(51,4%) többedik gyermekét várta. 4007 fő (56,3%) házastársával, 2877 fő (40,4%) élettársával élt együtt, 231 főnek (3,2%) nem volt vele együtt élő partnere. A legmagasabb befejezett iskolai végzettséget tekintve 958 főnek (13,5%) legfeljebb 8 általános iskolai osztály, 916 főnek (12,9%) szakmunkás, 2198 főnek (30,9%) középfokú, 3042 főnek (42,8%) pedig felsőfokú végzettsége volt (1 fő elmulasztotta az iskolai végzettség megválaszolását). A várandósok háztartásainak átlagos havi ekvivalens jövedelme 223.546 Ft (SD = 152.294 Ft; terjedelem: 0–2.083.137 Ft) volt. A későbbiekben a jövedelem szempontjából az ekvivalens jövedelem alapján, a teljes, 8287 fős várandós mintán létrehozott jövedelmi ötödökkel számoltunk. Ez a vizsgált minta esetén azt jelentette, hogy 1082 fő (15,2%) a legszegényebb, alsó jövedelmi ötödhöz, 1190 fő (16,7%) a második, 1293 fő (18,2%) a középső, 1463 fő (20,6%) a negyedik, 1497 fő (21%) a felső jövedelmi ötödhöz tartozott, 590 fő (8,3%) jövedelme pedig nem ismert.

Az MFAS-HU-20 kérdőív összpontszáma 20–100 pont között váltakozott ($M = 82,08$; $SD = 8,69$; $Mdn = 82$). A skála közéértékei a résztvevők intenzív anya-magzat kötődését valószínűsítették, akárcsak az összpontszám ferde eloszlása (ferdeség = $-0,502$, csúcsosság = $0,844$).

3.2. Szerkezeti elemzés

Az első al minta ($n = 3568$) adatai alkalmasnak mutatkoztak a feltáró faktor-elemzésre ($KMO = 0,88$, Bartlett-teszt: $\chi^2(190) = 15440,4$; $p < 0,001$). Mind-egyik tétel szignifikánsan korrelált a többi tétel egy részével.

A faktorok számának meghatározása több szempont figyelembevételével történt. Elsőként a legtöbb esetben alkalmazott (Henson & Roberts, 2006) és az SPSS által alapbeállításként kezelt Kaiser-kritériumot (1960) fontoltuk meg, amely főkomponens-elemzésen alapul. Ez a módszer öt egynél nagyobb sajátértékű dimenziót jelzett, a következő sajátértékekkel: 5,08; 1,64; 1,18; 1,16; 1,06. Ezután megvizsgáltuk a sajátértékek lefutási görbét, a Scree-tesztet (Cattell, 1966), amely kétdimenziós szerkezetet valószínűsített. A Velicer-féle MAP teszt átdolgozott változata (Velicer, Eaton, & Fava, 2000) szintúgy kétdimenziós szerkezetet jelzett. Végül az 1000 véletlenszerűen generált korrelációs mátrixon alapuló parallel-elemzés nyolc faktort valószínűsített. Mindezeket mérlegelve, és szem előtt tartva a tételek számát, a kétfaktoros megoldás vizsgálata mellett döntöttünk.

Mivel feltételeztük, hogy a kérdőívre adott válaszok hátterében az anya-magzat kötődés látens dimenziója, és annak egymással összefüggő aldimenziói húzódnak meg, a szerkezet feltárásához főtengelelemzést alkalmaztunk, ferde (oblimin) forgatással. A kétfaktoros megoldás egy 15- és egy 5-tételes alfaktort rajzolt ki (1. táblázat), amelyek közepes erősséggel

($r = 0,399$; $p < 0,001$) korreláltak. Az 1. faktor a teljes variancia 28%-át magyarázta, és főként a várandósságra hangolódásra, a csecsemő gondozására való érzelmi felkészülésre vonatkozó tételeket tartalmazott, amelyek inkább a jövőre irányultak (pl. „Alig várom, hogy a babát a karomban tarthassam.”). Ezt *Hangolódás* alskálának neveztük el. A 2. faktor a teljes variancia 9%-át magyarázta, és főként a csecsemővel megélt testi kapcsolatra, fizikai interakcióra vonatkozó tételeket tartalmazott, amelyek inkább a jelenre irányultak (pl. „Megbökődöm a pocakom, hogy a babám visszabökjön.”). Ezt *Interakció* alskálának neveztük el.

1. táblázat. Az MFAS-HU-20 kétdimenziós szerkezete (pattern matrix)

Tételek (eredeti)	Hangolódás	Interakció	Kommunalitás
16. (18.) Alig várom, hogy a babát a karomban tarthassam.	0,833		0,658
4. (5.) Már nagyon várom, hogy láthassam, hogy néz ki a baba.	0,806		0,609
2. (2.) Úgy érzem, minden nehézség ellenére megéri várandósnak lenni.	0,767		0,506
7. (8.) Elképzelem magam, amint gondoskodom a babáról.	0,707		0,549
13. (15.) Húst és zöldséget is eszem, hogy a babám megfelelő táplálékot kapjon.	0,679		0,441
12. (14.) Kíváncsi vagyok, hogy a baba gondol és érez-e dolgokat odabent.	0,602	0,272	0,567
17. (19.) Próbálok elképzelni, hogy fog kinézni a baba.	0,579		0,487
3. (4.) Látom magam, amint etetem a babát.	0,564		0,324
1. (1.) Beszélek a babámmal.	0,563		0,342
10. (12.) Kíváncsi vagyok, hall-e a baba a pocakomban.	0,549		0,468
20. (23.) Lemondok dolgokról azért, hogy ezzel jól tegyek a babámnak.	0,521		0,305
11. (13., 10.) Eldöntöttem, hogy fogják hívni a babát.	0,431		0,235
9. (11.) Egészségem érdekében olyan dolgokat is megteszek, amelyeket nem tennék, ha nem lennék várandós.	0,394		0,188
6. (7.) Becenéven beszélek a babámról.	0,383		0,252
19. (21.) Érzem, mikor csuklik a baba.	0,260		0,109

1. táblázat (folytatás)

Tételek (eredeti)	Hangolódás	Interakció	Kommunalitás
14. (16.) Úgy érzem, mintha a babám rugdosással és mozgással jelezne, amikor eljött az evés ideje.		0,611	0,357
15. (17.) Megbőkdösöm a pocakom, hogy a babám visszabőkjön.		0,565	0,326
5. (6.) Kíváncsi vagyok, vajon beszorítva érzi-e magát a baba odabent.		0,461	0,240
18. (20.) Simogatom a pocakom, hogy elcsendesítsem a babát, amikor túl sokat rugdos.		0,411	0,246
8. (9.) A babám mozgásából sejtem, hogy milyen lesz a személyisége.		0,384	0,244

Megjegyzés: A táblázatban a 0,25 és afeletti faktorsúlyokat tüntettük fel. MFAS-HU-20 = a magyar nyelvű Maternal-Fetal Attachment Scale húsztételes változata

A *Hangolódás* alskála belső megbízhatósága jónak bizonyult (Cronbach- α = 0,795). Az egyes tételek korrigált item-totál korrelációinak értéke 0,24–0,57 közé esett, az értékek átlaga 0,44 volt. Az *Interakció* alskála alacsonyabb Cronbach- α értékét (0,606) a tételek alacsonyabb számát figyelembe véve elfogadhatónak tekintettük. Ezt a megbízhatósági értéket egyik tétel elhagyása sem javította volna. Emellett az egyes tételek korrigált item-totál korrelációi (amelyek 0,33 és 0,44 között mozogtak, 0,36 átlagértékkel) és egymással mutatott együttjárásai alapján sem jelölhető ki olyan tétel, amely a többinél lényegesen kevésbé tartozna az alskálába. Az összes tétel belső konzisztenciája együttesen vizsgálva a részmintán kiváló volt (Cronbach- α = 0,806).

A minta második felén (n = 3547) alkalmazott megerősítő faktorelemzés során a fentiekben ismertetett kétdimenziós szerkezet, és a korábbi kutatásokban (Andrek és mtsai, 2016; Lingeswaran & Bindu, 2012) gyakran alkalmazott egydimenziós szerkezet illeszkedését teszteltük. Az elemzés során azt találtuk, hogy a kétdimenziós modell robusztus illeszkedési mutatói (χ^2 = 3874,69, df = 169, RMSEA = 0,079 [95% CI: 0,076–0,081]; TLI = 0,882; CFI = 0,895; SRMR=0,065) megfelelőbbnek bizonyultak az egydimenziós modell illeszkedésénél (χ^2 = 5135,19, df = 170, RMSEA = 0,091 [95% CI: 0,089–0,093]; TLI = 0,843; CFI = 0,859; SRMR=0,076), és ezek a szakirodalmi sztenderdek közelítik, ám több esetben nem érik el. (Ugyan a 19. tétel [„Érzem, mikor csuklik a baba.”] a feltáró faktorelemzés eredményei alapján kevésbé illeszkedik a skálába, megerősítő faktorelemzéssel vizsgálva ennek a tételnek az elhagyása sem az egydimenziós, sem a kétdimenziós modell illeszkedését nem javította, így ezt a tételt nem zártuk ki a további elemzésekből.)

3.3. Az MFAS-HU-20 pszichoszociális és demográfiai összefüggéseinek kétváltozós elemzése

A további elemzéseket a minta egészen ($n = 7115$) végeztük el. A *Hangolódás* alskála összpontszáma 15-től 75-ig terjedt ($M = 64,85$; $SD = 6,44$; $Mdn = 66$), az *Interakció* alskála összpontszáma pedig 5-től 25-ig ($M = 17,23$; $SD = 3,67$; $Mdn = 17$).

A folytonos változók mindegyike szignifikáns, gyenge mértékű összefüggést mutatott az összesített anya-magzat kötődéssel és/vagy annak valamely aldimenziójával (2. táblázat). A legszámottevőbb összefüggést az anya-magzat kötődés összessége a társas támogatottsággal ($r_s = 0,218$; $\tau b = 0,166$; $p < 0,001$) és a pozitív párkapcsolati interakciókkal ($r_s = 0,277$; $\tau b = 0,202$; $p < 0,001$) mutatta, amelyekkel a *Hangolódás* és az *Interakció* alskála szintén pozitív irányba, ám ettől eltérő mértékben járt együtt. Érdeemes megjegyezni továbbá, hogy az életkor, a depresszió, a generalizált- és a várandóssággal összefüggő szorongás a két alskálával eltérő irányú és mértékű korrelációt mutatott.

2. táblázat. A Spearman- és a Kendall-féle korrelációs elemzések együtthatói

Változók	MFAS-HU-20		Hangolódás		Interakció	
	r_s	τb	r_s	τb	r_s	τb
Életkor ($n = 7115$)	-0,036*	-0,025*	0,026*	0,018*	-0,144**	-0,102**
Gesztációs hét ($n = 7115$)	0,080**	0,058**	0,079**	0,058**	0,049**	0,037**
Társas támogatottság ($n = 7029$)	0,218**	0,166**	0,269**	0,207**	0,048**	0,037**
Pozitív párkapcsolati interakciók ($n = 6701$)	0,277**	0,202**	0,283**	0,209**	0,171**	0,125**
Negatív párkapcsolati interakciók ($n = 6611$)	-0,113**	-0,082**	-0,146**	-0,106**	-0,015	-0,011
Depresszió ($n = 6873$)	-0,111**	-0,080**	-0,166**	-0,120**	0,024*	0,018*
Generalizált szorongás ($n = 6993$)	-0,007	-0,005	-0,060**	-0,046**	0,091**	0,071**
Várandóssággal összefüggő szorongás ($n = 6841$)	0,000	0,000	-0,060**	-0,042**	0,107**	0,077**

Megjegyzés: ** $p < 0,001$; * $p < 0,05$; MFAS-HU-20 = a magyar nyelvű Maternal-Fetal Attachment Scale húsztételes változata.

Az anya meglévő gyermekeinek száma, iskolai végzettsége, valós partnerkapcsolati helyzete és háztartásának jövedelme szintén mindegyik változóval szignifikáns összefüggést mutatott. Az egyes alcsoportok átlagát, szórását és medián értékét a 3. táblázat tartalmazza.

3. táblázat. Az egyes demográfiai csoportok anya-magzat kötődésének középértékei és szórása

Változók	n	MFAS-HU-20		Hangolódás		Interakció	
		M (SD)	Mdn	M (SD)	Mdn	M (SD)	Mdn
Gyermekszám							
Nincs	3455	83,53 (8,03)	84	65,97 (17,56)	67	17,56 (3,54)	18
Egy vagy több	3660	80,71 (9,06)	81	63,80 (6,83)	64	16,91 (3,80)	17
Iskolai végzettség							
Legfeljebb alapfokú	958	79,60 (10,31)	80	61,21 (7,88)	61	18,39 (3,42)	18
Szakmunkás	916	81,69 (8,36)	82	63,68 (6,07)	64	18,01 (3,54)	18
Középfokú	2198	82,91 (8,45)	84	65,55 (6,07)	66	17,36 (3,60)	17
Felsőfokú	3042	82,38 (8,24)	83	65,85 (5,81)	67	16,53 (3,69)	17
Partnerkapcsolati helyzet							
Házass	4007	82,29 (8,37)	83	65,45 (6,06)	66	16,84 (3,68)	17
Élettárssal él	2877	81,93 (8,88)	82	65,21 (6,65)	65	17,72 (3,59)	18
Nem él partnerrel	231	80,18 (11,09)	81	62,51 (8,52)	64	17,68 (3,72)	18
Ekvivalens jövedelmi ötödök							
Alsó ötöd	1082	80,08 (10,02)	80	62,09 (7,72)	63	17,99 (3,44)	18
2. ötöd	1190	81,83 (8,65)	82	64,33 (6,29)	65	17,50 (3,72)	18
Középső ötöd	1293	82,71 (8,13)	83	65,36 (5,85)	66	17,35 (3,63)	17
4. ötöd	1463	82,83 (8,03)	83	65,89 (5,70)	67	16,94 (3,63)	17
Felső ötöd	1497	82,84 (8,28)	83	66,10 (5,84)	67	16,74 (3,74)	17

Megjegyzés: MFAS-HU-20 = a magyar nyelvű Maternal-Fetal Attachment Scale húsztételes változata.

Mann-Whitney *U*-tesztel vizsgálva, az első gyermeküket váró nők a többedik gyermeküket várókhöz viszonyítva magasabb MFAS-HU-20 összpontszámmal ($U = 5130712$; $p < 0,001$), magasabb Hangolódás pontszámmal ($U = 5131383,5$; $p < 0,001$) és magasabb Interakció pontszámmal ($U = 5690724$; $p < 0,001$) bírtak.

Az iskolai végzettség hatását Kruskal–Wallis-tesztel vizsgálva mind az összpontszám ($\chi^2(3) = 92,39; p < 0,001$), mind a *Hangolódás* ($\chi^2(3) = 364,87; p < 0,001$), mind az *Interakció* ($\chi^2(3) = 246,12; p < 0,001$) tekintetében szignifikáns összefüggést kaptunk. Fontos kiemelni ezek irányát: míg az MFAS-HU-20 és a *Hangolódás* pontszáma magasabb befejezett iskolai végzettség esetén többnyire magasabb értéket mutatott, addig az *Interakció* pontszáma magasabb iskolai végzettség esetén alacsonyabb értéket mutatott.

A valós partnerkapcsolati helyzet hatását Kruskal–Wallis-tesztel vizsgálva szintén szignifikáns összefüggéseket mutattunk ki, mind az anya-magzat kötődés összpontszámával ($\chi^2(2) = 6,57; p = 0,037$), mind a *Hangolódással* ($\chi^2(2) = 69,97; p < 0,001$), mind pedig az *Interakcióval* ($\chi^2(2) = 102,42; p < 0,001$). Az összefüggések ez esetben sem egy irányt mutattak: míg az összpontszám és a *Hangolódás* alskála pontszáma házások esetén volt a legmagasabb és együtt élő partnerrel nem rendelkező várandósok esetén a legalacsonyabb, addig az *Interakció* alskála pontszáma az élettársi kapcsolatban élők és a partnerrel nem együtt élők körében statisztikailag azonos, a házások pontszámánál magasabb mértékű volt.

Végül, ami az egyes jövedelmi ötödökhöz tartozás hatását illeti, Kruskal–Wallis-tesztel vizsgálva újfent mind az anya-magzat kötődés összpontszámára ($\chi^2(4) = 73,15; p < 0,001$), mind a *Hangolódás* ($\chi^2(4) = 256,92; p < 0,001$), mind az *Interakció* ($\chi^2(4) = 90,99; p < 0,001$) tekintetében szignifikáns összefüggést kaptunk. Az összefüggés iránya a partnerkapcsolati helyzethez és a befejezett iskolai végzettséghez hasonlóan ellentétes volt a két alskálán: míg az összpontszám és a *Hangolódás* egyre magasabb értéket vesz fel a magasabb jövedelemmel, addig az *Interakció* egyre alacsonyabbat.

A csoportok nemparametrikus összevetéseinek hatásméreteit a 4. táblázat összegzi. Általánosságban elmondható, hogy a hatások nagysága igencsak alacsony mértékű volt. Az anya-magzat kötődés szempontjából legnagyobb differenciáló ereje az anya iskolai végzettségének volt, amely a *Hangolódás* varianciájának 5,1%-át és az *Interakció* varianciájának 3,4%-át magyarázta.

4. táblázat. A vizsgált független csoportok nemparametrikus összevetésének hatásméretei

Változók	MFAS-HU-20	Hangolódás	Interakció
	η^2	η^2	η^2
Gyermekszám	0,027**	0,027**	0,007**
Iskolai végzettség	0,013**	0,051**	0,034**
Partnerkapcsolati helyzet	0,001*	0,010**	0,014**
Ekvivalens jövedelmi ötödök	0,011**	0,039**	0,013**

Megjegyzés: ** $p < 0,001$; * $p < 0,05$; MFAS-HU-20 = a magyar nyelvű Maternal–Fetal Attachment Scale húsztételes változata

3.4. Az MFAS-HU-20 pszichoszociális és demográfiai összefüggéseinek többváltozós elemzése

A többváltozós elemzés céljaiból a *Hangolódás* és az *Interakció* alszkálák sztenderdizált értékei mentén klaszterelemzéssel négy eltérő kötődésű csoportot azonosítottunk. Ezeket (1) inkább hangolódó (alacsonyabb *Interakció* és magasabb *Hangolódás* pontszám), (2) inkább interaktív (magasabb *Interakció* és alacsonyabb *Hangolódás* pontszám), (3) magas kötődésű (magas *Interakció* és *Hangolódás* pontszám) és (4) alacsony kötődésű (alacsony *Interakció* és *Hangolódás* pontszám) csoportoknak neveztük el. A négy csoport elemszámát és az egyes alszkálakon mutatott középértékeit az 5. táblázat tartalmazza. Mivel a többváltozós modell prediktor változókként tartalmazza a párkapcsolati interakciók gyakoriságát, a klaszterelemzést és a multinomiális regressziós modellt a partnerrel együtt élő várandósok csoportjára szűkítettük.

5. táblázat. A *Hangolódás* és *Interakció* dimenziók mentén elkülönülő klaszterek jellemzői

Klaszterek	n	Hangolódás		Interakció	
		M (SD)	Mdn	M (SD)	Mdn
Inkább hangolódó	1860	67,01 (3,22)	67	14,23 (2,18)	15
Inkább interaktív	1717	60,79 (3,18)	61	18,27 (1,67)	18
Magas kötődés	2331	70,39 (2,86)	71	20,67 (2,04)	21
Alacsony kötődés	976	55,23 (4,79)	56	12,92 (2,33)	13

Megjegyzés: MFAS-HU-20 = a magyar nyelvű Maternal-Fetal Attachment Scale húsztételes változata

A vizsgált többváltozós modell elemzésekor arra voltunk kíváncsiak, hogy az alacsony kötődésű csoportot referenciacsoportként megadva, mely tényezők milyen mértékben jelzik előre a másik három csoportba kerülést. A modell ($n = 5529$) a kizárólag tengelymetszetet tartalmazó kiinduló modellnél ($-2LL = 14821,717$) szignifikánsan jobb illeszkedést mutatott ($-2LL = 13706,09$; $\chi^2(51) = 1115,63$; $p < 0,001$) és a következő peszudo- R^2 értékeket eredményezte: 0,18 (Cox és Snell), 0,20 (Nagelkerke), 0,08 (McFadden). A vizsgált prediktor változók összességében kismértékben magyarázzák tehát a kötődésben megfigyelhető különbségeket. Az egyes csoportokba tartozás esélyhányadosait a 6. táblázat tartalmazza.

6. táblázat. Az egyes kötődési klaszterekbe tartozást bejósoló tényezők többváltozós modelljének esélyhányadosai az alacsony kötődésű csoporthoz viszonyítva

Változó	Inkább hangolódó	Inkább interaktív	Magas kötődés
	OR (95% CI)	OR (95% CI)	OR (95% CI)
Gyermekszám (ref.: egy vagy több)			
Nincs	1,55 (1,26–1,91)**	1,50 (1,21–1,86)**	1,98 (1,61–2,42)**
Iskolai végzettség (ref.: felsőfokú végzettség)			
Legfeljebb alapfokú	0,33 (0,21–0,51)**	1,69 (1,18–2,41)*	0,83 (0,57–1,20)
Szakmunkás	0,77 (0,54–1,11)	2,19 (1,58–3,05)**	1,24 (0,89–1,74)
Középfokú	1,00 (0,80–1,25)	1,13 (0,89–1,43)	1,18 (0,94–1,48)
Partnerkapcsolati helyzet (ref.: élettárssal él)			
Házass	1,20 (0,98–1,47)	0,99 (0,81–1,21)	0,95 (0,78–1,16)
Ekvivalens jövedelmi ötödök (ref.: felső ötöd)			
Alsó ötöd	0,57 (0,39–0,82)*	1,24 (0,87–1,75)	1,00 (0,71–1,40)
2. ötöd	0,81 (0,60–1,10)	1,02 (0,74–1,40)	1,08 (0,80–1,45)
Középső ötöd	1,14 (0,86–1,52)	1,50 (1,11–2,03)*	1,32 (0,99–1,76)
4. ötöd	1,25 (0,96–1,62)	1,33 (1,00–1,78)	1,26 (0,97–1,64)
Életkor	1,00 (0,98–1,02)	0,99 (0,97–1,01)	0,98 (0,97–1,00)
Gesztációs hét	1,01 (0,96–1,05)	1,02 (0,98–1,07)	1,09 (1,04–1,14)**
Társas támogatottság	1,11 (1,07–1,15)**	1,03 (1,00–1,06)	1,14 (1,10–1,17)**
Pozitív párkapcsolati interakciók	1,10 (1,06–1,14)**	1,08 (1,05–1,12)**	1,21 (1,17–1,25)**
Negatív párkapcsolati interakciók	1,00 (0,96–1,04)	1,02 (0,98–1,06)	1,01 (0,98–1,05)
Depresszió	0,95 (0,91–0,98)*	0,97 (0,94–1,01)	0,96 (0,92–0,99)*
Generalizált szorongás	1,12 (1,02–1,23)*	1,14 (1,05–1,25)*	1,22 (1,12–1,33)**
Várandóssággal összefüggő szorongás	1,01 (0,99–1,03)	1,04 (1,03–1,06)**	1,03 (1,01–1,05)*

Megjegyzés: ** $p < 0,001$; * $p < 0,05$; ref. = referencia; CI = (Confidence Interval) konfidencia-intervallum; OR = (Odds Ratio) esélyhányados.

Az egyes kötődési csoportokba tartozás valószínűségét az alacsony kötődésű csoporthoz képest egyik esetben sem jósolta be szignifikánsan a várandós nő partnerkapcsolati helyzete, életkora vagy az általa tapasztalt negatív párkapcsolati interakciók gyakorisága.

Ezzel szemben az első gyermeküket várók a többedik gyermeküket váróknál nagyobb valószínűséggel kerültek bármelyik magasabb kötődésű csoportba, mint az alacsony kötődésű csoportba, akárcsak a több pozitív párkapcsolati interakciót megtapasztaló és a magasabb generalizált szorongással jellemezhető várandósok. Az előrehaladottabb várandósság egyedül a magas kötődésű csoporthoz tartozás valószínűségét növelte valamelyest.

A magasabb társas támogatottság és a depresszió a magas kötődésű és az inkább hangolódó csoportokhoz való tartozást érintette: a társas támogatottság skálán magasabb pontszámot elért várandósok nagyobb valószínűséggel voltak jellemezhetőek inkább hangolódó kötődéssel és magas kötődéssel, a nagyobb mértékű depresszióval küzdő várandósok pedig kisebb valószínűséggel kerültek ezekbe a kötődési csoportokba.

Az iskolai végzettség és a jövedelem hatása az alacsony és magas kötődésű csoportok differenciálásakor nem bizonyult jelentősnek, mindazonáltal befolyásolni látszott a kötődés minőségét azoknál, akik csak az egyik alskálán mutattak az átlagosnál magasabb pontszámot. A legfeljebb alapfokú végzettségű várandósok a felsőfokú végzettségűeknél kisebb valószínűséggel kerültek az inkább hangolódó csoportba és nagyobb valószínűséggel az inkább interaktív csoportba, amelybe emellett a szakmunkás végzettségűek is a felsőfokú végzettségűeknél nagyobb valószínűséggel kerültek. Az alsó jövedelmi ötödhöz való tartozás emellett csökkentette az inkább hangolódó csoporthoz tartozás valószínűségét, míg a középső jövedelmi ötödhöz tartozás az inkább interaktív csoporthoz tartozás valószínűségét növelte. Végül a várandóssággal összefüggő szorongás a magasabb kötődésű és inkább interaktív csoportokhoz tartozás valószínűségét növelte csekély mértékben.

4. Megbeszélés

Az anya-magzat kötődés a várandósság során fokozatosan bontakozó viselkedéseket, attitűdöket, magzatról szóló reprezentációkat és leendő szülői szerepről szövődő fantáziákat foglal magába (Cranley, 1981). Bár a koncepció tartalma sokszor bizonytalan, abban a legtöbb szerző egyetért, hogy létezik egy reprezentációs, egy attitűdhangsúlyú, és egy viselkedéses aspektusa (Condon, 1993; Cranley, 1981). Véleményünk szerint az általunk igazoltnak talált kétfaktoros szerkezet a mentális és viselkedéses aspektusok elválását/kettősségét tükrözi vissza, és leginkább a kutatásban használt 20 tételes Maternal-Fetal Attachment Scale (MFAS) Busonera és munkatársai (2016) által javasolt szerkezetéhez illeszthető. A *Hangolódás* faktor ugyanis jórészt a szerzők által Szerepvállalásnak és Önfeladásnak nevezett faktorok tételeit foglalja magába, amelyek a kapcsolat affektív, illetve kognitív komponenseire utalnak. Az *Interakció* faktor pedig minden tételében lefedi

az általuk is Interakciónak nevezett, magzattal folytatott jelenbéli kommunikatív viselkedésre utaló tételeket. A két faktor belső konzisztenciáját eltérőnek találtuk, és véleményünk szerint ezért csak részben felelős az eltérő tételszámuk. A *Hangolódás* magasabb megbízhatósági mutatója és magasabb item-totál korrelációi alapján azt feltételezzük, hogy egy egységesebb jelenséget fed le. A kapcsolódás önfeladással, szerepvállalással és magzatnak tulajdonított mentális állapotokkal leírható része homogénebb jelenség. Ezzel szemben az Interakció egy valamelyest lazábban szerveződő jelenségre utal, amelynek magját a jelenben zajló, testi-fizikai állapotok adják. Ugyanakkor a kétfaktoros szerkezet az elfogadhatóhoz közelítő illeszkedést, a két faktor pedig elfogadható belső konzisztenciát mutatott, így a későbbi elemzéseket a *Hangolódással* és az *Interakcióval* külön-külön végeztük el.

Bizonyos változók esetén a két faktor együttjárásai azonos irányúak voltak. A korábbi vizsgálatokhoz hasonlóan (Doster és mtsai, 2018; Walsh és mtsai, 2013) a társas támogatottság mértéke és a pozitív párkapcsolati interakciók gyakorisága a kötődés mindkét aspektusával pozitív irányú kapcsolatot mutatott, de a hangolódással erősebben függött össze. Feltételezhető, hogy a jövőbeni gondoskodásra, szülői szerepre való felkészülés hátterében egy a jelen kapcsolatban megélt és működtetett gondoskodó és biztonságos kapcsolati mintázat állhat, ami emellett a magzattal való kommunikációnak is nagyobb játékeret ad. Eredményeink alátámasztják Hadházi és munkatársai (2017) vizsgálatának következtetéseit: minél inkább gondoskodónak éli meg a partnerét a várandós, annál inkább képes pozitív érzésekkel fordulni a magzata felé. Ennek a hatása pedig mind a várandósság alatti érzelmi alkalmazkodási folyamatokat, mind az anyává válás szülés utáni folyamatait jótékonyan befolyásolja (Raphael-Leff, 2010).

A partnerrel megélt konfliktusokról feltételezhető, hogy az anyai distressz közvetítésével csökkentik az anya-magzat kötődést (de Cock és mtsai, 2017; Glover & Capron, 2017). Vizsgálatunkban a negatív párkapcsolati interakciók gyakorisága a kétváltozós elemzésben negatív irányú kapcsolatot mutatott az anya-magzat kötődéssel, de a többváltozós statisztikai elemzés eredményei szerint nem jelezte előre, hogy az alacsony vagy a magas kötődésű csoportba kerül-e a várandós.

A paritás kötődés összpontszámmal és a kötődés két faktorával mutatott egybehangzó kapcsolata, és azon eredményünk, hogy az első gyermeküket várók nagyobb valószínűséggel kerültek magas kötődésű csoportokba, szintén megerősített bizonyos korábbi eredményeket (McNamara és mtsai, 2019). A többedik gyermeküket váró nők kisebb gyakorisággal és intenzitással vonódnak be a magzattal kapcsolatos tervezgetésekbe, vagy a vele való interakcióba (Condon & Corkindale, 1997; Rubertsson és mtsai, 2015). Az eddigi kutatások alapján mindazonáltal kérdéses, hogy mutat-e a paritással számottevő hatásméretű kapcsolatot az anya-magzat kötődés. Az ezt

kimutató szerzők (pl. Hopkins és mtsai, 2018) azzal érvelnek, hogy a több gyermek nevelése valamilyen mértékben elvonja az anya figyelmét, illetve érzelmi erőforrásait a magzattól. Akik nem találnak kapcsolatot (pl. Matthies és mtsai, 2020), azt feltételezik, hogy minden egyes magzattal egyedi, kitüntetett és a meglevő kötődéseitől független viszonyra van lehetősége az anyának. Kutatásunk eredményei az előbbi érvelést támasztják alá.

Új és izgalmas eredménynek tekintjük, hogy az anyai depresszió, a generalizált- és a várandóssággal kapcsolatos szorongás az anya-magzat kötődés két aspektusával eltérő irányú és mértékű együttjárást mutatott, noha az összefüggések mértéke összességében igencsak gyenge volt. Az utóbbi években megjelent metaelemzések eredményei alapján (Cataudella, Lampis, Busonera, Marino, & Zavattini, 2016; McNamara és mtsai, 2019; Yarcheski és mtsai, 2009) azt vártuk, hogy a mentális állapotot mérő változók közül a depresszió szintje, az általános és a várandóssággal összefüggő szorongás csökkentik a kötődést. A depresszió szintje az elvárásainknak megfelelően fordított irányú kapcsolatot mutatott az anya-magzat kötődéssel, különösen a pszichológiai felkészülést, magzat iránti pozitív érzéseket és az anyai szerep felé fordulást képviselő *Hangolódás* faktorral. Az anya hangulati állapotának romlása a magzattól való érzelmi elforduláshoz (*detachment*) vezethet (Hart & McMahon, 2006). Ezzel szemben jelen elemzés többváltozós modelljében az általános szorongás magasabb szintje növelte a magasabb kötődésű csoportokba kerülés esélyét. Ez az eredmény nem példa nélkül való (Doster és mtsai, 2018; Sjögren és mtsai, 2004), és véleményünk szerint annak köszönhető, hogy a két tétellel mért általános szorongás jobban lefedheti a felelősségérzet mértékét, és hiánya az érdektelenség mentén kapcsolódhat az alacsonyabb kötődéshez. Ezt a feltevést erősítheti, hogy hasonlóan növelte a magasabb kötődési csoportokba kerülés esélyét a magasabb várandóssággal kapcsolatos szorongás mértéke. Ugyanakkor itt egy specifikus hatást is találtunk: a várandóssággal kapcsolatos nagyobb mértékű aggodalom a kötődés interaktív faktorához kapcsolódik. A várandósságért és magzatért jobban aggódó kismamák számára a magzattal való fizikai kommunikáció pozitív visszajelzést, megnyugvást adhat (Sevenri és mtsai, 2005).

A partnerkapcsolati helyzet mentén alkotott csoportok között szintén eltérő irányban változott az anya-magzat kötődés két aspektusának mértéke. A hangolódás a házasoknál, míg az interakció az élettársi kapcsolatban élőknel és partnerrel nem együtt élőknel volt a legmagasabb. Ez az eredmény szintén hívhatja azt a magyarázatot, hogy a párkapcsolat instabilitása a magzat felé való érzelmi odafordulást gyengítheti, míg a fizikai-testi kapcsolódás hangsúlyát növeli. Ha az összpontszámot tekintjük, akkor a korábbi vizsgálatokhoz hasonlóan (Andreks, 2019; Doan, Cox, & Zimmerman, 2003; Lindgren, 2001) a házasságban élő várandósok magasabb kötődésről

számoltak be, mint az élettársi kapcsolatban élők, de jelen kutatásban a valós párkapcsolati helyzet hatása csak a kétváltozós statisztikai elemzésekben mutatkozott meg.

Az anyák iskolai végzettsége és jövedelmi viszonyaik hasonlóan ellentétes irányú összefüggéseket mutattak az anya-magzat kötődés két aspektusával. Az alacsonyabb végzettségű és alacsonyabb jövedelmű csoporthoz való tartozás inkább a kötődés interaktív aspektusaival, míg a magasabb végzettség a kötődés hangolódó aspektusaival járt együtt. Mindeközben a nagyon alacsonyan vagy nagyon magasán kötődő csoportba kerülést e két változó nem befolyásolta. Úgy tűnik tehát, hogy e két szociodemográfiai változó inkább a kötődés „formájával” vagy „megélésével” áll kapcsolatban, és nem annak mértékével. Az anyai végzettség a korábbi kutatásokban vagy nem mutatott kapcsolatot a kötődéssel, vagy a magasabb végzettség csökkent kötődéssel járt együtt (ld. összefoglalva Cannella, 2005; Cataudella és mtsai, 2016; McNamara és mtsai, 2019; Yarcheski és mtsai, 2009). Ugyanakkor a korábbi minták a társadalmi- és a jövedelmi viszonyok mentén viszonylag alacsony diverzitást mutattak, és az elemzések sok esetben a kötődés összpontszámát alkalmazták. Reprezentatív mintán a *Hangolódás* és az *Interakció* faktorokkal külön számolva eredményeink azt mutatják, hogy az anya-magzat kötődés eltérő aspektusainak mértékét – társadalmi változókat tekintve – legerősebben az anya iskolai végzettsége képes előre jelezni. Mindezt értelmezhetjük úgy, hogy az anyai végzettség, mint a szülő szocioökonómiai státuszának, illetve ökoszociális kontextusának egyik kiemelkedő markere (Keller & Kärtner, 2013) már a prenatális időszakban befolyásolhatja a szülőség módját. Másrészt – az előző gondolattól nem függetlenül – felvetheti annak lehetőségét is, hogy az eltérő társadalmi rétegekben élő várandósok eltérő módon fejezik ki az anya-gyermek kapcsolat fontos aspektusait, amelynek hátterében a nyelvhasználat és a társadalmi helyzet összefüggése állhat (Réger, 2002). Az alacsonyabb végzettségű várandósok inkább a testi-fizikai kapcsolódás, magzattal való közvetlen fizikai kontaktus, a magasabb végzettségűek a babával kapcsolatos mentális állapotok (fantáziák, vágyak) relatív hangsúlyával fogalmazták meg tapasztalataikat.

Kutatásunk hozzájárulhat az anya-magzat kötődés konstruktumának jobb megismeréséhez és az eltérő társadalmi háttérű nők várandósság-élményének mélyebb megértéséhez. Ugyanakkor néhány tényező korlátozza az eredmények általánosíthatóságát. Mivel csak a harmadik trimeszterben mértük az anya-magzat kötődést, ezért nem általánosíthatunk a várandósság egészére, és nem tudjuk vizsgálni a trimeszterek eltéréseit. Az MFAS skálával kapcsolatban továbbá máshol (pl. Andrek et al., 2016; Busonera et al., 2016) is felmerült, amit mi is megtapasztaltunk, hogy a kérdőív összpontszáma ferde eloszlást mutat, mert a válaszadók összpontszámai túl-

nyomórészt meglehetősen magasak. Az anya-gyermek kapcsolatot erősen érintő szociális kíváncsisági hatás csökkenti a kérdőíves módszer érvényességét.

Irodalom

- Alhusen, J.L. (2008). A Literature Update on Maternal-Fetal Attachment. *Journal of Obstetric, Gynecologic & Neonatal Nursing*, 37(3), 315–328.
- Andrek, A. (2019). *A szülő-magzat kötődést befolyásoló tényezők vizsgálata párkapcsolati és intergenerációs kapcsolati jellemzők figyelembevételével*. PhD értekezés. ELTE Eötvös Loránd Tudományegyetem, Budapest.
- Andrek, A., Hadházi, É., & Kekecs, Z. (2016). Az anya-magzat kötődést mérő Maternal-Fetal Attachment Scale kérdőív magyar nyelvű adaptálása és felhasználásának lehetőségei az ultrahang-kommunikációs vizsgálatok során. *Orvosi Hetilap*, 157(20), 789–795.
- Bracke, P., Levecque, K., & Van de Velde, S. (2008). *The psychometric properties of the CES-D 8 depression inventory and the estimation of cross-national differences in the true prevalence of depression*. Ghent: Ghent University
- Busonera, A., Cataudella, S., Lampis, J., Tommasi, M., & Zavattini, G.C. (2016). Psychometric properties of a 20-item version of the Maternal-Fetal Attachment Scale in a sample of Italian expectant women. *Midwifery*, 34, 79–87.
- Camelia-Vasilica, C. (2017). The structure of Maternal-Fetal Attachment Scale in Romania. *Romanian Journal of Experimental Applied Psychology*, 8, 291–297.
- Cannella, B.L. (2005). Maternal-Fetal attachment: An integrative review. *Journal of Advanced Nursing*, 50(1), 60–68.
- Cataudella, S., Lampis, J., Busonera, A., Marino, L., & Zavattini, G.C. (2016). From parental-fetal attachment to a parent-infant relationship: A systematic review about prenatal protective and risk factors. *Life Span and Disability*, 19(2), 185–219.
- Cattell, R.B. (1966). The scree test for the number of factors. *Multivariate Behavioral Research*, 1(2), 245–276.
- Condon, J.T. (1993). The assessment of antenatal emotional attachment: Development of a questionnaire instrument. *British Journal of Medical Psychology*, 66(2), 167–183.
- Condon, J.T., & Corkindale, C. (1997). The correlates of antenatal attachment in pregnant women. *British Journal of Medical Psychology*, 70(4), 359–372.
- Cranley, M. S. (1981). Development of a tool for the measurement of maternal attachment during pregnancy. *Nursing Research*, 30(5), 281–284.
- de Cock, E.S.A., Henrichs, J., Klimstra, T.A., Maas, A.J.B.M., Vreeswijk, C.M.J.M., Meeus, W.H.J., et al. (2017). Longitudinal associations between parental bonding, parenting stress, and executive functioning in toddlerhood. *Journal of Child and Family Studies*, 26(6), 1723–1733.
- Doan, H.M., Cox, N.L., & Zimmerman, A. (2003). The maternal fetal attachment scale: Some methodological ponderings. *The Journal of Prenatal and Perinatal Psychology and Health*, 18, 167–188.
- Doster, A., Wallwiener, S., Müller, M., Matthies, L.M., Plewniok, K., Feller, S., et al. (2018). Reliability and validity of the German version of the Maternal-Fetal Attachment Scale. *Archives of Gynecology and Obstetrics*, 297(5), 1157–1167.
- Gilford, R., & Bengtson, V. (1979). Measuring marital satisfaction in three generations: positive and negative dimensions. *Journal of Marriage and Family*, 41(2), 387–398.
- Glover, V., & Capron, L. (2017). Prenatal parenting. *Current Opinion in Psychology*, 15, 66–70.

- Hadházi É., Andrek A., & Kekecs Z. (2017). Előzetes eredmények egy magyar mintán kidolgozott Intrauterin Kapcsolati Kérdőív mérés tapasztalatairól - pilot study. *Mentálhigiéné és Pszichoszomatika*, 18(3), 263–300.
- Hart, R., & McMahon, C.A. (2006). Mood state and psychological adjustment to pregnancy. *Archives of Women's Mental Health*, 9(6), 329–337.
- Henson, R.K., & Roberts, J.K. (2006). Use of exploratory factor analysis in published research: common errors and some comment on improved practice. *Educational and Psychological Measurement*, 66(3), 393–416.
- Hooper, D., Coughlan, J., & Mullen, M.R. (2008). Structural equation modelling: Guidelines for determining model fit. *The Electronic Journal of Business Research Methods*, 6(1), 53–60.
- Hopkins, J., Miller, J.L., Butler, K., Gibson, L., Hedrick, L., & Boyle, D.A. (2018). The relation between social support, anxiety and distress symptoms and maternal fetal attachment. *Journal of Reproductive and Infant Psychology*, 36(4), 381–392.
- Hu, L., & Bentler, P.M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 6(1), 1–55.
- Jeha, D., Usta, I., Ghulmiyyah, L., & Nassar, A. (2015). A review of the risks and consequences of adolescent pregnancy. *Journal of Neonatal-Perinatal Medicine*, 8(1), 1–8.
- Kaiser, H.F. (1960). The application of electronic computers to factor analysis. *Educational and Psychological Measurement*, 20(1), 141–151.
- Keller, H., & Kärtner, J. (2013). The cultural solution of universal developmental tasks. *Advances in Culture and Psychology*, 3, 63–116.
- Kinzler, W.L., Ananth, C.V., & Vintzileos, A.M. (2000). Medical and economic effects of twin gestations. *Journal of the Society for Gynecologic Investigation*, 7(6), 321–327.
- Kopcsó, K. (2018). Kérdőívelemek magyar adaptációja. In Zs. Veroszta (Szerk.), *Kohorsz '18 Magyar Születési Kohorszvizsgálat módszertani leírás. A várandós kutatási szakasz előkészítése, Kutatási Jelentések* 99 (33–40). Budapest: KSH Népeségtudományi Kutatóintézet
- Kopcsó, K., Bornemisza, Á., & Sz. Makó, H. (2018). A várandóssággal kapcsolatos szorongást mérő Pregnancy Related Thoughts kérdőív hazai adaptálása. *Orvosi Hetilap*, 159(43), 1754–1760.
- Kroenke, K., Spitzer, R.L., Williams, J.B.W., Monahan, P.O., & Löwe, B. (2007). Anxiety disorders in primary care: Prevalence, impairment, comorbidity, and detection. *Annals of Internal Medicine*, 146(5), 317–325.
- Leifer, M. (1977). Psychological changes accompanying pregnancy and motherhood. *Genetic Psychology Monographs*, 95, 55–96.
- Li, C.-H. (2016). The performance of ML, DWLS, and ULS estimation with robust corrections in structural equation models with ordinal variables. *Psychological Methods*, 21(3), 369–387.
- Lindgren, K. (2001). Relationships among maternal-fetal attachment, prenatal depression, and health practices in pregnancy. *Research in Nursing & Health*, 24(3), 203–217.
- Lingeswaran, A., & Bindu, H. (2012). Validation of Tamil Version of Cranley's 24-Item Maternal-Fetal Attachment Scale in Indian pregnant women. *The Journal of Obstetrics and Gynecology of India*, 62(6), 630–634.
- Magee, S.R., Bublitz, M.H., Orazine, C., Brush, B., Salisbury, A., Niaura, R., & Stroud, L.R. (2014). The relationship between maternal-fetal attachment and cigarette smoking over pregnancy. *Maternal and Child Health Journal*, 18(4), 1017–1022.
- Matthies, L.M., Müller, M., Doster, A., Sohn, C., Wallwiener, M., Reck, C., et al. (2020). Maternal-fetal attachment protects against postpartum anxiety: The mediating role of postpartum bonding and partnership satisfaction. *Archives of Gynecology and Obstetrics*, 301(1), 107–117.

- McNamara, J., Townsend, M.L., & Herbert, J.S. (2019). A systemic review of maternal wellbeing and its relationship with maternal fetal attachment and early postpartum bonding. *PLOS ONE*, 14(7), e0220032. Doi: 10.1371/journal.pone.0220032
- Müller, E.M. (1993). Development of the Prenatal Attachment Inventory. *Western Journal of Nursing Research*, 15(2), 199–215.
- Müller, M.E., & Ferketich, S. (1993). Factor analysis of the Maternal Fetal Attachment Scale. *Nursing Research*, 42(3), 144–147.
- O'Malley, E.G., Walsh, M.C., Reynolds, C.M., Kennelly, M., Sheehan, S.R., & Turner, M.J. (2020). A cross-sectional study of maternal-fetal attachment and perceived stress at the first antenatal visit. *Journal of Reproductive and Infant Psychology*, 38(3), 271–280.
- Radloff, L.S. (1977). The CES-D Scale: A self-report depression scale for research in the general population. *Applied Psychological Measurement*, 1(3), 385–401.
- Raphael-Leff, J. (2010). *Másállapot. A várandósság pszichológiája*. Budapest: Háttér Kiadó
- Réger, Z. (2002). *Utak a nyelvhez*. Budapest: Soros Alapítvány és MTA Nyelvtudományi Intézet
- Rini, C.K., Dunkel-Schetter, C., Wadhwa, P.D., & Sandman, C.A. (1999). Psychological adaptation and birth outcomes: The role of personal resources, stress, and sociocultural context in pregnancy. *Health Psychology*, 18(4), 333–345.
- Rossen, L., Hutchinson, D., Wilson, J., Burns, L., Allsop, S., Elliott, E., et al. (2017). Maternal bonding through pregnancy and postnatal: Findings from an Australian longitudinal study. *American Journal of Perinatology*, 34(08), 808–817.
- Rubertsson, C., Pallant, J.F., Sydsjö, G., Haines, H.M., & Hildingsson, I. (2015). Maternal depressive symptoms have a negative impact on prenatal attachment - findings from a Swedish community sample. *Journal of Reproductive and Infant Psychology*, 33(2), 153–164.
- Rubin, R. (1967). Attainment of the maternal role. *Nursing Research*, 16(3), 237–245.
- Rubin, R. (1970). Cognitive styles in pregnancy. *American Journal of Nursing*, 70, 502–508.
- Schmidt, D., Seehagen, S., Vocks, S., Schneider, S., & Teismann, T. (2016). Predictive importance of antenatal depressive rumination and worrying for maternal-foetal attachment and maternal well-being. *Cognitive Therapy and Research*, 40(4), 565–576.
- Sevenri, F.M., Prattichizzo, D., Casarosa, E.E., Barbagli, F., Ferretti, C., Altomare, A., et al. (2005). Virtual fetal touch through a haptic interface decreases maternal anxiety and salivary cortisol. *The Journal of the Society for Gynecologic Investigation*, 12, 37–40.
- Sherbourne, C.D., & Stewart, A.L. (1991). The MOS social support survey. *Social Science and Medicine*, 32(6), 705–714.
- Siddiqui, A., & Hägglöf, B. (2000). Does maternal prenatal attachment predict postnatal mother-infant interaction? *Early Human Development*, 59(1), 13–25.
- Sjögren, B., Edman, G., Widström, A.M., Mathiesen, A.S., & Uvnäs-Moberg, K. (2004). Maternal foetal attachment and personality during first pregnancy. *Journal of Reproductive and Infant Psychology*, 22(2), 57–69.
- Staneva, A., & Wittkowski, A. (2013). Exploring beliefs and expectations about motherhood in Bulgarian mothers: A qualitative study. *Midwifery*, 29(3), 260–267.
- Sz. Makó, H., Bernáth, L., Szentiványi-Makó, N., Veszprémi, B., Vajda, D., & Kiss, E. Cs. (2016). A MOS SSS – társas támasz mérésére szolgáló kérdőív magyar változatának pszichometriai jellemzői. *Alkalmazott Pszichológia*, 16(3), 145–162.
- Sz. Makó, H., & Deák, A. (2014). Reliability and validity of the Hungarian version of the Maternal Antenatal Attachment Scale. *International Journal of Gynecological and Obstetrical Research*, 2(1), 1–13.

- Szabó, L., Boros, J., Fábíán, I., Gresits, G., Hortobágyi, A., Kapitány, B., et al. (2020). *Várandós kutatási szakasz. Technikai riport. Kohorsz '18 Magyar Születési Kohorszvizsgálat, Kutatási Jelentések 102.* Budapest: KSH Népeségtudományi Kutatóintézet
- Szeifert, L. (2010). *Depresszió és életminőség krónikus veseelégtelenségben szenvedő betegek körében.* PhD értekezés. Semmelweis Egyetem, Budapest.
- Velicer, W.F., Eaton, C.A., & Fava, J.L. (2000). Construct explication through factor or component analysis: A review and evaluation of alternative procedures for determining the number of factors or components. In R.D. Goffin, & E. Helmes (Eds.), *Problems and Solutions in Human Assessment: Honoring Douglas N. Jackson at Seventy* (41–71). Boston, MA: Springer
- Veroszta, Zs. (Szerk.). (2018). *Kohorsz '18 Magyar Születési Kohorszvizsgálat módszertani leírás. A várandós kutatási szakasz előkészítése, Kutatási Jelentések 99.* Budapest: KSH Népeségtudományi Kutatóintézet
- Walsh, J., Hepper, E.G., Bagge, S.R., Wade, F., & Jomeen, J. (2013). Maternal-fetal relationships and psychological health: Emerging research directions. *Journal of Reproductive and Infant Psychology*, 31(5), 490–499.
- Watkins, M.W. (2018). Exploratory factor analysis: A guide to best practice. *Journal of Black Psychology*, 44(3), 219–246.
- Yarcheski, A., Mahon, N.E., Yarcheski, T.J., Hanks, M.M., & Cannella, B.L. (2009). A meta-analytic study of predictors of maternal-fetal attachment. *International Journal of Nursing Studies*, 46(5), 708–715.

Köszönetnyilvánítás

A szerzők köszönetüket fejezik ki mindazon várandósoknak és védőnőiknek, akik a kérdőív megválaszolásával és felvételével lehetővé tették a Kohorsz '18 kutatás megvalósulását.

Anyagi támogatás: A Kohorsz '18 kutatás adatfelvétele az EFOP-1.9.4-VEKOP-16-2016-00001 azonosítószerű, „A szociális ágazat módszertani és információs rendszereinek megújítása” című európai uniós projekt keretében valósult meg.

Szerzői munkamegosztás

P.P.I., P.M., K.K.: Hipotézisek kidolgozása. P.M., P.P.I.: Elméleti háttér és megvitatás. K.K.: Módszer leírása, statisztikai elemzések. A cikk végleges változatát valamennyi szerző elolvasta, és jóváhagyta.

Nyilatkozat érdekütközésről

A szerzők ezúton kijelentik, hogy esetükben nem állnak fenn érdekütközések.

Psychometric properties and associations of Maternal-Fetal Attachment Scale-HU-20 in the pregnant wave of Cohort '18

KOPCSÓ, KRISZTINA – POHÁRNOK, MELINDA –
POLGÁR, PETRA IBOLYA

Introduction: Maternal-fetal attachment is a widely studied concept with debated latent content. Previous research found controversial results considering its dimensionality and associations. *Aim:* Investigation of the construct of maternal-fetal attachment, and its associations with certain sociodemographic and psychosocial variables in a representative sample of Hungarian pregnant women. *Method:* The analysis was conducted among pregnant women in the third trimester ($n = 7115$), from Cohort '18 Growing up in Hungary. Questionnaire data were collected from participants by health visitors. Maternal-fetal attachment was assessed using the 20-item version of the Hungarian Maternal-Fetal Attachment Scale. *Results:* A two-factor solution emerged, consisting of the dimensions „attunement” (15 items, Cronbach's $\alpha = 0.795$) and „interaction” (5 items, Cronbach's $\alpha = 0.606$) with acceptable internal consistencies. Bivariate analyses showed significant associations between the total score of maternal-fetal attachment and maternal age, education, parity, partnership status, income, gestational age, perceived social support, positive and negative interactions with the partner, depression, general and pregnancy related anxiety. Highest correlations were found with perceived social support ($r = 0.166$, $p < 0.001$) and positive interactions with the partner ($r = 0.202$, $p < 0.001$). The two subscales were associated with the variables with varied magnitude and/or direction. In the multivariate analyses, all the variables had significant effect on maternal-fetal attachment except maternal age, negative interactions with the partner and partnership status. Lower maternal education and income were more strongly associated to “interaction”, while higher maternal education was more strongly associated to “attunement”. *Conclusions:* The study of maternal-fetal attachment in representative samples helps us understand the interaction between relevant sociodemographic and psychosocial variables and provides insight into the varied experience of maternal-fetal relation of women from different social background.

Keywords: maternal-fetal attachment, Maternal-Fetal Attachment Scale-HU-20, socio-demographic variables, psychosocial variables

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)