



elte | ppk

RendSzerTan

Addiktológiai  
Elméletek és  
Kutatások 21.

# ADDIKTOLÓGIAI PROBLÉMÁK MAGYARORSZÁGON

Helyzetkép a lakossági kutatások tükrében

II. Viselkedési addikciók

Szerkesztők:

Paksi Borbála és Demetrovics Zsolt



L'Harmattan

## ADDIKTOLÓGIAI PROBLÉMÁK MAGYARORSZÁGON

ELTE Pedagógiai és Pszichológiai Kar

RendSzerTan –  
Addiktológiai Elméletek és Kutatások

---

Sorozatszerkesztő:

Demetrovics Zsolt, Felvinczi Katalin és Rácz József

# **ADDIKTOLÓGIAI PROBLÉMÁK MAGYARORSZÁGON**

**HELYZETKÉP A LAKOSSÁGI KUTATÁSOK TÜKRÉBEN**

---

**SZERKESZTETTE:**

**PAKSI BORBÁLA – DEMETROVICS ZSOLT**

**II. kötet**

**VISELKEDESI ADDIKCIÓK**

**ELTE PPK – L'Harmattan Kiadó  
Budapest, 2021**

A kötet elkészültét, illetve a háttérben álló kutatások (2019-es OLAAP-, illetve BLS-vizsgálat) lefolytatását elsődlegesen a Nemzeti Kutatási, Fejlesztési és Innovációs Hivatal (K128604, KKP126835) támogatása tette lehetővé. Emellett, Arnold Petra munkáját az Eötvös Lóránd Kutatási Hálózat (ELKH) Támogatott Kutatócsoportok Irodája (MTA-BCE Társadalom-epidemiológiai Kutatócsoport) támogatta. Demetrovics Zsolt munkájához a Nemzeti Kutatási, Fejlesztési és Innovációs Hivatal (K128614; K131635, K135629, TKP2020-IKA-05) járult hozzá. Horváth Zsolt az NKFIH Tématerületi Kiválósági Program 2020 – Intézményi Kiválósági Alprogram (TKP2020-IKA-05), valamint az Innovációs és Technológiai Minisztérium (ITM) Új Nemzeti Kiválóság Programjának (ÚNKP) (ÚNKP-20-3 és ÚNKP-21-4 kódszámú) az NKFI Alapból finanszírozott támogatásában részesült. Király Orsolya és Koronczai Beatrix Bolyai János Kutatási Ösztöndíjban és az ITM ÚNKP-21-5 kódszámú az NKFI Alapból finanszírozott támogatásában részesült. Kun Bernadette munkáját a Nemzeti Kutatási, Fejlesztési és Innovációs Hivatal (FK134807), Péter Lea munkáját a Szegedi Tudományegyetem Szent-Györgyi Albert Orvostudományi Kar (EFOP 3.6.3-VEKOP-16-2017-00009) támogatta.

A borítón WOLSKY András alábbi munkái láthatók:  
Random-etude NO'08, 2020, fa, vászon, akril, 21×21cm  
Random-etude NO'13, 2020, fa, vászon, akril, 21×21cm  
Random-etude NO'14, 2020, fa, vászon, akril, 21×21cm  
Random-etude NO'16, 2020, fa, vászon, akril, 21×21cm

A képek „véletlen” eljárással készültek, így az alkotómunka során a vászon minden pontjának azonos esélye volt a kiválasztott bármelyik szín felvételére. A borító mintegy képi megjelenítése annak a reprezentativitásnak, ami a kötetben szereplő vizsgálatorozatnak is fontos jellemzője.

DOI: <https://doi.org/10.56037/978-963-414-870-8>

ISBN 978-963-414-870-8  
ISBN 978-963-414-869-2

© L'Harmattan Kiadó, 2021  
© ELTE PPK, 2021  
© Szerkesztők, szerzők, 2021

A tanulmányokat lektorálta: Péterfi Anna

A kiadásért felel a L'Harmattan kiadó igazgatója.

A kiadó kötetei megrendelhetők, illetve kedvezménytel megvásárolhatók:

L'Harmattan Könyvesbolt  
1053 Budapest, Kossuth L. u. 14–16.  
Tel.: +36-1-267-5979  
harmattan@harmattan.hu  
www.harmattan.hu

Borító: Pacher Nóra  
Korrektúra: Tiszóczy Tamás  
Nyomdai munkák: Prime Rate Kft.

# TARTALOM

## **1. fejezet**

KIRÁLY ORSOLYA – KORONCZAI BEATRIX – DEMETROVICS ZSOLT – PAKSI BORBÁLA Problémás internethasználat . . . . .	7
--	---

## **2. fejezet**

KIRÁLY ORSOLYA – KORONCZAI BEATRIX – DEMETROVICS ZSOLT – PAKSI BORBÁLA Közösségi oldalak problémás használata . . . . .	19
---	----

## **3. fejezet**

KIRÁLY ORSOLYA – DEMETROVICS ZSOLT – PAKSI BORBÁLA Mobiltelefon-használat és a telefontól való függés . . . . .	29
--	----

## **4. fejezet**

KIRÁLY ORSOLYA – DEMETROVICS ZSOLT – PAKSI BORBÁLA Videójáték-használat. . . . .	37
---	----

## **5. fejezet**

MAGI ANNA – DEMETROVICS ZSOLT – PAKSI BORBÁLA Problémás szerencsejáték-használat . . . . .	50
---	----

## **6. fejezet**

HORVÁTH ZSOLT – DEMETROVICS ZSOLT – PAKSI BORBÁLA Testedzésfüggőség . . . . .	65
--	----

## **7. fejezet**

HORVÁTH ZSOLT – DEMETROVICS ZSOLT – PAKSI BORBÁLA Evési zavarok . . . . .	82
--	----

## **8. fejezet**

HORVÁTH ZSOLT – DEMETROVICS ZSOLT – PAKSI BORBÁLA Kényszeres vásárlás . . . . .	95
--	----

**9. fejezet**

KUN BERNADETTE – PAKSI BORBÁLA

Munkafüggőség . . . . . 106

**10. fejezet**

HORVÁTH ZSOLT – DEMETROVICS ZSOLT – PAKSI BORBÁLA

A különböző addiktológiai problémák kapcsolódása . . . . . 127

**Fogalomtár** . . . . . 158**Mellékletek**

1. Adatfelvételi battéria . . . . . 168

2. Indikátorok . . . . . 225

3. A magyarázó modellek során alkalmazott változószett . . . . . 231

## PROBLÉMÁS INTERNETHASZNÁLAT

### 1. A PROBLÉMÁS INTERNETHASZNÁLAT ELTERJEDTSÉGE

A problémás internethasználat mértékét az OLAAP 2019 és a BLS 2019 kutatásban is a Problémás Internethasználat Kérdőív (Problematic Internet Use Questionnaire; PIUQ; Demetrovics et al., 2004, 2008) rövidített, 9 tételes változatával (Koronczai et al., 2011) mértük. A skála a problémás internethasználattal kapcsolatos függőségi tüneteket, problémákat (pl. megvonási tünetek, feladatok elhanyagolása, konfliktusok a családtagokkal az internethasználat miatt) méri.<sup>1</sup> A problémás internethasználattal kapcsolatos kérdéseket – szintén mindkét kutatásban – egy, az internethasználat életprevalencia- és haviprevalencia-becslését lehetővé tevő szűrőkérdés előzte meg. A PIUQ-kérdőívet csak azoktól vettük fel, akik az elmúlt 30 napban (is) interneteztek.

#### 1.1. A problémás internethasználat elterjedtsége a felnőtt lakosság körében

A magyarországi 18–64 éves népesség 83,8%-a ( $\pm 2,0$ ) internetezett már életében, és 81,6%-uk ( $\pm 2,1$ ) internetezett a kérdezést megelőző 30 napban is. A nemek között nem volt szignifikáns különbség egyik esetben sem (1. táblázat). Az elmúlt 30 napban internetezők hetente átlagosan 14,31 órát ( $SD=10,38$ ) töltöttek internetezéssel. A nemi különbségek a heti internetezéssel töltött idő esetén sem szignifikánsak (férfiak = 14,67 óra ( $SD=10,72$ ), nők = 14,00 óra ( $SD=10,08$ );  $t=1,05(1091)$ ,  $p=0,293$ ).

A 18–64 éves lakosság körében a problémás internethasználat rizikójának előfordulása 5,9% ( $\pm 1,3$ ), a kérdezést megelőző 30 napon internetezők körében pedig 7,4%-os ( $\pm 1,7$ ). A férfiak és nők között nem volt szignifikáns különbség ebből a szempontból sem ( $\chi^2(2)=3,10$ ;  $p=0,212$ ;  $V=-0,05$ ) (1. táblázat).

---

1 Azokat tekintettük a problémás internethasználat rizikójával jellemezhető csoportjába tartozónak, akiknél a Problémás Internethasználat Kérdőív 9 tételes változatának (Koronczai et al., 2011) összpontszáma elérte a 22-es küszöbértéket.



**1. táblázat: Az internethasználat prevalenciája és a problémás internethasználat rizikójának előfordulása nemek szerint és összesen a magyarországi 18–64 éves népesség körében (az OLAAP 2019 vizsgálat adatai alapján, a válaszolók százalékában)**

	Férfiak		Nők		p	Összesen		
	N	%	N	%		N	%	CI
Internetezett már életében (LTP)	638	82,9	726	84,6	0,407	1364	83,8	±2,0
Internetezett a kérdezést megelőző 30 napban (LMP)	638	80,7	725	82,5	0,402	1363	81,6	±2,1
A problémás internethasználat rizikójának jelenléte	574	7,0	645	5,0	0,212	1220	5,9	±1,3

Megjegyzések: N: válaszolók száma; p: szignifikanciaérték a Khi-négyzet próbához kapcsolódóan; CI: 95%-os megbízhatósági szinten számított konfidencia-intervallum.

## 1.2. A problémás internethasználat elterjedtsége a budapesti fiatal felnőttek körében

A Budapesti Longitudinális Kutatás (Budapest Longitudinal Study; BLS) 2019-es vizsgálatának eredményei alapján a budapesti 18–34 éves fiatal felnőttek 99,3%-a ( $\pm 0,3$ ) internetezett már életében, és 98,0%-uk ( $\pm 0,5$ ) internetezett a kérdezést megelőző 30 napban is. A nők körében ez az arány mindkét esetben szignifikánsan magasabb volt, de az eltérés mértéke rendkívül alacsony ( $\chi^2(1)=4,99$ ;  $p=0,026$ ;  $\varphi=0,04$ ; ill.  $\chi^2(1)=4,25$ ;  $p=0,039$ ;  $\varphi=0,03$ ) (2. táblázat). Ezek az értékek mindkét nem esetében 95%-os megbízhatósági szinten meghaladják a 18–64 éves felnőtt lakosság körében kapott országos arányokat.

Az internetezéssel töltött heti átlagos óraszám azoknak a budapesti fiatal felnőtteknek a körében, akik interneteztek a megkérdezést megelőző hónapban, 18,63 (SD=12,17), ami jelentősen magasabb a felnőtt népesség esetében országosan kapott átlagnál. A férfiak heti internetezéssel töltött átlagos ideje a budapesti fiatal felnőtt lakosság körében szignifikánsan magasabb volt, mint a nőké (férfiak = 19,64 óra (SD=12,62), nők = 17,70 óra (SD=11,67);  $t=4,87(3650)$ ,  $p<0,001$ ,  $d=0,16$ ), kis hatásmértékkel.

A fővárosi fiatal felnőttek körében – a felnőtt népességre országosan jellemzőhöz képest – elterjedtebb és nagyobb intenzitású internethasználat ellenére a problémás internethasználat rizikójának jelenléte tekintetében nem tapasztaltunk szignifikáns eltérést. A felnőtt népesség körében országosan mért értékkel hibahatáron belül megegyező arányban a budapesti fiatal felnőttek 6,6%-ára ( $\pm 0,8$ ), a kérdezést megelőző 30 napon internetezőknek pedig 6,8%-ára ( $\pm 0,8$ ) volt jellemző a problémás internethasználat rizikójának jelenléte. Ugyanakkor az internethasználat elterjedtsége és intenzitása esetében rendre megegyez

lenő – a felnőtt népességre országosan azonban nem jellemző – enyhe nemi mintázódás e tekintetben is megfigyelhető a fővárosi fiatalok körében: a problémás használat szignifikánsan magasabb volt a férfiak, mint a nők körében (2. táblázat), de a hatásmérték kifejezetten alacsony ( $\chi^2=7,15(2)$ ;  $p=0,028$ ;  $V=0,04$ ).

**2. táblázat: Az internethasználat prevalenciája és a problémás internethasználat rizikójának előfordulása nemek szerint és összesen a budapesti 18–34 éves fiatal felnőtt lakosság körében (a BLS 2019 adatfelvétel alapján, a válaszolók százalékában)**

	Férfiak		Nők		p	Összesen		
	N	%	N	%		N	%	CI
Internetezett már életében	1855	99,0	1974	99,5	0,039	3830	99,3	±0,3
Internetezett a kérdéscélt megelőző 30 napban	1855	97,5	1974	98,5	0,026	3830	98,0	±0,5
A problémás internethasználat rizikójának jelenléte	1781	7,2	1897	6,1	0,028	3679	6,6	±0,8

Megjegyzések: N: válaszolók száma; p: Khi-négyzet próbához kapcsolódó szignifikancia-érték; CI: 95%-os megbízhatósági szinten számított konfidencia-intervallum.

## 2. A PROBLÉMÁS INTERNETHASZNÁLAT SZOCIODEMOGRÁFIAI ÉS PSZICHOLÓGIAI MINTÁZÓDÁSA A FELNÖTT LAKOSSÁG KÖRÉBEN

A 18–64 éves népesség körében a problémás internethasználat rizikójának mintázódását leíró-statisztikai eszközökkel a főbb szociodemográfiai jellemzők – életkor, urbanizációs és kulturális státusz –, valamint a testtömeg-index mentén vizsgáltuk. Az életkori csoportok szerint a problémás internethasználat kockázatának előfordulási aránya szignifikánsan eltért a korcsoportok között: a 25–34 éves korosztályban volt a legmagasabb, 8,9% ( $\pm 3,6$ ), míg az 55–64 évesek körében a legalacsonyabb, 2,3% ( $\pm 1,8$ ) (3. táblázat). A problémás internethasználat rizikója szignifikáns kapcsolatot mutatott a településmérettel: az 50 ezer főnél kisebb települések esetén volt a legkisebb, 3,9% ( $\pm 1,3$ ), és Budapest esetén a legnagyobb, 10,2% ( $\pm 4,2$ ). A várható legmagasabb iskolai végzettség kategóriái, valamint a testtömeg-index alapján képzett kategóriák nem mutatnak szignifikáns kapcsolatot a problémás internethasználat rizikójával.

**3. táblázat: A problémás internethasználat rizikójának mintázódása a főbb szociodemográfiai tényezők mentén a magyarországi 18–64 éves népesség körében (az OLAAP 2019 vizsgálat adatai alapján, a válaszolók százalékában)**

	N	%	$\chi^2$ (df)	p	V
<b>Korcsoport</b>					
18–24	133	6,0	10,78 (4)	0,029	0,09
25–34	236	8,9			
35–44	318	6,9			
45–54	274	5,1			
55–64	258	2,3			
<b>Településméret</b>					
<50 000	797	3,9	17,05 (2)	<0,001	0,12
≥50 000	217	9,2			
Budapest	205	10,2			
<b>Várható legmagasabb iskolai végzettség</b>					
8 általános vagy kevesebb	153	3,3	4,50 (3)	0,212	0,06
szakmunkás	439	5,2			
érettségi	405	7,7			
felsőfok/egyetem utáni képzés	223	5,8			
<b>Testtömeg-index (BMI)</b>					
Soványosság	23	4,4	1,75 (3)	0,626	0,04
Normális testsúly	527	6,5			
Túlsúlyosság	414	5,6			
Elhízás	138	3,6			
Megjegyzések: N: válaszolók száma; $\chi^2$ (df): Khi-négyzet statisztika és a kapcsolódó szabadságfok-értékek; p: szignifikancia-érték a Khi-négyzet próbához kapcsolódóan; V: Cramer-féle V együttható. A szignifikáns kapcsolatot ( $p < 0,050$ ) mutató változók szürke mezővel kerültek kiemelésre					

A problémás internethasználat rizikójának további kapcsolatát szociodemográfiai és pszichológiai változókkal a 4. táblázat mutatja be. A táblázat tartalmazza az egyes háttérváltozók és a problémás internethasználat rizikója közötti páronkénti, nem kontrollált kapcsolatokat is, de jelen fejezetben szövegesen csak a többváltozós elemzés eredményeit ismertetjük. Utóbbi során egy bináris logisztikus regressziós modellt hoztunk létre a problémás internethasználat rizikójának magyarázatára (0 = Nincs jelen, 1 = Jelen van rizikó a problémás internethasználatra), ENTER módszerrel, mely a szociodemográfiai és pszichológiai prediktor-változókat egyszerre tartalmazta. A létrehozott bináris logisztikus regressziós modell a problémás internethasználat rizikója jelenlétének becslésére szignifikánsan jobbnak bizonyult, mint a kiindulási, prediktor-változókat még nem tartalmazó modell ( $\chi^2(28)=144,06$ ;  $p < 0,001$ ; Cox &

Snell  $R^2=0,18$ ; Nagelkerke  $R^2=0,49$ ). A létrehozott modell összességében a résztvevők csoporttagságát 93,8%-ban, ezen belül a problémás internethasználatra vonatkozó rizikót mutató személyeket 25,5%-ban jósolta be helyesen.

A modellbe bevont magyarázó változók közül a településméret, a hátrányos anyagi helyzet, a szenzoros élménykeresés,<sup>2</sup> a rumináció<sup>3</sup> és az aggodalmaskodás<sup>4</sup> bizonyult szignifikánsnak. A településméret tekintetében a budapestiek 3,33-szor nagyobb eséllyel mutattak rizikót a problémás internethasználat jelenlétére, mint az 50 ezer főnél kisebb településeken élők. A deprivációs mutató (hátrányos anyagi helyzet) szignifikáns negatív együttjárást mutatott a problémás internethasználat kockázatával. A deprivációs mutató egy egységnyi fokozódása esetén 23%-kal kisebb a problémás internethasználatra vonatkozó rizikó jelenlétének esélye. A szenzoros élménykeresés, a rumináció és az aggodalmaskodás változói mind szignifikáns és pozitív kapcsolatot mutattak a problémás internethasználat rizikójának jelenlétével. A Szenzoros Élménykeresés Skála összpontszámának egységnyi növekedése esetén 10%-kal, a Ruminatív Választílus Kérdőív esetén 11%-kal, míg a Penn State Aggódás Kérdőív esetén 21%-kal nagyobb a problémás internethasználatra vonatkozó rizikó jelenlétének esélye.

2 Szenzoros élménykeresés: ha a személyre inkább jellemző, hogy újszerű és intenzív élményeket keres, akár kockázatok árán is.

3 Rumináció: ha a válaszoló inkább hajlamos negatív érzelmein, azok okain és következményein rágódní.

4 Aggodalmaskodás: ha a válaszolóra inkább jellemző, hogy állandó jelleggel, sok helyzetben és kontrollálhatatlanul aggódik.

**4. táblázat: Bináris logisztikus regressziós modellek: szociodemográfiai és pszichológiai tényezők kapcsolata a problémás internethasználat rizikójával a magyarországi 18–64 éves népesség körében (az OLAAP 2019 vizsgálat adatai alapján)**

	Páronkénti, nemkontrollált összefüggések a problémás internethasználat rizikójával <sup>5</sup>		Többváltozós modell a problémás internethasználat rizikójának előrejelzésére <sup>6</sup>	
	OR [95% CI]	p	OR [95% CI]	p
Női nem (ref.: férfi nem)	0,70 [0,43–1,13]	0,146	1,00 [0,37–2,66]	0,996
Életkor	0,98 [0,96–0,99]	0,011	0,96 [0,92–1,00]	0,053
Testtömeg-index (BMI)	0,96 [0,90–1,03]	0,225	1,03 [0,92–1,17]	0,600
Településméret (ref.: 50 ezer fő alatti lakosságú település)				
legalább 50 ezer fős vidéki város	2,53 [1,41–4,54]	0,002	0,92 [0,30–2,77]	0,878
Budapest	2,90 [1,63–5,15]	<0,001	3,33 [1,21–9,15]	0,020
Várható legmagasabb iskolai végzettség (ref.: 8 általános vagy kevesebb)				
szakmunkás	1,57 [0,60–4,15]	0,361	1,75 [0,16–19,64]	0,652
érettségi	2,34 [0,91–6,05]	0,079	2,08 [0,19–23,37]	0,552
felsőfok/egyetem utáni képzés	1,83 [0,65–5,14]	0,254	1,27 [0,08–19,65]	0,865
Szakképzettség megléte (ref.: szakképzettség hiánya)	0,96 [0,51–1,80]	0,887	1,29 [0,26–6,47]	0,760
Intergenerációs képzettségi mobilitás (ref.: felfelé történő mobilitás)				
nincs mobilitás	0,76 [0,46–1,26]	0,293	0,82 [0,32–2,12]	0,685
lefelé történő mobilitás	1,45 [0,53–3,98]	0,469	0,79 [0,07–8,70]	0,846
Munkavégzéssel töltött idő (órák száma)	1,01 [0,99–1,02]	0,440	1,01 [0,98–1,04]	0,530
Háztartás havi nettó jövedelme (ref.: 125 ezer Ft vagy kevesebb)*				
126–180 ezer Ft	3,64 [0,44–29,88]	0,228	–	
181–255 ezer Ft	3,16 [0,40–24,95]	0,276	–	
256–380 ezer Ft	0,51 [0,55–4,77]	0,556	–	

- 5 A páronkénti kapcsolatok tesztelése külön-külön elvégzett bináris logisztikus regressziós modellek keretében történt, melyben a kimeneti változó a problémás internethasználat rizikója (0 = Nincs jelen, 1 = Jelen van), míg a magyarázó változó az adott sorban megemlített változó volt.
- 6 Bináris logisztikus regressziós modell, melyben a kimeneti változó a problémás internethasználat rizikója (0 = Nincs jelen, 1 = Jelen van), míg magyarázó változóként az első oszlopban felsorolt változókat egyszerre tartalmazta a modell (N=746; 53,9%).

	Páronkénti, nemkontrollált összefüggések a problémás internethasználat rizikójával <sup>a</sup>		Többváltozós modell a problémás internethasználat rizikójának előrejelzésére <sup>a</sup>	
	OR [95% CI]	p	OR [95% CI]	p
381–400 ezer Ft	2,63 [0,32–21,80]	0,369	–	
400 ezer Ft felett	2,32 [0,28–19,63]	0,439	–	
Hátrányos anyagi helyzet	0,90 [0,83–0,97]	0,008	0,77 [0,65–0,92]	0,005
Háztartásméret	0,80 [0,65–0,98]	0,029	0,73 [0,50–1,07]	0,101
Együttélő kapcsolat megléte (ref.: kapcsolat hiánya)*	0,74 [0,40–1,38]	0,345	–	
Családban előforduló kockázati magatartások száma	1,35 [1,19–1,53]	<0,001	1,23 [0,98–1,56]	0,077
Vallásosság (ref.: nem vallásos / ateista)				
vallásos	0,29 [0,16–0,53]	<0,001	0,89 [0,33–2,41]	0,825
nem tudja	1,84 [0,88–3,82]	0,103	0,65 [0,13–3,10]	0,585
Anómia	1,07 [1,03–1,10]	<0,001	1,07 [0,99–1,16]	0,072
Élettel való elégedettség (általános)	0,73 [0,58–0,91]	0,005	1,09 [0,62–1,92]	0,768
Társas integráció	1,16 [0,88–1,52]	0,294	0,66 [0,39–1,13]	0,128
Általános jóllét	0,90 [0,83–0,97]	0,004	0,94 [0,80–1,10]	0,444
Impulzivitás	1,23 [1,16–1,29]	<0,001	1,05 [0,94–1,18]	0,362
Szenzoros élménykeresés	1,18 [1,14–1,23]	<0,001	1,10 [1,02–1,19]	0,014
Rumináció	1,19 [1,14–1,23]	<0,001	1,11 [1,01–1,22]	0,024
Aggodalmaskodás	1,33 [1,24–1,43]	<0,001	1,21 [1,02–1,44]	0,034
Testi tünetek	4,00 [2,49–6,44]	<0,001	1,26 [0,43–3,74]	0,675
Mentalizáció: bizonyosság	0,28 [0,20–0,39]	<0,001	0,60 [0,30–1,23]	0,162
Mentalizáció: bizonytalanság	4,04 [2,54–6,42]	<0,001	0,45 [0,13–1,50]	0,194
<p>Megjegyzések. OR [95% CI]: Esélyhányados a kapcsolódó 95%-os konfidencia-intervallummal.  ref.: referenciakategória az adott változó tekintetében.  A többváltozós modellben szignifikáns (<math>p &lt; 0,050</math>) szerepet kapó változók szürke mezővel kerültek kiemelésre.  * A prediktor-változót nem tartalmazza a többváltozós modell, mivel azon nagyszámú hiányzó adat található.</p>				

### 3. A PROBLÉMÁS INTERNETHASZNÁLAT ELTERJEDTSÉGÉNEK VÁLTOZÁSA A FELNŐTT LAKOSSÁG KÖRÉBEN

Mivel a problémás internethasználat mérésére alkalmazott Problémás Internethasználat Kérdőív (PIUQ) 9 tételes változata felvételre került az OLAAP 2015-ös adatfelvétele során is, ezért, habár csak korlátozott mértékben, de lehetőség nyílik a problémás internethasználat jelenlétére vonatkozó rizikó előfordulási gyakorisága időbeli mintázatainak vizsgálatára. Szignifikáns kapcsolat mutatkozott gyenge hatásméret mellett az adatfelvételi év és a problémás internethasználat rizikója között. Habár a problémás internethasználat jelenlétére vonatkozó rizikó nagyobb arányban fordult elő a 2019-es adatfelvételi év mintájában, a két mintában megfigyelt prevalencia-értékek 95%-os megbízhatósági szinten számolt konfidencia-intervallumai részben átfednek egymással, így a magyarországi felnőtt népesség körében a két vizsgálati év közötti négy évben a problémás internethasználat rizikójának csak tendencijellegű növekedéséről beszélhetünk (5. táblázat).

**5. táblázat: A problémás internethasználatra vonatkozó rizikó elterjedtségének összehasonlítása az OLAAP 2015-ös és 2019-es adatfelvétele között (a magyarországi 18–64 éves népesség körében, a válaszolók százalékában)**

	OLAAP 2015-ös adatfelvétele			OLAAP 2019-es adatfelvétele			$\chi^2$ (df)	p	V
	N	%	CI	N	%	CI			
A problémás internethasználat rizikójának jelenléte	1334	4,5	±1,1	1220	5,9	±1,3	73,51 (2)	<0,001	0,17

Megjegyzések: N: válaszolók száma; CI: 95%-os megbízhatósági szinten számított konfidencia-intervallum;  $\chi^2$  (df): Khi-négyzet statisztika és a kapcsolódó szabadságfok-értékek; p: szignifikancia-érték a Khi-négyzet próbához kapcsolódóan; V: Cramer-féle V együttható

### 4. A MAGYARORSZÁGI FELNŐTT LAKOSSÁG PROBLÉMÁS INTERNETHASZNÁLATA NEMZETKÖZI KONTEXTUSBAN

Az OLAAP 2019-es kutatásban a problémás internethasználat prevalencia-értéke a magyarországi 18–64 éves népesség körében (5,9% a teljes lakosság körében, 7,4% az elmúlt 30 napban internetet használók körében) nehezen összevethető a nemzetközi kutatási eredményekkel az eltérő mérőeszközök használata, valamint az eltérő minták miatt. Pan, Chiu és Lin (2020) metaanalízise az 1996 és 2018 között megjelent kutatások prevalencia-eredményeit összegezte. A metaanalízisbe bevont kutatások többféle mérőeszkőzzel mérték a problémás internethasználatot, és a mérőeszközöktől függően eltérő eredmé-

nyek születtek. Sajnos az OLAAP és a BLS vizsgálatok során alkalmazott PIUQ nem szerepel a mérőeszközök szerinti elemzésben. A bevont minták között szerepeltek serdülők körében végzett vizsgálati adatok is, azonban életkorra vonatkozó elemzések, adatok nem kerültek bele a tanulmányba. A metaanalízis megadta a csak reprezentatív mintákon talált előfordulási gyakoriságot, amely 6,1%-nak bizonyult. A szerzők megállapítják, hogy a módszertani problémák nem teszik lehetővé, hogy pontos összehasonlítható prevalencia-adatokhoz jussunk (leginkább amiatt, mert a problémás internethasználat még kidolgozatlan diagnosztikus koncepciója nem teszi lehetővé, hogy egy konzisztens és pontos mérőeszközzel lehessen mérni).

A problémás internethasználat epidemiológiai kutatásáról elmondható, hogy a reprezentatív minták többségében ázsiai populációkból származnak, illetve a középiskolás korosztályból. Mivel a problémás internethasználat mértéke időben növekvő (Modara et al., 2017; Pan, Chiu és Lin, 2020), ezért az utóbbi 5 évben készült tanulmányokat próbáltuk figyelembe venni, azonban az általunk ismert szakirodalomban nincs olyan felnőtt reprezentatív mintán történt vizsgálat, amely Európában készült, és a PIUQ mérőeszközt alkalmazta.

A problémás internethasználat rizikójának magyarázatára a magyarországi felnőtt népesség körében létrehozott többváltozós modellben a szignifikáns prediktor-változók nagyrészt összhangban vannak a nemzetközi szakirodalmi eredményekkel. A nemzetközi kutatások többsége szerint a városi régióban lakó gyerekek/felnőttek inkább érintettek a problémás internethasználatban a vidéki régióban élőkhez képest (pl. felnőtt reprezentatív mintán: Yasuma et al., 2019; véletlenszerűen kiválasztott résztvevőkből álló serdülő mintán: Yu et al., 2018; 70 egyetemista mintán történő vizsgálat metaanalízise: Li et al., 2018). A problémás internethasználat és a testtömeg-index/elhízás kapcsolatára vonatkozó szakirodalmi eredmények ellentmondásosak. Számos tanulmány talált pozitív kapcsolatot a két változó között (pl. Bozkurt et al., 2018; Canan et al., 2014), a saját eredményeink viszont azokkal a tanulmányokkal vannak összhangban, amelyek nem találtak együttjárást (pl. Li et al., 2019). A hátrányos helyzetre vonatkozó eredmény egybevág egy serdülőket vizsgáló tanulmány eredményeivel (Lai és Kwan, 2017), mely szerint minél magasabb a család bevétele, annál nagyobb a problémás internethasználat rizikója (bár közvetlen hatást nem, csak indirekt kapcsolatokat igazoltak), mivel a magasabb szocioökonómiai státusz többféle szórakozáshoz kapcsolódó internethasználati lehetőséggel jár együtt, és így nagyobb eséllyel alakul ki problémás használat is. Ugyanakkor két másik tanulmány (reprezentatív egyetemista mintán: Islam és Hossin, 2016; véletlenszerűen kiválasztott résztvevőkből álló serdülő mintán: Mei et al., 2016) ezzel ellentmondó eredményeket talált, mégpedig hogy az



alacsony szocioökonómiai státusz nagyobb mértékű problémás internethasználattal jár együtt. Ennek az lehet a magyarázata, hogy az alacsonyabb szocioökonómiai státusból fakadó megnövekedett stresszel való megküzdéshez az egyén az internetet használja, így az maladaptív megküzdési móddá válik, ami növeli a problémás internethasználat kialakulásának kockázatát. Összegezve elmondható, hogy a hátrányos helyzet problémás internethasználattal való kapcsolata egy alulkutatott és ellentmondásos eredményeket mutató terület.

A szenzoros élménykeresést illetően a nemzetközi szakirodalom – a jelen elemzésünkkel összhangban – többségében pozitív kapcsolatot talált a problémás internethasználattal mind serdülő, mind fiatal felnőtt, mind felnőtt mintákon (pl. Lin és Tsai, 2002; Rahmani és Lavasani, 2011; Shi, Chen és Tian, 2011; Zhang, Li és Li, 2015). Ennek az lehet a magyarázata, hogy az internet rengeteg olyan funkciót és tevékenységet tartalmaz, amelyek kielégítik a szenzoros élménykereső személyek újdonság és izgalom iránti vágyát, azonnali megerősítést nyújt, és így az arra érzékenyeknél kialakulhat a problémás használat. Az elemzésünkben szignifikáns prediktornak bizonyuló rumináció kockázati szerepe szintén harmonizál a rendelkezésre álló kisszámú nemzetközi szakirodalmi adattal, habár a kutatások többsége a metakogníciókat (a saját tudásunkról rendelkezésre álló tudás, amelyet a hosszú távú emlékezetben tárolunk) és egyéb kognitív megküzdési módokat vizsgálta a problémás internethasználattal kapcsolatosan, melyeknek fontos alkotórésze a rumináció vagy a ruminatív gondolkodás, azonban kevés vizsgálat fókuszált eddig kifejezetten a rumináció és a problémás internethasználat kapcsolatára. Utóbbiak ugyanakkor pozitív kapcsolatot találtak a két változó között a serdülő korosztályban (McNicol és Thorsteinsson, 2017; Bağatarhan és Siyez, 2020). Nagyon hasonló a helyzet az aggodalmaskodás esetén is, mivel a metakogníciót mérő kérdőív egyik alskálája „a negatív hiedelmek az aggodalmaskodásról” nevet viseli, és bár tartalma megközelíti az OLAAP-vizsgálatban szereplő aggodalmaskodás konstruktumot, de nem fedi le teljesen („a negatív hiedelmek az aggodalmaskodásról” egy metaaggodalmaskodásnak felel meg inkább: aggodalom az aggodalmaskodás miatt). Az aggodalmaskodás és a problémás internethasználat kapcsolatára vonatkozóan egyelőre nincs kutatási adat a nemzetközi irodalomban.

## FELHASZNÁLT IRODALOM

- Bağatarhan, T. & Siyez, D. M. (2020). Rumination and Internet Addiction Among Adolescents: The Mediating Role of Depression. *Child and Adolescent Social Work Journal*, 1–10. doi: 10.1007/s10560-020-00715-y

- Bozkurt, H., Özer, S., Şahin, S. & Sönmezgöz, E. (2018). Internet use patterns and Internet addiction in children and adolescents with obesity. *Pediatric obesity, 13*(5), 301–306.
- Canan, F., Yildirim, O., Ustunel, T. Y., Sinani, G., Kaleli, A. H., Gunes, C. & Ataoglu, A. (2014). The relationship between internet addiction and body mass index in Turkish adolescents. *Cyberpsychology, Behavior, and Social Networking, 17*(1), 40–45.
- Demetrovics, Zs., Szeredi, B. & Nyikos, E. (2004). A Problémás Internethasználat Kérdőív bemutatása. *Psychiatria Hungarica, 19*(2), 141–160.
- Demetrovics, Zs., Szeredi, B. & Rózsa, S. (2008). The three-factor model of internet addiction: the development of the Problematic Internet Use Questionnaire. *Behavior Research Methods, 40*(2), 563–574. doi: 10.3758/BRM.40.2.563
- Islam, A., Hossin, M. Z. (2016). Prevalence and risk factors of problematic internet use and the associated psychological distress among graduate students of Bangladesh. *Asian Journal of Gambling Issues and Public Health, 6*, 11. doi: 10.1186/s40405-016-0020-1
- Koronczai, B., Urbán, R., Kökönyei, G., Paksi, B., Papp, K., Kun, B., ... Demetrovics, Zs. (2011). Confirmation of the three-factor model of problematic internet use on off-line adolescent and adult samples. *Cyberpsychology, Behavior, and Social Networking, 14*, 657–664. doi: 10.1089/cyber.2010.0345
- Lai, F. T. T., Kwan, J. L. Y. (2017). Socioeconomic influence on adolescent problematic Internet use through school-related psychosocial factors and pattern of Internet use. *Computers in Human Behavior, 68*, 121–136. doi: 10.1016/j.chb.2016.11.021
- Li, G., Hou, G., Yang, D., Jian, H. & Wang, W. (2019). Relationship between anxiety, depression, sex, obesity, and internet addiction in Chinese adolescents: A short-term longitudinal study. *Addictive Behaviors, 90*, 421–427.
- Li, L., Xu, D-D., Chai, J-X., Wang, D., Li, L., Zhang, L., ... Xiang, Y-T. (2018). Prevalence of Internet addiction disorder in Chinese university students: A comprehensive meta-analysis of observational studies. *Journal of Behavioral Addictions, 7*(3), 610–623. doi: 10.1556/2006.7.2018.53
- Lin, S. S. J., Tsai, C-C. (2002). Sensation seeking and internet dependence of Taiwanese high school adolescents. *Computers in Human Behavior, 18*(4), 411–426. doi: 10.1016/S0747-5632(01)00056-5
- McNicol, M. L., Thorsteinsson, E. B. (2017). Internet Addiction, Psychological Distress, and Coping Responses Among Adolescents and Adults. *Cyberpsychology, Behavior and Social Networking, 20*(5), 296–304. doi: 10.1089/cyber.2016.0669
- Mei, S., Yau, Y. H. C., Chai, J., Guo, J., Potenza, M. N. (2016). Problematic Internet use, well-being, self-esteem and self-control: Data from a high-school survey in China. *Addictive Behaviors, 61*, 74–79. doi: 10.1016/j.addbeh.2016.05.009

- Modara, F., Rezaee-Nour, J., Sayehmiri, N., Maleki, F., Aghakhani, N., Sayehmiri, K., Rezaei-Tavirani, M. (2017). Prevalence of Internet Addiction in Iran: A Systematic Review and Meta-analysis. *Addiction & Health*, 9(4), 243–252.
- Pan, Y.-C., Chiu, Y.-C., Lin, Y.-H. (2020). Systematic review and meta-analysis of epidemiology of internet addiction. *Neuroscience and Biobehavioral Reviews*, 118, 612–622. doi: 10.1016/j.neubiorev.2020.08.013
- Rahmani, S., Lavasani, M. (2011). The relationship between internet dependency with sensation seeking and personality. *Procedia – Social and Behavioral Sciences*, 30, 272–277. doi: 10.1016/j.SBSPRO.2011.10.054
- Shi, J., Chen, Z., Tian, M. (2011). Internet self-efficacy, the need for cognition, and sensation seeking as predictors of problematic use of the internet. *Cyberpsychology, Behavior and Social Networking*, 14(4), 231–4. doi: 10.1089/cyber.2009.0462
- Yasuma, N., Watanabe, K., Nishi, D., Ishikawa, H., Tachimori, H., Takeshima, T., ... Kawakami, N. (2019). Urbanization and Internet addiction in a nationally representative sample of adult community residents in Japan: A cross-sectional multi-level study. *Psychiatry Research*, 273, 699–705. doi: 10.1016/j.psychres.2019.01.094
- Yu, L., Recker, M., Chen, S., Zhao, N., Yang, Q. (2018). The Moderating Effect of Geographic Area on the Relationship Between Age, Gender, and Information and Communication Technology Literacy and Problematic Internet Use. *Cyberpsychology, Behavior and Social Networking*, 21(6), 367–373. doi: 10.1089/cyber.2017.0503
- Zhang, H., Li, D., Li, X. (2015). Temperament and problematic Internet use in adolescents: A moderated mediation model of maladaptive cognition and parenting styles. *Journal of Child and Family Studies*, 24(7), 1886–1897. doi: 10.1007/s10826-014-9990-8

## A KÖZÖSSÉGI OLDALAK PROBLÉMÁS HASZNÁLATA

### 1. A KÖZÖSSÉGI OLDALAK PROBLÉMÁS HASZNÁLATÁNAK ELTERJEDTSÉGE

A problémás közösségioldal-használat mértékét az OLAAP 2019 és a BLS 2019 kutatásban is a Bergen Közösségi Média Függettség Skálával (Bergen Social Media Addiction Scale; BSMAS; Bányai et al., 2017; Andreassen et al., 2016) mértük. A skála a közösségioldal-használattal kapcsolatos esetleges függőségi tüneteket, problémákat (pl. kontrollvesztés, teljesítményromlás, megvonási tünetek) méri. A problémás használat előfordulását látens profilelemzéssel (latent profile analysis; LPA) számoltuk ki. Az LPA-eljárás indikátorváltozóként a skála összpontszámát használtuk. A problémás közösségioldal-használattal kapcsolatos kérdéseket – szintén mindkét kutatásban – egy, a közösségioldal-használat életprevalencia - és haviprevalencia-becslését lehetővé tevő szűrőkérdés előzte meg. A BSMAS-kérdőívet csak azoktól vettük fel, akik az elmúlt 30 napban használtak közösségi oldalakat.

#### 1.1. A közösségi oldalak problémás használatának elterjedtsége a felnőtt lakosság körében

A magyarországi 18–64 éves népesség 74,9%-a ( $\pm 2,3$ ) használt már közösségi oldalakat valaha életében, és 71,0%-uk ( $\pm 2,4$ ) használta őket a kérdezést megelőző 30 napban is. A nemek között nem volt szignifikáns különbség egyik esetben sem (I. táblázat). Azok, akik az elmúlt 30 napban használtak közösségi oldalakat, saját becslésük alapján hetente átlagosan 10,26 órát ( $SD=8,73$ ) töltöttek ezzel a tevékenységgel. A nemi különbségek a heti közösségioldal-használattal töltött idő esetén sem szignifikánsak (férfiak = 10,66 óra ( $SD=9,49$ ), nők = 9,92 óra ( $SD=8,03$ );  $t=1,29(943)$ ,  $p=0,197$ ).

A problémás használat előfordulásának kiszámítására végzett LPA-elemzés során folyamatosan növeltük a vizsgált osztályok számát, és az illeszkedési mutatók, valamint a Lo–Mendell–Rubin-teszt alapján a kétosztályos megoldás

mellett döntöttünk. A két csoport a problémás közösségioldal-használat átlagos pontszámában különbözött egymástól: 7,57 (N=784) és 18,98 (N=76). A nagyobb pontszámmal rendelkező csoport esetén feltételeztük a problémás használat kockázatát. A 18–64 éves felnőtt lakosság körében a problémás közösségioldal-használat rizikójának előfordulása 6,1% ( $\pm 1,3$ ), a kérdezést megelőző 30 napon közösségi oldalt használók körében pedig 8,8% ( $\pm 1,9$ ). A férfiak és nők között nem volt szignifikáns különbség ebből a szempontból sem ( $\chi^2(1)=0,81$ ;  $p=0,369$ ;  $\varphi=0,03$ ) (1. táblázat).

**1. táblázat: A közösségi oldalak használatának prevalenciája és a problémás használat rizikójának előfordulása nemek szerint és összesen a magyarországi 18–64 éves népesség körében (az OLAAP 2019 vizsgálat adatai alapján, a válaszolók százalékában)**

	Férfiak		Nők		p	Összesen		
	N	%	N	%		N	%	CI
Használt már közösségi oldalakat életében (LTP)	636	72,6	719	76,8	0,080	1354	74,9	$\pm 2,3$
Használt közösségi oldalakat a kérdezést megelőző 30 napban (LMP)	641	68,6	723	73,2	0,066	1364	71,0	$\pm 2,4$
A problémás közösségioldal-használat rizikójának jelenléte	591	5,4	664	6,6	0,369	1255	6,1	$\pm 1,3$

Megjegyzések: N: válaszolók száma; p: szignifikancia-érték a Khi-négyzet próbához kapcsolódóan; CI: 95%-os megbízhatósági szinten számított konfidencia-intervallum.

## 1.2. A közösségi oldalak problémás használatának elterjedtsége a budapesti fiatal felnőttek körében

A Budapesti Longitudinális Kutatás (Budapest Longitudinal Study; BLS) 2019-es vizsgálatának eredményei alapján a budapesti 18–34 éves fiatal felnőttek 97,1%-a ( $\pm 0,5$ ) használt már közösségi oldalakat életében, és 94,2%-uk ( $\pm 0,7$ ) a kérdezést megelőző 30 napban is. A nők körében ez az arány mindkét esetben szignifikánsan magasabb volt, de az eltérés mértéke kicsi ( $\chi^2(1)=15,60$ ;  $p<0,001$ ;  $\varphi=0,064$ ; ill.  $\chi^2(1)=12,08$ ;  $p=0,001$ ;  $\varphi=0,056$ ) (2. táblázat). Ezek az értékek mindkét nem esetében 95%-os megbízhatósági szinten meghaladják a 18–64 éves felnőtt lakosság körében kapott országos arányokat.

A közösségi oldalak használatával töltött heti átlagos óraszám azoknak a budapesti fiatal felnőtteknek a körében, akik használtak közösségi oldalakat a megkérdezést megelőző hónapban, 12,03 (SD=10,82), ami több mint másfél órával magasabb a felnőtt népesség körében kapott országos átlagnál. A férfiak és a nők közösségioldal-használatával töltött heti átlagos ideje – hasonlóan a felnőtt népességben országosan tapasztaltakhoz – a budapesti fiatal felnőtt

lakosság körében sem tért el szignifikánsan egymástól (férfiak = 12,30 óra (SD=11,32), nők = 11,79 óra (SD=10,35);  $t=1,38(3461)$ ,  $p=0,167$ ).

A problémás közösségioldal-használat mértékét jelen mintában szintén látni profilelemzéssel vizsgáltuk, de ezúttal három csoportot kaptunk, amelyek szintén a problémás használat pontszámában különböztek egymástól: 6,52 (N=2738), 11,57 (N=544) és 18,55 (N=182). A legmagasabb pontszámmal rendelkező csoport esetén feltételezzük a problémás használat kockázatát. A BLS 2019-es vizsgálatának eredményei alapján a budapesti fiatal felnőttek 4,9%-ára ( $\pm 0,7$ ), a kérdezést megelőző 30 napon közösségi oldalt használóknak pedig 5,2%-ára ( $\pm 0,7$ ) volt jellemző a problémás közösségioldal-használat rizikójának jelenléte, és a két nem között nem volt szignifikáns különbség (2. táblázat).

**2. táblázat: A közösségioldal-használat prevalenciája és a problémás közösségioldal-használat rizikójának előfordulása nemek szerint és összesen a budapesti 18–34 éves fiatal felnőtt lakosság körében (a BLS 2019 adatfelvétel alapján, a válaszolók százalékában)**

	Férfiak		Nők		p	Összesen		
	N	%	N	%		N	%	CI
Használt már közösségi oldalakat életében (LTP)	1839	96,0	1965	98,1	<0,001	3804	97,1	$\pm 0,5$
Használt közösségi oldalakat a kérdezést megelőző 30 napban (LMP)	1847	92,9	1970	95,5	0,001	3817	94,2	$\pm 0,7$
A problémás közösségioldal-használat rizikójának jelenléte	1788	4,6	1895	5,2	0,458	3684	4,9	$\pm 0,7$
Megjegyzések: N: válaszolók száma; p: Khi-négyzet próbához kapcsolódó szignifikancia-érték; CI: 95%-os megbízhatósági szinten számított konfidencia-intervallum.								

## 2. A PROBLÉMÁS KÖZÖSSÉGIOLDAL-HASZNÁLAT SZOCIODEMOGRÁFIAI ÉS PSZICHOLÓGIAI MINTÁZÓDÁSA A FELNÖTT LAKOSSÁG KÖRÉBEN

A 18–64 éves népesség körében a problémás közösségioldal-használat rizikójának mintázódását leíró-statisztikai eszközökkel a főbb szociodemográfiai jellemzők – életkor, urbanizációs és kulturális státusz –, valamint a testtömeg-index mentén vizsgáltuk. Az életkori csoportok szerint a problémás közösségioldal-használat kockázatának előfordulási aránya szignifikánsan eltért a korcsoportok között: a 25–34 korosztályban volt a legmagasabb, 10,7% ( $\pm 3,9$ ), míg a 45–54 évesek körében a legalacsonyabb, 2,5 ( $\pm 1,8$ ) (3. táblázat). A problémás közösségioldal-használat rizikója szignifikáns kapcsolatot mutatott a településmérettel is: az 50 ezer főnél kisebb települések esetén volt a legkisebb, 3,6% ( $\pm 1,3$ ), és az ennél nagyobb méretű vidéki települések esetén a legnagyobb, 13,9% ( $\pm 4,7$ ). A problémás közösségioldal-használat kockázatának előfordulási

aránya szignifikánsan eltért a várható legmagasabb iskolai végzettség kategóriái között is: a legalacsonyabb végzettségűek között volt a legalacsonyabb (2,6%,  $\pm 2,5$ ), és az érettségizettek között a legmagasabb (8,9%,  $\pm 2,7$ ). A testtömeg-index alapján képzett kategóriák azonban nem mutattak szignifikáns kapcsolatot a problémás közösségioldal-használattal.

**3. táblázat: A problémás közösségioldal-használat rizikójának mintázódása a főbb szociodemográfiai tényezők mentén a magyarországi 18–64 éves népesség körében (az OLAAP 2019 vizsgálat adatai alapján, a válaszolók százalékában)**

	N	%	$\chi^2$ (df)	p	V
<b>Korcsopart</b>					
18–24	137	8,8	18,33 (4)	0,001	0,12
25–34	244	10,7			
35–44	325	5,9			
45–54	282	2,5			
55–64	267	4,5			
<b>Településméret</b>					
<50 000	831	3,6	32,57 (2)	<0,001	0,16
≥50 000	208	13,9			
Budapest	215	7,4			
<b>Várható legmagasabb iskolai végzettség</b>					
8 általános vagy kevesebb	153	2,6	10,26 (3)	0,016	0,09
szakmunkás	444	5,4			
érettségi	426	8,9			
felsőfok / egyetem utáni képzés	233	4,7			
<b>Testtömeg-index (BMI)</b>					
Soványság	25	16,0	6,03 (3)	0,110	0,07
Normális testsúly	535	6,5			
Túlsúlyosság	430	5,8			
Elhízás	139	3,6			
Megjegyzések: N: válaszolók száma; $\chi^2$ (df): Khi-négyzet statisztika és a kapcsolódó szabadságfok-értékek; p: szignifikancia-érték a Khi-négyzet próbához kapcsolódóan; V: Cramer-féle V együttható. A szignifikáns kapcsolatot ( $p < 0,050$ ) mutató változók szürke mezővel kerültek kiemelésre					

A problémás közösségioldal-használat rizikójának további kapcsolatát szociodemográfiai és pszichológiai változókkal a 4. táblázat mutatja be. A táblázat tartalmazza az egyes háttérváltozók és a problémás közösségioldal-használat rizikója

közötti páronkénti, nem kontrollált kapcsolatokat is, de jelen fejezetben szövegesen csak a többváltozós elemzés eredményeit ismertetjük. Utóbbi során egy bináris logisztikus regressziós modell került létrehozásra a problémás közösségioldal-használat rizikójának magyarázatára (0 = Nincs jelen, 1 = Jelen van a rizikó a problémás közösségioldal-használatra), ENTER-módszerrel, mely a szociodemográfiai és pszichológiai prediktor-változókat egyszerre tartalmazta. A létrehozott bináris logisztikus regressziós modell a problémás közösségioldal-használat rizikójának jelenlétének becslésére szignifikánsan jobbnak bizonyult, mint a kiindulási, prediktor-változókat még nem tartalmazó modell ( $\chi^2(28)=127,40$ ;  $p<0,001$ ; Cox & Snell  $R^2=0,16$ ; Nagelkerke  $R^2=0,45$ ). A létrehozott modell 95,8%-ban helyesen jósolja be a résztvevők csoporttagságát összességében, ami csupán csekély mértékű, 1,3%-nyi emelkedést jelent a kiindulási modell által nyújtott klasszifikációs teljesítményhez (94,4%) képest. A közösségioldal-használatra vonatkozó rizikót mutató személyek besorolási pontossága a modell alapján 32,3%. A modellbe bevont magyarázó változók közül egyedül a hátrányos anyagi helyzet bizonyult szignifikánsnak, ami szignifikáns negatív együttjárást mutatott a közösségioldal-használat kockázatával. A mutató egy egységnyi növekedése esetén 19%-kal kisebb a problémás közösségioldal-használat kockázatának esélye.

**4. táblázat: Bináris logisztikus regressziós modellek: szociodemográfiai és pszichológiai tényezők kapcsolata a közösségi oldalakra vonatkozó problémás használat rizikójával a magyarországi 18–64 éves népesség körében (az OLAAP 2019 vizsgálat adatai alapján)**

	Páronkénti, nemkontrollált összefüggések a közösségi oldalakra vonatkozó problémás használat rizikójával <sup>1</sup>		Többváltozós modell a közösségi oldalakra vonatkozó problémás használat rizikójának előrejelzésére <sup>2</sup>	
	OR [95% CI]	p	OR [95% CI]	p
Női nem (ref.: férfi nem)	1,27 [0,79–2,04]	0,318	1,53 [0,58–4,05]	0,391
Életkor	0,97 [0,95–0,99]	0,002	0,96 [0,92–1,00]	0,062
Testtömeg-index (BMI)	0,95 [0,89–1,01]	0,109	1,05 [0,94–1,17]	0,427
Településméret (ref.: 50 ezer fő alatti lakosságú település)				
legalább 50 ezer fős vidéki város	4,36 [2,56–7,43]	<0,001	2,02 [0,73–5,57]	0,176

- 1 A páronkénti kapcsolatok tesztelése külön-külön elvégzett bináris logisztikus regressziós modellek keretében történt, melyben a kimeneti változó a problémás közösségioldal-használat rizikója (0 = Nincs jelen, 1 = Jelen van), míg a magyarázó változó az adott sorban megemlített változó volt.
- 2 Bináris logisztikus regressziós modell, melyben a kimeneti változó a problémás közösségioldal-használat rizikója (0 = Nincs jelen, 1 = Jelen van), míg magyarázó változóként az első oszlopban felsorolt változókat egyszerre tartalmazta a modell (N=757; 54,7%).



	Páronkénti, nemkontrollált összefüggések a közösségi oldalakra vonatkozó problémás használat rizikójával <sup>1</sup>		Többváltozós modell a közösségi oldalakra vonatkozó problémás használat rizikójának előrejelzésére <sup>2</sup>	
	OR [95% CI]	p	OR [95% CI]	p
Budapest	2,19 [1,18–4,08]	0,013	2,55 [0,87–7,46]	0,088
Várható legmagasabb iskolai végzettség (ref.: 8 általános vagy kevesebb)				
szakmunkás	2,24 [0,75–6,69]	0,149	0,25 [0,03–2,43]	0,232
érettségi	3,77 [1,29–10,98]	0,015	0,46 [0,05–4,28]	0,496
felsőfok / egyetem utáni képzés	1,85 [0,56–6,07]	0,311	0,17 [0,01–2,18]	0,172
Szakképzettség megléte (ref.: szakképzettség hiánya)	0,87 [0,47–1,60]	0,658	4,78 [0,80–28,76]	0,087
Intergenerációs képzettségi mobilitás (ref.: felfelé történő mobilitás)				
nincs mobilitás	0,83 [0,51–1,34]	0,443	1,02 [0,39–2,63]	0,972
lefelé történő mobilitás	0,92 [0,27–3,09]	0,890	1,15 [0,15–9,02]	0,893
Munkavégzéssel töltött idő (órák száma)	1,01 [0,99–1,02]	0,419	1,00 [0,97–1,03]	0,917
Háztartás havi nettó jövedelme (ref.: 125 ezer Ft vagy kevesebb)*				
126–180 ezer Ft	1,77 [0,40–7,80]	0,452	–	
181–255 ezer Ft	0,83 [0,19–3,69]	0,807	–	
256–380 ezer Ft	0,71 [0,16–3,09]	0,650	–	
381–400 ezer Ft	0,74 [0,16–3,55]	0,708	–	
400 ezer Ft felett	0,75 [0,15–3,66]	0,722	–	
Hátrányos anyagi helyzet	0,91 [0,84–0,98]	0,011	0,81 [0,68–0,96]	0,012
Háztartásméret	0,92 [0,76–1,11]	0,384	0,95 [0,67–1,34]	0,765
Együttélő kapcsolat megléte (ref.: kapcsolat hiánya)*	0,51 [0,30–0,89]	0,017	–	
Családban előforduló kockázati magatartások száma	1,31 [1,16–1,48]	<0,001	1,23 [1,00–1,52]	0,054
Vallásosság (ref.: nem vallásos / ateista)				
vallásos	0,46 [0,27–0,78]	0,004	1,10 [0,42–2,87]	0,846
nem tudja	1,00 [0,40–2,26]	0,992	0,40 [0,08–1,96]	0,260
Anómia	1,06 [1,03–1,10]	<0,001	1,02 [0,94–1,10]	0,727
Élettel való elégedettség (általános)	0,70 [0,56–0,87]	<0,001	0,69 [0,40–1,19]	0,180
Társas integráció	1,45 [1,10–1,91]	0,008	0,98 [0,58–1,66]	0,943
Általános jóllét	0,88 [0,82–0,95]	0,001	0,93 [0,78–1,10]	0,389
Impulzivitás	1,18 [1,12–1,24]	<0,001	1,04 [0,92–1,17]	0,535
Szenzoros élménykeresés	1,16 [1,12–1,20]	<0,001	1,08 [1,00–1,16]	0,054

	Páronkénti, nemkontrollált összefüggések a közösségi oldalakra vonatkozó problémás használat rizikójával <sup>1</sup>		Többváltozós modell a közösségi oldalakra vonatkozó problémás használat rizikójának előrejelzésére <sup>2</sup>	
	OR [95% CI]	p	OR [95% CI]	p
Rumináció	1,18 [1,13–1,22]	<0,001	1,09 [0,99–1,20]	0,079
Aggodalmaskodás	1,35 [1,26–1,45]	<0,001	1,15 [0,97–1,37]	0,099
Testi tünetek	5,12 [3,25–8,08]	<0,001	2,02 [0,74–5,48]	0,169
Mentalizáció: bizonyosság	0,31 [0,22–0,42]	<0,001	0,64 [0,33–1,26]	0,198
Mentalizáció: bizonytalanság	3,21 [2,05–5,03]	<0,001	0,51 [0,17–1,58]	0,244
Megjegyzések. OR [95% CI]: Esélyhányados a kapcsolódó 95%-os konfidencia-intervallummal. ref.: referenciakategória az adott változó tekintetében. A többváltozós modellben szignifikáns ( $p < 0,050$ ) szerepet kapó változók szürke mezővel kerültek kiemelésre. * A prediktor-változót nem tartalmazza a többváltozós modell, mivel azon nagyszámú hiányzó adat található.				

### 3. A MAGYARORSZÁGI FELNŐTT LAKOSSÁG PROBLÉMÁS KÖZÖSSÉGIOLDAL-HASZNÁLATA NEMZETKÖZI KONTEXTUSBAN

Az OLAAP 2019-es kutatásban vizsgált problémás közösségioldal-használat prevalencia-értéke a magyarországi 18–64 éves népesség körében (6,1% a teljes lakosság körében, 8,8% az elmúlt 30 napban közösségi médiát használók körében) nehezen összevethető a korábbi kutatási eredményekkel, mert egyrészt a 18–64 év közöttieket érintő reprezentatív mintán eddig még nem történt prevalenciameghatározás, másrészt az elérhető kutatásokban különböző mérőeszközök felvételével történt a problémás közösségimédia-használat mérése, illetve a gyakran használt BSMAS (Andreassen et al., 2016) mérőeszköz esetén különböző küszöbértékeket/metódusokat használtak az egyes mintákon a problémás használat definíciójára (ld. Cheng et al., 2021). A jelen kutatásban használt LPA-eljárás a csoportok meghatározására minden populáción egyedi, csak az adott populáción értelmezhető. Az is nehezíti az eredmények összehasonlíthatóságát, hogy a kutatások elég nagy hányadában specifikus közösségi oldalak használata esetében vizsgálták a problémás használatot (a leggyakoribbak a kizárólag Facebook-használatot vizsgáló kutatások), nem pedig minden közösségi oldalt tekintetbe véve,<sup>3</sup> mint az OLAAP- vagy a BLS-vizsgálat esetén.

3 Abban az esetben, amikor a kérdés általában vonatkozik a közösségi oldalakra, az is nehezítheti a prevalencia-értékek összehasonlíthatóságát, hogy bizonytalan, mely közösségi oldalakra gondoltak a kérdőívet kitöltők akkor, amikor számba vették a közösségioldal-használatukból adódó nehézségeiket. Az adott kérdőív instrukciójában a „községi

Az OLAAP 2019 eredményeivel leginkább összehasonlítható adat egy svéd, 16–80 év közötti felnőtt lakosság reprezentatív mintáján történő kutatás (Henzel & Håkansson, 2021) eredménye, melyben szintén a BSMAS (Andreassen et al., 2016) mérőeszközt és egy 19 pontos küszöbértéket használták a problémás használat meghatározására. A minta 5%-a érte el ezt a küszöbértéket.

A 18–34 év közötti budapesti felnőttek között a problémás közösségioldal-használat prevalenciája 4,9%, a kérdezést megelőző 30 napon közösségi oldalt használók esetén pedig 5,2%. Hasonló életkori sávban készült Reer, Festl és Quandt (2020) kutatása, ahol 14 és 39 év közötti internethasználók reprezentatív mintáján 2,7%-ukat találták a közösségi oldalakat legalább néha használók közül problémás használónak, bár más mérőeszközt használtak, mint a BLS-ben használt kérdőív.

A problémás közösségioldal-használat szociodemográfiai mutatókkal való összefüggéseit tekintve, eredményeinkkel egybehangzóan az életkor növekedésével más vizsgálatok szerint is csökken a problémás használat előfordulása: a legérintettebb korosztályt mindig a serdülők jelentik (Barbar et al., 2020; Uram & Skalski, 2020; Cheng et al., 2021; Henzel & Håkansson, 2021). Cheng et al. (2021), valamint Henzel és Håkansson (2021) értelmezése szerint az életkori mintázódást indokolhatja a digitális eszköz-használat fiatalok közti elterjedése és az ehhez fűződő kompetenciák nagyobb foka. Utóbbi adódik abból is, hogy egyre fiatalabb korban találkoznak először közösségi oldalakkal, így hamar megtanulják annak használatát. Mivel a fiatalabbak rutinszerűen használják a közösségi médiát, előnyben is részesítik azt egyéb kommunikációs eszközökkel szemben, és a gyakori használat nagyobb kitettséget jelent a függőség kialakulása szempontjából. Az idősebb korosztály számára védelmet jelentenek a függőség kialakulásával szemben azok a kötelezettségek és feladatok, amelyek csökkentik a közösségi oldalakkal töltött időt az esetükben. Ugyanakkor az olyan motivációs faktorok is fontosak lehetnek az életkori különbségeket illetően, mint a FoMO (fear of missing out), vagyis a kimaradástól való félelem, amely a fiatalabbakra inkább jellemző, és amely szoros összefüggést mutat a problémás közösségi média-használattal (Uram és Skalski, 2020).

Több tanulmány is kapcsolatot talált a problémás internethasználat (pl. Bozkurt et al., 2018) és az elhízás, valamint a problémás közösségioldal-használat és az elhízás között (pl. Jolliff et al., 2020). A mi eredményeink alapján a magyarországi felnőtt lakosság körében nincs ilyen összefüggés. A további

---

oldal” terminus használata néhány példával történik (Facebook, Twitter), de nem tartalmaz egy átfogó definíciót. Ugyanakkor a kérdőívet kitöltők fejében eltérő fogalomhasználat lehetséges (pl. a YouTube beletartozik-e a közösségi oldal körébe, vagy sem), ami különböző válaszokhoz vezethet.

szociodemográfiai jellemzők esetében, amelyeknél vizsgálatunk összefüggést mutatott a problémás közösségioldal-használattal – mint a településnagyság és a hátrányos anyagi helyzet –, nemzetközi kutatási adatok nem állnak rendelkezésre.

## FELHASZNÁLT IRODALOM

- Andreassen, C. S., Billieux, J., Griffiths, M. D., Kuss, D. J., Demetrovics, Zs., Mazzoni, E. & Pallesen, S. (2016). The relationship between addictive use of social media and video games and symptoms of psychiatric disorders: A large-scale cross-sectional study. *Psychology of Addictive Behaviors*, 30(2), 252–262. doi: 10.1037/adb0000160
- Bányai, F., Zsila, Á., Király, O., Maráz, A., Elekes, Zs., Griffiths, M. D., ... Demetrovics, Zs. (2017). Problematic social media use: Results from a large-scale nationally representative adolescent sample. *PLoS ONE*, 12(1), e0169839.
- Barbar, S., Haddad, C., Sacre, H., Dagher, D., Akel, M., Kheir, N., ... Obeid, S. (2020). Factors associated with problematic social media use among a sample of Lebanese adults: The mediating role of emotional intelligence. *Perspectives in Psychiatric Care*, 57, 1313–1322. doi: 10.1111/ppc.12692
- Bozkurt, H., Özer, S., Şahin, S. & Sönmezgöz, E. (2018). Internet use patterns and Internet addiction in children and adolescents with obesity. *Pediatric obesity*, 13(5), 301–306.
- Cheng, C., Lau, Y.-C., Chan, L. & Luk, J. W. (2021). Prevalence of social media addiction across 32 nations: Meta-analysis with subgroup analysis of classification schemes and cultural values. *Addictive Behaviors*, 117, 106845. doi: 10.1016/j.add-beh.2021.106845
- Henzel, V. & Håkansson, A. (2021). Hooked on virtual social life. Problematic social media use and associations with mental distress and addictive disorders. *PLoS ONE*, 16(4), e0248406. doi: 10.1371/journal.pone.0248406
- Jolliff, A. F., Moreno, M. A. & D'Angelo, J. (2020). The mediating role of depressive and anxiety symptoms in the association between obesity and problematic social media use in young adults. *Obesity Science & Practice*, 6(5), 454–459.
- Reer, F., Festl, R. & Quandt, T. (2020). Investigating problematic social media and game use in a nationally representative sample of adolescents and younger adults. *Behaviour & Information Technology*, 40(8), 776–789. doi: 10.1080/0144929X.2020.1724333
- Uram, P. & Skalski, S. (2020). Still Logged in? The Link Between Facebook Addiction, FoMO, Self-Esteem, Life Satisfaction and Loneliness in Social Media Users. *Psychological Reports*. doi: 10.1177/0033294120980970

## MOBILTELEFON-HASZNÁLAT ÉS A TELEFONTÓL VALÓ FÜGGÉS

### 1. A MOBILTELEFON-HASZNÁLAT ÉS A TELEFONTÓL VALÓ FÜGGÉS ELTERJEDTSÉGE

A telefontól való függés mértékét jelen kutatásban a Problematic Mobile Phone Use 2 Questionnaire (PMPUQ-SV; Lopez-Fernandez et al., 2018) Dependencia alskálájával mértük. A tételek arra vonatkoznak, hogy az egyén mennyire van „összenőve” a telefonjával, mennyire könnyen vagy nehezen tudja nélkülözni azt, vagyis a telefontól való – köznap értelemben vett – függést méri, s nem klinikai értelemben vett függőséget. Utóbbi szükségyszerűen problémás használatot feltételez, az általunk alkalmazott mérőeszköz azonban a használatához kapcsolódó problémák mértékét nem mérte. A telefontól való függés előfordulását latens profilelemzéssel (latent profile analysis; LPA) számoltuk ki. Az LPA-eljárás indikátorváltozójaként az alskála összpontszámát használtuk.

#### 1.1. A mobiltelefon-használat és a telefontól való függés elterjedtsége a felnőtt lakosság körében

A magyarországi 18–64 éves népesség 2,6%-a ( $\pm 0,8$ ) nem használ mobiltelefont, 21,1%-a ( $\pm 2,2$ ) csak hagyományos mobiltelefont használ, 76,4%-a ( $\pm 2,2$ ) pedig okostelefont vagy azt is használ. A nemek között nem volt szignifikáns különbség ebben a tekintetben (1. táblázat).

A problémás használat előfordulásának kiszámítására végzett LPA-elemzés során folyamatosan növeltük a vizsgált osztályok számát, és az illeszkedési mutatók, valamint a Lo–Mendell–Rubin-teszt alapján a négyosztályos megoldás mellett döntöttünk. A négy csoport a telefontól való függés átlagos pontszámában különbözött egymástól: 6,25 (N=288); 10,51 (N=367); 14,57 (N=356) és 18,55 (N=207). A legmagasabb pontszámmal rendelkező csoport esetén feltételezzük a telefontól való függés állapotát. A 18–64 éves lakosság körében a telefontól való függés előfordulása 16,5% ( $\pm 2,1$ ), a mobiltelefont használók

körében pedig 17,0% ( $\pm 2,1$ ). A férfiak és nők között nem volt szignifikáns különbség ebből a szempontból sem ( $\chi^2(1)=3,18$ ;  $p=0,075$ ;  $\varphi=-0,05$ ) (1. táblázat).

**1. táblázat: A mobiltelefon-használat és a telefontól való függés előfordulása nemek szerint és összesen a magyarországi 18–64 éves népesség körében (az OLAAP 2019 vizsgálat adatai alapján, a válaszolók százalékában)**

	Férfiak		Nők		P	Összesen		
	N	%	N	%		N	%	CI
Nem használ mobiltelefont		2,5		2,6			2,6	$\pm 0,8$
Csak hagyományos mobiltelefont használ	645	22,3	731	20,0	0,565	1377	21,1	$\pm 2,2$
Okostelefont (is) használ		75,2		77,4			76,4	$\pm 2,2$
Telefontól való függés	577	18,5	676	14,8	0,075	1254	16,5	$\pm 2,1$

Megjegyzések: N: válaszolók száma; p: szignifikancia-érték a Khi-négyszet próbához kapcsolódóan; CI: 95%-os megbízhatósági szinten számított konfidencia-intervallum.

## 1.2. A mobiltelefon-használat és a telefontól való függés elterjedtsége a budapesti fiatal felnőttek körében

A Budapesti Longitudinális Kutatás (Budapest Longitudinal Study; BLS) 2019-es vizsgálatának eredményei alapján a budapesti 18–34 éves fiatal felnőttek 0,3%-a ( $\pm 0,2$ ) nem használ mobiltelefont, 2,2%-a ( $\pm 0,5$ ) csak hagyományos mobiltelefont használ, 97,5%-a ( $\pm 0,5$ ) pedig okostelefont vagy azt is használ. A nők körében szignifikánsan magasabb volt az okostelefon-használat aránya, de az eltérés mértéke rendkívül alacsony ( $\chi^2(2)=8,44$ ;  $p=0,015$ ;  $\varphi=-0,05$ ) (2. táblázat). A felnőtt lakosság vonatkozásában országosan kapott értékekkel összehasonlítva 95%-os megbízhatósági szinten azt mondhatjuk, hogy a fővárosi fiatal felnőttek körében magasabb azok aránya, akik okostelefont (is) használnak, míg a kizárólag hagyományos mobiltelefont használók, illetve azok aránya, akik nem használnak mobiltelefont, egyértelműen kisebb.

A telefontól való függés mértékét a jelen mintában – a felnőtt lakosság körében végzett elemzésekhez hasonlóan – szintén látens profilelemzéssel számoltuk ki, és ezúttal is négy csoportot kaptunk, amelyek átlagos pontszáma (és elemszáma) a következőképp alakult: 6,38 (N=376); 10,97 (N=883); 14,79 (N=1144) és 18,66 (N=1383). A legmagasabb pontszámmal rendelkező csoport esetén feltételezzük a telefontól való függés állapotát. A budapesti fiatal felnőttek 36,4%-ára ( $\pm 1,5$ ) volt jellemző a telefontól való függés, és nem volt szignifikáns különbség a férfiak és nők között ebből a szempontból (2. táblázat).

**2. táblázat: A mobiltelefon-használat és a telefontól való függés előfordulása nemek szerint és összesen a budapesti 18–34 éves fiatal felnőtt lakosság körében (a BLS 2019 adatfelvétel alapján, a válaszolók százalékában)**

	Férfiak		Nők		p	Összesen		
	N	%	N	%		N	%	CI
Nem használ mobiltelefont	1873	0,4	1997	0,2	0,015	3870	0,3	±0,2
Csak hagyományos mobiltelefont használ		2,8		1,6			2,2	±0,4
Okostelefont (is) használ		96,7		98,2			97,5	±0,5
Telefontól való függés	1837	35,8	1961	37,0	0,461	3798	36,4	±1,5

Megjegyzések: N: válaszolók száma; p: szignifikancia-érték a Khi-négyzet próbához kapcsolódóan; CI: 95%-os megbízhatósági szinten számított konfidencia-intervallum.

## 2. A TELEFONTÓL VALÓ FÜGGÉS SZOCIODEMOGRÁFIAI ÉS PSZICHOLÓGIAI MINTÁZÓDÁSA A FELNŐTT LAKOSSÁG KÖRÉBEN

A 18–64 éves népesség körében a telefontól való függés mintázódását leíró-statisztikai eszközökkel a főbb szociodemográfiai jellemzők – életkor, urbanizációs és kulturális státusz – mentén vizsgáltuk. Az életkori csoportok szerint a telefontól való függés előfordulási aránya szignifikánsan eltért a korcsoportok között: a 18–24 és a 25–34 éves korosztályokban volt a legmagasabb, 23,1% ( $\pm 7,1$ ) és 23,1% ( $\pm 5,2$ ), míg az 55–64 éves felnőttek körében a legalacsonyabb, 8,9% ( $\pm 3,4$ ) (3. táblázat). A telefontól való függés szignifikáns kapcsolatot mutatott a településmérettel is: hasonló volt a kis és nagy lakosságú vidéki településeken, 14,6% ( $\pm 2,4$ ); és 11,3% ( $\pm 4,2$ ), és sokkal magasabb a budapestiek körében, 29,3% ( $\pm 6,1$ ). A várható legmagasabb iskolai végzettség kategóriái szintén szignifikáns kapcsolatot mutattak a telefontól való függéssel. A 8 általánost vagy kevesebbet végzők körében volt a legalacsonyabb az arány, 4,8% ( $\pm 3,4$ ), míg a felsőfokú oktatási intézményt / egyetemet végzettek körében volt a legmagasabb, 22,5% ( $\pm 5,3$ ) (3. táblázat).

**3. táblázat: A telefontól való függés mintázódása a főbb szociodemográfiai tényezők mentén a magyarországi 18–64 éves népesség körében (az OLAAP 2019 vizsgálat adatai alapján, a válaszolók százalékában)**

	N	%	$\chi^2$ (df)	p	V
Korcsoport					
18–24	134	23,1	25,86 (4)	<0,001	0,14
25–34	255	23,1			
35–44	322	17,4			
45–54	283	13,1			
55–64	258	8,9			

	N	%	$\chi^2$ (df)	p	V
<b>Településméret</b>					
<50 000	816	14,6	32,14 (2)	<0,001	0,16
≥50 000	222	11,3			
Budapest	215	29,3			
<b>Várható legmagasabb iskolai végzettség</b>					
8 általános vagy kevesebb	147	4,8	21,82 (3)	<0,001	0,13
szakmunkás	434	15,7			
érettségi	431	17,9			
felsőfok/egyetem utáni képzés	240	22,5			
Megjegyzések: N: válaszolók száma; $\chi^2$ (df): Khi-négyzet statisztika és a kapcsolódó szabadságfok-értékek; p: szignifikancia-érték a Khi-négyzet próbához kapcsolódóan; V: Cramer-féle V együtttható; A szignifikáns kapcsolatot (p<0,050) mutató változók szürke mezővel kerültek kiemelésre					

A telefontól való függés további kapcsolatát a szociodemográfiai és pszichológiai változókkal a 4. táblázat mutatja be. A táblázat tartalmazza az egyes háttérváltozók és a telefontól való függés közötti páronkénti, nemkontrollált kapcsolatokat, valamint egy többváltozós elemzés eredményeit.

A páronkénti, nemkontrollált elemzések eredményei alapján a fiatalabb életkor, a fővárosi lakhely, a magasabb iskolai végzettség, illetve a szakképzettség megléte, a több munkavégzéssel töltött idő, a magasabb jövedelem, a kevésbé hátrányos anyagi helyzet, a magasabb anómia-pontszám,<sup>1</sup> az étellel való nagyobb elégedettség, a magasabb általános jóllét, a nagyobb impulzivitás,<sup>2</sup> a nagyobb szenzoros élménykeresés,<sup>3</sup> a kisebb rumináció-pontszám,<sup>4</sup> a kevesebb aggodalmaskodás<sup>5</sup> és a kevesebb testi tünet járt együtt a telefontól való függés nagyobb kockázatával, továbbá a vallásos személyek esetében (összehasonlítva a nem vallásos / ateista személyekkel) szignifikánsan kisebb volt a telefontól való függés esélye.

A többváltozós elemzés során egy bináris logisztikus regressziós modell került létrehozásra a telefontól való függés magyarázatára (0 = Nincs jelen, 1

1 Anómia: a normaszegés és/vagy a hatalomnélküliség és/vagy az orientációhiány és/vagy az elidegenedés érzéseinek fokozott jelenléte.

2 Impulzivitás: amikor a válaszolóra jellemző a megfontolatlan és a cselekedeteiben, a tervezés hiánya és a figyelem megtartásának hiánya.

3 Szenzoros élménykeresés: ha a személyre inkább jellemző, hogy újszerű és intenzív élményeket keres, akár kockázatok árán is.

4 Rumináció: ha a válaszoló hajlamos negatív érzelmein, azok okain és következményein rágódni.

5 Aggodalmaskodás: ha a válaszolóra jellemző, hogy állandó jelleggel, sok helyzetben és kontrollálhatatlanul aggódik.



= Jelen van a telefontól való függés rizikója), ENTER-módszerrel, mely a szociodemográfiai és pszichológiai prediktor-változókat egyszerre tartalmazta. A létrehozott modell a telefontól való függés meglétének becslésére szignifikánsan jobbnak bizonyult, mint a kiindulási, prediktor-változókat még nem tartalmazó modell ( $\chi^2(27)=179,87$ ;  $p<0,001$ ; Cox & Snell  $R^2=0,19$ ; Nagelkerke  $R^2=0,32$ ), és összességében a résztvevők csoporttagságát 87,0%-ban, a telefontól való függéssel jellemezhető személyeket pedig 32,4%-ban jóslta be helyesen. A többváltozós bináris logisztikus regressziós modellbe bevont magyarázó változók közül a kérdezett életkora, a településméret, az anómia, az étellel való általános elégedettség és a rumináció bizonyult szignifikánsnak. Az életkor szignifikáns negatív együttjárást mutatott a telefontól való függéssel, vagyis az a fiatalabbak körében fordul inkább elő. A fővárosban lakás 76%-kal növelte a telefontól való függés esélyét. Az anómia és az étellel való általános elégedettség szignifikáns és pozitív kapcsolatot mutattak a telefontól való függéssel, míg a rumináció szignifikáns negatív kapcsolatot. Az anómia-összpontszám egységnyi növekedése esetén 17,5%-kal magasabb, az étellel való általános elégedettség egységnyi növekedése esetén több mint 200%-kal magasabb, a Ruminatív Válaszstílus Kérdőív egy egységnyi növekedése esetén pedig 7%-kal kisebb a telefontól való függés esélye.

**4. táblázat: Bináris logisztikus regressziós modellek: szociodemográfiai és pszichológiai tényezők kapcsolata a telefontól való függéssel a magyarországi 18–64 éves népesség körében (az OLAAP 2019 vizsgálat adatai alapján)**

	Páronkénti, nemikontrollált összefüggések a telefontól való függéssel <sup>6</sup>		Többváltozós modell a telefontól való függés előrejelzésére <sup>7</sup>	
	OR [95% CI]	p	OR [95% CI]	p
Női nem (ref.: férfi nem)	0,76 [0,56–1,02]	0,071	0,88 [0,55–1,40]	0,584
Életkor	0,97 [0,96–0,98]	<0,001	0,97 [0,95–0,99]	0,003
Településméret (ref.: 50 ezer fő alatti lakosságú település)				
legalább 50 ezer fős vidéki város	0,75 [0,47–1,18]	0,209	0,82 [0,43–1,55]	0,536
Budapest	2,41 [1,70–3,43]	<0,001	1,76 [1,02–3,05]	0,043

6 A páronkénti kapcsolatok tesztelése külön-külön elvégzett bináris logisztikus regressziós modellek keretében történt, melyben a kimeneti változó a telefontól való függés (0 = Nincs jelen, 1 = Jelen van), míg a magyarázó változó az adott sorban megemlített változó volt.

7 Bináris logisztikus regressziós modell, melyben a kimeneti változó a telefontól való függés (0 = Nincs jelen, 1 = Jelen van), míg magyarázó változóként az első oszlopban felsorolt változókat egyszerre tartalmazta a modell (N=840; 60,7%).

	Párónkénti, nemkontrollált összefüggések a telefontól való függéssel*		Többváltozós modell a telefontól való függés előrejelzésére†	
	OR [95% CI]	p	OR [95% CI]	p
<b>Várható legmagasabb iskolai végzettség (ref: 8 általános vagy kevesebb)</b>				
szakmunkás	3,68 [1,66–8,19]	0,001	1,23 [0,29–5,13]	0,782
érettségi	4,33 [1,95–9,59]	<0,001	1,04 [0,24–4,56]	0,958
felsőfok / egyetem utáni képzés	5,80 [2,57–13,10]	<0,001	1,94 [0,41–9,28]	0,406
Szakképzettség megléte (ref: szakképzettség hiánya)	3,15 [1,74–5,69]	<0,001	2,71 [0,88–8,37]	0,084
<b>Intergenerációs képzettségi mobilitás (ref: felfelé történő mobilitás)</b>				
nincs mobilitás	1,27 [0,93–1,73]	0,130	0,93 [0,57–1,54]	0,783
lefelé történő mobilitás	0,93 [0,41–2,13]	0,863	0,98 [0,27–3,55]	0,971
Munkavégzéssel töltött idő (órák száma)	1,01 [1,00–1,02]	0,034	1,00 [0,99–1,02]	0,854
<b>Háztartás havi nettó jövedelme (ref: 125 ezer Ft vagy kevesebb)*</b>				
126–180 ezer Ft	1,56 [0,17–14,24]	0,692	–	
181–255 ezer Ft	1,45 [0,17–12,20]	0,731	–	
256–380 ezer Ft	4,16 [0,55–31,57]	0,169	–	
381–400 ezer Ft	28,29 [3,77–212,42]	0,001	–	
400 ezer Ft felett	15,28 [2,02–115,74]	0,008	–	
Hátrányos anyagi helyzet	0,95 [0,91–0,99]	0,018	0,94 [0,86–1,03]	0,181
Háztartásméret	1,06 [0,94–1,19]	0,331	0,98 [0,80–1,20]	0,836
Együttélő kapcsolat megléte (ref.: kapcsolat hiánya)*	0,71 [0,49–1,03]	0,068	–	
Családban előforduló kockázati magatartások száma	0,94 [0,85–1,05]	0,277	1,13 [0,97–1,33]	0,125
<b>Vallásosság (ref: nem vallásos / ateista)</b>				
vallásos	0,45 [0,32–0,61]	<0,001	0,69 [0,43–1,10]	0,117
nem tudja	0,57 [0,29–1,09]	0,090	0,83 [0,33–2,05]	0,680
Anómia	1,04 [1,01–1,06]	0,002	1,18 [1,12–1,24]	<0,001
Élettel való elégedettség (általános)	1,74 [1,43–2,10]	<0,001	3,37 [2,34–4,83]	<0,001
Társas integráció	1,18 [1,00–1,41]	0,054	1,11 [0,82–1,51]	0,512
Általános jóllét	1,06 [1,01–1,12]	0,022	0,96 [0,88–1,05]	0,383
Impulzivitás	1,04 [1,01–1,07]	0,008	1,05 [0,99–1,12]	0,100
Szenzoros élménykeresés	1,03 [1,01–1,06]	0,008	1,01 [0,96–1,05]	0,825
Rumináció	0,95 [0,92–0,98]	0,002	0,93 [0,88–0,98]	0,012

	Páronkénti, nemkontrollált összefüggések a telefontól való függéssel <sup>a</sup>		Többváltozós modell a telefontól való függés előrejelzésére <sup>f</sup>	
	OR [95% CI]	p	OR [95% CI]	p
Aggodalmaskodás	0,91 [0,86–0,97]	0,003	0,92 [0,83–1,03]	0,141
Testi tünetek	0,19 [0,09–0,38]	<0,001	0,58 [0,22–1,51]	0,263
Mentalizáció: bizonyosság	0,87 [0,74–1,02]	0,078	0,77 [0,54–1,10]	0,153
Mentalizáció: bizonytalanság	1,11 [0,75–1,65]	0,612	0,88 [0,43–1,81]	0,730

Megjegyzések. OR [95% CI]: Esélyhányados a kapcsolódó 95%-os konfidencia-intervallummal. ref.: referenciakategória az adott változó tekintetében.  
A szignifikáns (p<0,050) szerepet kapó változók szürke mezővel kerültek kiemelésre.  
<sup>a</sup> A prediktor-változót nem tartalmazza a többváltozós modell, mivel azon nagyszámú hiányzó adat található.

### 3. A MAGYARORSZÁGI FELNŐTT LAKOSSÁG TELEFONTÓL VALÓ FÜGGÉSE NEMZETKÖZI KONTEXTUSBAN

Az eredmények alapján a magyarországi 18–64 éves felnőtt népesség háromnegyede használt okostelefont 2019-ben. Ez globális viszonylatban a húsz legnagyobb okostelefon-piac (Kína, India, Egyesült Államok, Brazília, Oroszország, Indonézia, Japán, Mexikó, Németország, Egyesült Királyság, Franciaország, Irán, Törökország, Vietnam, Fülöp-szigetek, Dél-Korea, Olaszország, Pakisztán, Spanyolország, Banglades) közül nagyjából Spanyolország okostelefon-penetrációjához hasonló, amely a penetráció szempontjából ötödik ebben a sorban (Newzoo, 2019). Magyarországon az okostelefon-használat nagyobb mértékben jellemzi a fiatalabb korosztályt és a fővárosban lakókat, ami a világ más országaiban is hasonló képet mutat (Deloitte, 2014).

Az okostelefon-használat mellett az eszköztől való függést is mértük, amely arra vonatkozott, hogy az egyén mennyire van „összenöve” a telefonjával, mennyire könnyen vagy nehezen tudja nélkülözni azt. Az eredmények alapján azt látjuk, hogy a fiatalabbak, a budapestiek, az életükkel elégedettebbek, a magasabb anómia pontszámokkal rendelkezők (vagyis azok, akikre inkább jellemző a normaszegés és/vagy a hatalomnélküliség és/vagy az orientációhiány és/vagy az elidegenedés érzéseinek fokozott jelenléte) és a problémákon kevésbé rágódók esetén erősebb a telefontól való függés, a telefonnal való szimbiotikus kapcsolat. Az, hogy a telefontól való függés (vagyis az azzal való szimbiotikus kapcsolat) nem áll összefüggésben a legtöbb olyan pszichológiai változóval, amelyeket a függőségek korrelátumaiként tartanak számon, összhangban van azzal a szakmai állásponttal, amely szerint az intenzív okostelefon-használat nem feltétlenül jár együtt negatív következményekkel (Liu et al., 2018). A vi-

deójátékok példájához hasonlóan – ami a legtöbbször számára egy egészséges időtöltési forma, amely még intenzív használat mellett is képes gazdagítani az egyén életét (Király et al., 2017) – az okostelefonok intenzív használata is ártalmatlan időtöltésnek számít a többség számára. Az okostelefonok ma már annyira sok funkcióval rendelkeznek (pl. ébresztőóra, térkép, jegyzetfüzet, online banki ügyintézés, vásárlás), hogy számos korábbi analóg eszközt helyettesítenek, és számos olyan tevékenység végezhető rajtuk, amelyekre korábban csak személyesen volt lehetőség. Emiatt egyre többen vannak, akik állandó jelleggel maguknál tartják és folyamatosan használják a telefonjukat. Jelen kutatásban is azt láthatjuk, hogy a telefontól való függés a magyarországi 18–64 éves felnőtt lakosság 16,5%-ára jellemző, azaz nagyjából minden hatodik felnőttre.

Ezzel szemben az okostelefonok problémás használata, melyeket olyan hosszabb kérdőívekkel mérnek, melyek számos problémát sorolnak fel (pl. a fontos feladatok elhanyagolása az okostelefon-használat miatt, konfliktus a családtagokkal) (pl. Kwon et al., 2013; Lin et al., 2014), jellemzően összefüggést mutat olyan különböző pszichológiai prediktorokkal, amelyek a szerhasználati vagy viselkedési zavarokat általában előre jelzik (Busch & McCarthy, 2021). Elhai et al. (2017) egy szisztematikus szakirodalmi áttekintő tanulmányukban például azt találták, hogy a problémás okostelefon-használat konzisztens kapcsolatot mutat a depressziós és a szorongásos tünetek súlyosságával, egy empirikus vizsgálatukban pedig azt, hogy együtt jár a ruminációval (Elhai et al., 2020). Carvalho et al. (2018) metaelemzése alapján a problémás okostelefon-használat szignifikáns kapcsolatot mutat az impulzivitással és a neuroticizmussal. Ezek közül a magyar felnőtt populációban egyedül az impulzivitás jelenik meg kockázati tényezőként a telefontól való függés esetén, és az is rendkívül kis hatásmértékkel. Összefoglalva tehát elmondható, hogy a nemzetközi és a hazai eredmények is azt mutatják, hogy a telefontól való függés (azaz a telefontól való szimbiotikus kapcsolat) önmagában nem jár együtt negatív következményekkel, sem olyan személyiségvonásokkal és pszichológiai jellemzőkkel, amelyek a problémás használattal vagy a függőséggel általában kapcsolatban állnak.

## FELHASZNÁLT IRODALOM

- Busch, P. A. & McCarthy, S. (2021). Antecedents and consequences of problematic smartphone use: A systematic literature review of an emerging research area. *Computers in Human Behavior*, 114, 106414.
- Carvalho, L. F., Sette, C. P. & Ferrari, B. L. (2018). Problematic smartphone use relationship with pathological personality traits: Systematic review and meta-analysis.

- lysis. *Cyberpsychology: Journal of Psychosocial Research on Cyberspace*, 12(3). Article 5.
- Deloitte. (2014). The smartphone generation gap: Over 55? There's no app for that. <https://www2.deloitte.com/ke/en/pages/technology-media-and-telecommunications/articles/2014predictions-the-smartphone-generation-gap.html>
- Elhai, J. D., Dvorak, R. D., Levine, J. C. & Hall, B. J. (2017). Problematic smartphone use: A conceptual overview and systematic review of relations with anxiety and depression psychopathology. *Journal of Affective Disorders*, 207, 251–259.
- Elhai, J. D., Yang, H., Dempsey, A. E. & Montag, C. (2020). Rumination and negative smartphone use expectancies are associated with greater levels of problematic smartphone use: A latent class analysis. *Psychiatry Research*, 285, 112845.
- Király, O., Tóth, D., Urbán, R., Demetrovics, Zs. & Maraz, A. (2017). Intense video gaming is not essentially problematic. *Psychology of Addictive Behaviors*, 31(7), 807–817.
- Kwon, M., Lee, J. Y., Won, W. Y., Park, J. W., Min, J. A., Hahn, C. ... & Kim, D. J. (2013). Development and validation of a smartphone addiction scale (SAS). *PLoS ONE*, 8(2), e56936.
- Lin, Y. H., Chang, L. R., Lee, Y. H., Tseng, H. W., Kuo, T. B. & Chen, S. H. (2014). Development and validation of the Smartphone Addiction Inventory (SPAI). *PLoS ONE*, 9(6), e98312.
- Liu, Q. Q., Zhang, D. J., Yang, X. J., Zhang, C. Y., Fan, C. Y. & Zhou, Z. K. (2018). Perceived stress and mobile phone addiction in Chinese adolescents: a moderated mediation model. *Computers in Human Behavior*, 87, 247–253.
- Lopez-Fernandez, O., Kuss, D. J., Pontes, H. M., Griffiths, M. D., Dawes, C., Justice, L. V. ... & Billieux, J. (2018). Measurement invariance of the short version of the Problematic Mobile Phone Use Questionnaire (PMPUQ-SV) across eight languages. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 15(6), 1213.
- Newzoo. (2019). *Newzoo Global Mobile Market Report 2019 – Light Version*. <https://newzoo.com/insights/trend-reports/newzoo-global-mobile-market-report-2019-light-version/>

## VIDEÓJÁTÉK-HASZNÁLAT<sup>1</sup>

### 1. A VIDEÓJÁTÉK-HASZNÁLAT ÉS A JÁTÉKHASZNÁLATI ZAVAR RIZIKÓJÁNAK ELTERJEDTSÉGE

A játékhasználati zavar rizikójának mértékét jelen kutatásban a Tíz tételes internetesjáték-használati zavar teszt (Ten-Item Internet Gaming Disorder Test; IGDT-10; Király, Slezcka et al., 2017, Király et al., 2019) segítségével mértük. A kérdőív a videójáték-használattal kapcsolatos függőségi tüneteket és problémákat (pl. kontrollvesztés, teljesítményromlás, megvonási tünetek, fontos kapcsolatos elvesztése) méri.<sup>2</sup>

#### 1.1. A videójáték-használat és a játékhasználati zavar rizikójának elterjedtsége a felnőtt lakosság körében

A magyarországi 18–64 éves népesség 40,7%-a ( $\pm 2,6$ ) játszott valamilyen videójátékot élete során, a videójáték-használat éves prevalencia-értéke (LYP) 16,6% ( $\pm 2,0$ ), a kérdezést megelőző 30 napban használók aránya (LMP) pedig 10,7% ( $\pm 1,6$ ). A férfiak mindegyik kategóriában szignifikánsan magasabb értékeket mutatnak, mint a nők (LTP:  $\chi^2(1)=74,80$ ;  $p<0,001$ ;  $\varphi=-0,23$ ; LYP:  $\chi^2(1)=31,33$ ;  $p<0,001$ ;  $\varphi=-0,15$ ; LMP:  $\chi^2(1)=21,90$ ;  $p<0,001$ ;  $\varphi=-0,13$ ; (1. táblázat). Azok, akik az elmúlt 30 napban videójátékoztak, saját becslésük szerint hetente átlagosan 8,19 órát ( $SD=6,25$ ) töltöttek ezzel a tevékenységgel. A nemi különb-

1 Videójáték: olyan elektronikus játék, amelyet digitális eszközökön (pl. számítógép, játék-konzol, okostelefon) lehet játszani. Népszerű szabadidős tevékenység, amelyet egyedül vagy másokkal közösen lehet játszani, egyre komplexebb és valóságghűbb virtuális terekben. Számos játéktípus létezik, a legnépszerűbbek a lövöldözős játékok, az akció-kaland játékok, az online sokszereplős szerepjátékok, a sportjátékok stb.

2 Azokat tekintettük a játékhasználati zavar rizikójával jellemezhető csoportjába tartozónak, akiknél a Tíz tételes internetesjáték-használati zavar teszt (Ten-Item Internet Gaming Disorder Test; IGDT-10; Király, Slezcka et al., 2017, Király et al., 2019) összpontszáma elérte az 5-ös küszöbértéket.

ségek a heti videójátékozással töltött idő esetén is szignifikánsak (férfiak = 9,19 óra (SD=6,85), nők = 6,41 óra (SD=4,54);  $t=2,76(123)$ ,  $p=0,007$ ).

A magyarországi 18–64 éves lakosság körében a játékhasználati zavar rizikójának előfordulása 0,2% ( $\pm 0,2$ ), a kérdezést megelőző 30 napban játszó körében pedig 1,5% ( $\pm 2,1$ ). A játékhasználati zavar rizikójának jelenléte kapcsán fontos megjegyeznünk, hogy a mért adatokhoz 95%-os megbízhatósági szinten tartozó konfidencia-intervallum a teljes lakosság és a játékosok (elmúlt 30 napban játszó) esetében is magában foglalja a 0 értéket, ami a kapott arányok nagyfokú bizonytalanságára, az eredmények óvatos kezelésének szükségességére utal. Ez az ilyen alacsony prevalenciájú jelenségek esetében természetes (Maraz et al., 2015). Azoknak az arányát, akiknél megjelentek a játékhasználati zavar tünetei<sup>3</sup> – függetlenül attól, hogy elérik-e a játékhasználati skálán meghatározott küszöbértéket –, már biztonságosabban tudjuk becsülni. Kutatásunk a 18–64 éves lakosság 1,0%-ánál ( $\pm 0,5$ ), a kérdezést megelőző 30 napban játszóknak pedig 10,7%-ánál ( $\pm 5,3$ ) jelezte a játékhasználati zavar tüneteinek megjelenését. A férfiak és nők között nem volt szignifikáns különbség sem a játékhasználati zavar rizikója ( $\chi^2(1)=0,01$ ;  $p=0,919$ ;  $\varphi=-0,003$ ), sem a tünetek jelenléte tekintetében ( $\chi^2(1)=0,29$ ;  $p=0,588$ ;  $\varphi=-0,015$ ) (1. táblázat).

**1. táblázat: A videójáték-használat különböző idejű prevalencia-értékel és a játékhasználati zavar rizikójának, illetve tüneteinek előfordulása nemek szerint és összesen a magyarországi 18–64 éves népesség körében (az OLAAP 2019 vizsgálat adatai alapján, a válaszolók százalékában)**

	Férfiak		Nők		p	Összesen		
	N	%	N	%		N	%	CI
Videójátékozott már az élete során (LTP)	640	53,0	728	30,0	<0,001	1368	40,7	$\pm 2,60$
Videójátékozott az elmúlt évben (LYP)	639	22,5	728	11,3	<0,001	1368	16,6	$\pm 1,97$
Videójátékozott az elmúlt 30 napban (LMP)	644	14,9	734	7,1	<0,001	1377	10,7	$\pm 1,63$
A játékhasználati zavar rizikója	632	0,2	729	0,1	0,919	1361	0,2	$\pm 0,23$
A játékhasználati zavar tüneteit mutatják	631	1,1	729	0,8	0,588	1361	1,0	$\pm 0,53$

Megjegyzések: N: válaszolók száma; p: szignifikancia-érték a Khi-négyszet próbához kapcsolódóan; CI: 95%-os megbízhatósági szinten számított konfidencia-intervallum.

## 1.2. A videójáték-használat és a játékhasználati zavar rizikójának elterjedtsége

- 3 A játékhasználati zavar tüneteinek megjelenését jelezték azok a 958 fő, akik a Tíz tételes internetes játék-használati zavar teszten legalább 1 pontot értek.

A Budapesti Longitudinális Kutatás (Budapest Longitudinal Study; BLS) 2019-es vizsgálatának eredményei alapján a budapesti 18–34 éves fiatal felnőttek 62,6%-a ( $\pm 1,5$ ) videójátékozott már az élete során, 29,4%-a ( $\pm 1,4$ ) a kérdezést megelőző évben, és 16,5%-a ( $\pm 1,2$ ) a kérdezést megelőző 30 napban is. Ezek az arányok lényegesen magasabbak, mint a 18–64 éves felnőtt lakosság körében országosan mért arányok. A nemi mintázódás ugyanakkor hasonló a felnőtt lakosság körében országosan tapasztalthoz: a budapesti fiatal felnőtt férfiak prevalencia-értékei is rendre magasabbak, mint a nők esetében kapott értékek (LTP:  $\chi^2(1)=160,52$ ;  $p<0,001$ ;  $\varphi=-0,20$ ; LYP:  $\chi^2(1)=116,86$ ;  $p<0,001$ ;  $\varphi=-0,18$ ; LMP:  $\chi^2(1)=110,35$ ;  $p<0,001$ ;  $\varphi=-0,17$ ) (2. táblázat). Azok a fővárosi fiatal felnőttek, akik az elmúlt 30 napban videójátékoztak, saját becslésük alapján hetente átlagosan 9,11 órát (SD=7,64) töltöttek ezzel a tevékenységgel, ami közel egy órával több, mint a felnőtt lakosság körében országosan kapott átlagérték. A nemi különbségek a heti videójátékozással töltött idő esetén is szignifikánsak (férfiak = 10,80 óra (SD=8,39), nők = 5,71 óra (SD=4,17);  $t=9,91(594)$ ,  $p<0,001$ ).

A budapesti 18–34 éves fiatal felnőtt mintánkban (N=3827) nem volt olyan válaszoló, aki elérte volna a játékhasználati zavar teszt küszöbértékét, azaz akik esetében fennállt volna a játékhasználati zavar rizikója. A játékhasználati tünetek megjelenése alapján azonban a budapesti 18–34 éves fiatal felnőttek 1,1%-a ( $\pm 0,3$ ) érintettnek tekinthető, amely – a mérés hibahatárát figyelembe véve – hasonló arány a felnőttek körében országosan mérthez, és e tekintetben is szignifikáns különbség tapasztalható a nemek között ( $\chi^2(1)=12,61$ ;  $p<0,001$ ;  $\varphi=-0,6$ ) (2. táblázat).

**2. táblázat: A videójáték-használat különböző idejű prevalencia-értékei és a játékhasználati zavar rizikójának, illetve tüneteinek előfordulása nemek szerint és összesen a budapesti 18–34 éves fiatal felnőtt lakosság körében (a BLS 2019 adatfelvétel alapján, a válaszolók százalékában)**

	Férfiak		Nők		p	Összesen		
	N	%	N	%		N	%	CI
Videójátékozott már az élete során (LTP)	1855	72,8	1989	53,0	<0,001	3845	62,6	$\pm 1,5$
Videójátékozott az elmúlt évben (LYP)	1849	37,6	1988	21,7	<0,001	3837	29,4	$\pm 1,4$
Videójátékozott az elmúlt 30 napban (LMP)	1861	23,0	1994	10,4	<0,001	3855	16,5	$\pm 1,2$
A játékhasználati zavar rizikója	–	–	–	–	–	3827	0,0	$\pm 0,0$
Vannak játékhasználati zavar tünetei	1839	1,7	1988	0,5	<0,001	3827	1,1	$\pm 0,3$