

## 6.5. KOCKÁZATI PREFERENCIA ÉS A COVID-19

**HORN DÁNIEL, KHAYOUTI SÁRA & KISS HUBERT JÁNOS**

A koronavírus-járvány rengeteg változást hozott életünkbe. Jelen írásban arra a kérdésre keressük a választ, hogy a járvány hatására megváltozhatott-e a kockázathoz való viszonyunk, azaz a kockázati preferenciánk. Ez a kérdés azért fontos, mert preferenciáink (a lehetőségeink és korlátaink mellett) döntéseink és viselkedésünk fontos meghatározói, így a munkaerőpiaci státusunkra is hatással lehetnek. A kockázatkerülőbbek például inkább választanak olyan állásokat, amelyek stabil jövedelemmel járnak (*Bonin és szerzőtársai*, 2007), kevésbé hajlandók állást váltani (*van Huizen–Alessie*, 2019), elköltözni (*Dustmann és szerzőtársai*, 2020), alacsonyabb a rezervációs bérük (*Pannenberg*, 2010), és lassabban is nő a bérük (*Budria és szerzőtársai*, 2013). A kockázatvállalóbbak nagyobb valószínűséggel vállalnak bizonytalanabb, de magasabb várható jövedelemmel járó munkákat (*Dohmen–Falk*, 2011), és a nagyobb kockázatvállalás együtt jár a vállalkozói kedvvel (*Koudstaal és szerzőtársai*, 2013, *Caliendo és szerzőtársai*, 2014).

### Kockázati preferenciák változása

Bár a közgazdászok általában felteszik a preferenciák stabilitását, az utóbbi időben egyre nagyobb figyelmet kap az a kérdés, hogy a preferenciák hogyan változnak az élet során, illetve az is, hogy milyen események képesek a preferenciák alakítására.

A koronavírus-járvány sokként érte az embereket. Az irodalomban a gazdasági válságok, természeti katasztrófák és háborús események által okozott sokkokat abból a szempontból is tanulmányozzák, hogy képesek-e megváltoztatni a preferenciákat. Például a 2008–2009-es pénzügyi válság kapcsán a legtöbb tanulmány azt találja, hogy a kockázatvállalás csökkent (lásd *Schildberg–Hörisch*, 2018 és a benne szereplő hivatkozásokat). Érdekes módon a kockázatvállalás csökkenésének nem feltétlenül kell együtt járnia a kockázati preferenciák megváltozásával. Például *Malmendier–Nagel* (2011) szerint a gazdasági sokkok a jövőbeli hozamokról alkotott vélekedéseinket változtatja meg, és ez vezethet alacsonyabb kockázatvállaláshoz, bár nem zárják ki a preferenciák megváltozásának lehetőségét sem. A mechanizmusokat tekintve, több tanulmány (*Sahm*, 2012, *Buccioli–Miniaci*, 2018) is azt találta, hogy a kockázati preferenciák változása mögött nem jövedelmi vagy vagyoni változások állnak. Azaz az emberek nem azért kockázatkerülőbbek, mert a gazdasági válságok miatt csökken a jövedelmük, hanem valami más van a háttérben. Egyes tanulmányok szerint negatív élmények és érzések állhatnak a változás mögött (*Necker–Ziegelmeyer*, 2016, *Guiso és szerzőtársai*, 2018). Ezt alátámasztja *Kandasamy és szerzőtársai* (2014) eredménye is, amely szerint a kortizol nevű stresszhormon növelése csökkenti a kockázatvállalást.

A természeti katasztrófákkal és háborús helyzetekkel kapcsolatos kutatások között vannak tanulmányok, amelyek szerint ezen extrém helyzetek csökkentik a kockázatvállalást, míg mások éppen az ellenkezőjét találják (lásd *Chuang–Schechter*, 2015 és a benne szereplő hivatkozásokat). Sajnos nem tudjuk, hogy a szakirodalom miért nem talált következetes eredményeket. Összhangban a gazdasági sokkok hatásával, egyes szerzők azt találják, hogy a kockázatvállalás azért csökken, mert az emberek nagyobb valószínűséget tulajdonítanak jövőbeli katasztrófáknak, azaz a kockázati észlelés változik meg (lásd például *Cameron–Shah*, 2015 és *Cassar és szerzőtársai*, 2017). A megnövekedett kockázatvállalás okaként pedig egyesek a kilátáselméletet hozzák fel, miszerint veszteség után megnő az ember kockázatvállalása (*Page és szerzőtársai*, 2014), mások az érzelmek hatására utalnak (*Eckel és szerzőtársai*, 2009).

Összességében tehát az irodalom alapján nem világos, hogy a koronavírus-járvány hogyan érinthette a kockázatvállalást. Az alábbiakban összefoglaljuk röviden az elemzéshez felhasznált adatainkat, majd bemutatjuk hogyan és jellemzően mely társadalmi csoportokban változott leginkább a magyarok kockázatvállalási hajlandósága az elmúlt években.

### Magyar adatok, leíró statisztikák

A Tárki segítségével 2017 elején, valamint 2020 júniusában és 2020 novemberében a magyar felnőtt lakosság nemre, korra, végzettségre és lakóhelyre tekintve reprezentatív mintáján mértük fel a kockázati attitűdöt. A különböző mintákban különböző válaszadók voltak, azaz nem paneladatokkal dolgoztunk. A 2017-es felmérés a járvány előtti kockázati preferenciákat ragadja meg, míg a 2020-as felmérések a járvány első és második hulláma alatt mérik azt, hogy miként viszonyulunk a kockázathoz. Természetesen a kockázati preferenciákra nagyon sok dolog hathat. Ha eltérést találunk a 2017-es és a 2020-as adatok között, akkor a különbség nem csupán a járvány hatását mutatja meg, hanem egyéb tényezők befolyását is, amelyek esetleg ezen idő alatt változtak a társadalom egészében. Ezeket a következőkben igyekszünk figyelembe venni.

A kockázatot egy olyan hipotetikus kérdéssel mértük fel, amely az iránt érdeklődött, hogy a válaszadó 10 ezer forintból mennyit lenne hajlandó feltenni egy olyan szerencsejátékra, amelyben 50 százalék eséllyel megduplázza a feltett összeget, 50 százalék eséllyel pedig elveszíti azt.<sup>1</sup> Minél többet hajlandó valaki kockáztatni, annál nagyobb a kockázattűrő képessége. Ilyen típusú kérdésekkel gyakran mérik a kockázatvállalási hajlandóságot (lásd például *Gneezy–Potters*, 1997 vagy *Sutter és szerzőtársai*, 2013).

Van információnk a válaszadók demográfiai és társadalmi helyzetéről (nem, kor, végzettség, családi jellemzők, munkapiaci helyzet, anyagi helyzet), így meg tudjuk nézni azt, hogy egyes csoportokban hogyan változott a kockázati preferencia, illetve kontrollálni is tudunk rájuk.

<sup>1</sup> Minimális különbség volt a 2017-es és a 2020-as lekérdezés között. Míg 2017-ben a szerencsejáték az volt, hogy egy 10 piros és 10 kék golyót tartalmazó zsákból húzunk egyet, és a színt kellett eltalálni, addig a 2020-as kérdéseknél pénzfeldobás volt a szerencsejáték alapja.

A 6.5.1. táblázat mutatja a leíró statisztikákat. A teljes mintában, illetve a különböző almintákban is csökkenő trendet látunk. 2017-hez képest 2020 júniusára kisebb összeget kockáztatnának a válaszadók, és 2020 júniusa és novembera között további csökkenés figyelhető meg.

**6.5.1. táblázat: A kockázatvállalási feladatban kockáztatott összeg a három felmérés során forintban**

	2017	2020 június	2020 november
Teljes minta	3860	3329*	2894*
<b>Nem</b>			
Férfiak	4316	3470*	3047
Nők	3452	3204	2758*
<b>Kor</b>			
18-30	4454	3489*	2973
31-50	4217	3656*	2931*
51-65	3722	3218	2992
65+	2702	2650	2581
<b>Településtípus</b>			
Falu	3331	3287	2738
Város	4094	3354*	3034
Budapest	4100	3329*	2768
<b>Végzettség</b>			
Maximum nyolc általános	3287	3244	3003
Nincs érettségi	3785	3309	3073
Érettségi	3984	3435*	2811*
Több, mint érettségi	4377	3253*	2595

Megjegyzés: Kisebbségi összegek kisebb kockázatvállalást jelentenek. A csillagok az 5 százalékon szignifikáns eltéréseket jelölik, mindig a korábbi időszakhoz viszonyítva.

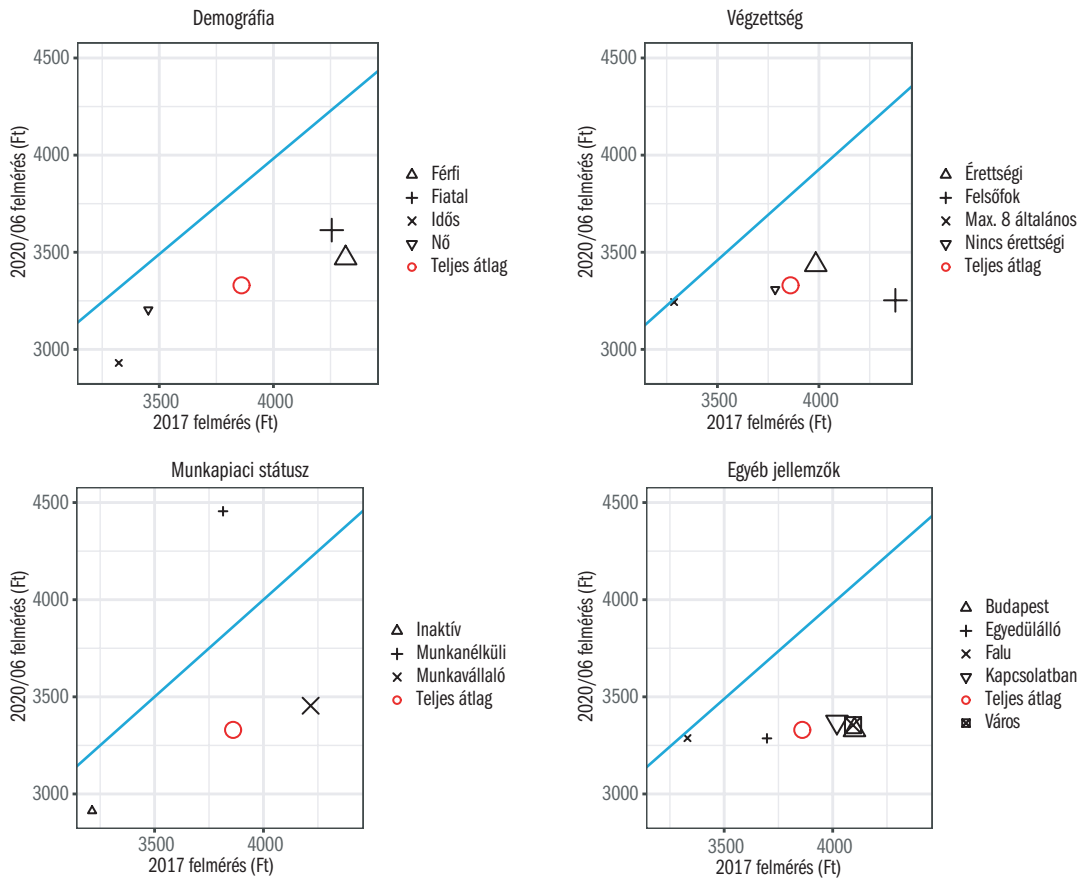
Két ábra segítségével igyekszünk még részletesebb képet adni arról, hogy miként változott a kockázatvállalás a válaszadók különböző csoportjaiban. Először a 2017-es felmérés adatait vetjük össze a 2020-as első felmérés adataival, majd a két 2020-as felmérés adatait hasonlítjuk össze.

A 6.5.1. ábra a 2017 és 2020 júniusa között bekövetkezett változásokat mutatja be a népesség különböző csoportjaiban. Amennyiben az adott csoportot jelölő szimbólum az egyenesen fekszik, akkor pontosan ugyanannyit kockáztattak átlagosan az adott csoport tagjai a két adatfelvétel idején. Amennyiben a szimbólum a vonal alatt található, akkor a második felvételnél kevesebbet kockáztattak, mint az első adatfelvétel idején, vagyis csökkent a kockázatvállalás az időszak alatt. Minél távolabb esik egy szimbólum az egyenestől, annál nagyobb a különbség. A nagyméretű szimbólumok 5 százalékon statisztikailag szignifikáns különbséget mutatnak.

Az ábrán látható, hogy általában a szimbólumok a vonal alatt fekszenek, azaz tipikusan többet kockáztattak a különböző kategóriákba tartozó emberek az első adatfelvétel idején. Számos esetben a különbség nem szignifikáns, azaz bár csökkent a kockázatvállalási kedv a járvány alatt, a változás nem számot-

tevő. Több kategóriában van azonban statisztikailag is szignifikáns különbség a felmérések között. Az ábrán látható, hogy a teljes népesség tekintetében is csökkent a kockázatvállalási hajlandóság, de a kor, a nem, a végzettség és a munkapiaci státusz szerint is van eltérés a felmérések között.

6.5.1. ábra: Az egyes egyéni jellemzők és a kockázatvállalás összefüggésének változása 2017 és 2020 júniusa között

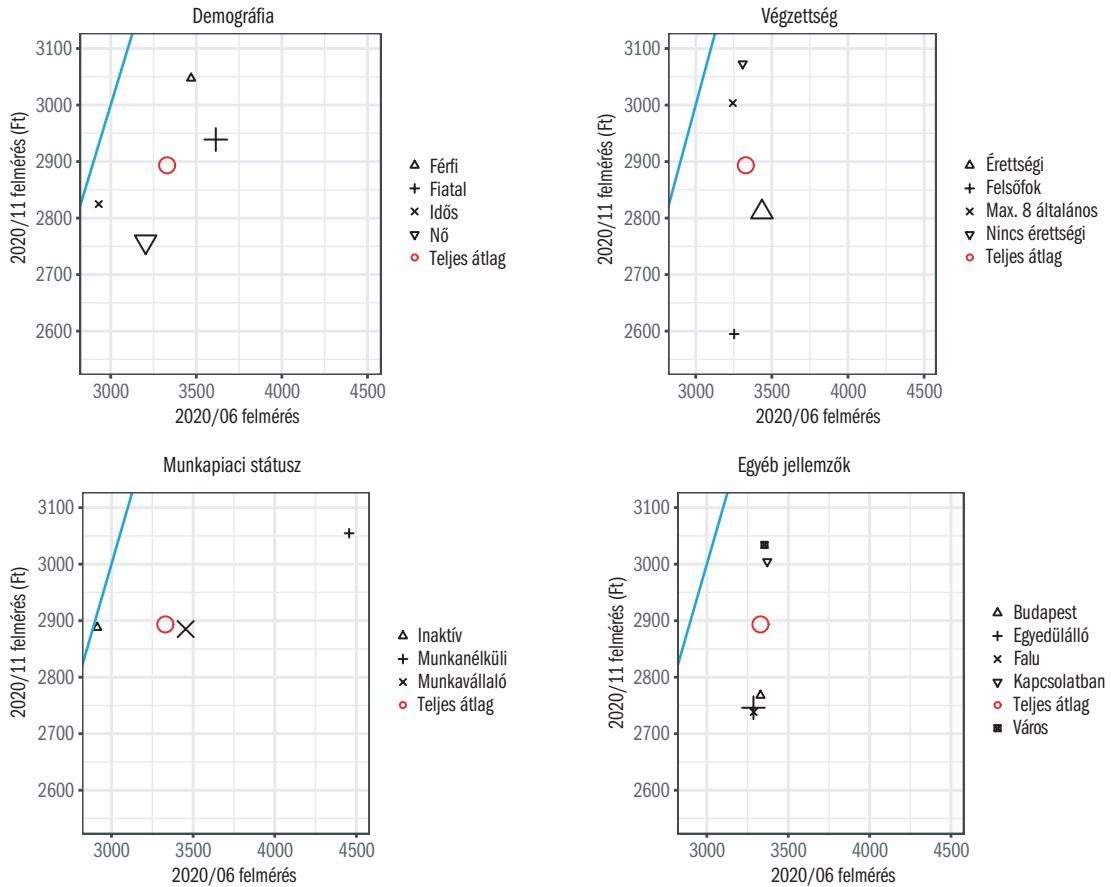


Megjegyzés: A kisebb összegek kisebb kockázatvállalást jelentenek. A nagyobb szimbólumok az 5 százalékon szignifikáns eltéréseket jelölik.

A 6.5.2. ábra hasonlóan az előző ábrához 2020 júniusa és novembere között bekövetkezett változásokat mutatja be a népesség különböző csoportjaiban. Csakúgy, mint 2017 tavasza és 2020 júniusa között, a kockázatvállalás a koronavírus-járvány első és második hulláma között is jelentősen csökkent. A kockázatvállalási hajlandóság csökkenése e két későbbi időpont között a munkavállalók, a munkanélküliek, a fiatalok, az érettségizettek, az egyedülállók és a nők csoportjára szignifikáns statisztikailag. De például az inaktívak vagy az alacsony iskolázottságúak esetében nem, vagy minimális csökkenés volt

tapasztható. Vagyis a leíró adatokból úgy tűnik, a kockázatvállalás átlagos csökkenése inkább a társadalom átlagosan magasabb státusú része miatt következett be.

6.5.2. ábra: Az egyes egyéni jellemzők és a kockázatvállalás összefüggésének változása 2020 júniusa és novembere között



Megjegyzés: A kisebb összegek kisebb kockázatvállalást jelentenek. A *nagyobb szimbólumok* az 5 százalékon szignifikáns eltéréseket jelölik.

A szakirodalomban dokumentált eredményekkel (lásd *Drucker és szerzőtársai*, 2018) összhangban azt látjuk, hogy a nők kockázatkerülőbbek, mint a férfiak, azonban mindkét nem esetén csökken a kockázatviselési hajlandóság az évek alatt. A kort tekintve is viszont látjuk a 6.5.1. ábrán az irodalom azon eredményét, hogy a korral csökken a kockázatvállalási hajlandóság (lásd *Schildberg-Hörisch*, 2018 és a benne szereplő hivatkozásokat). A 2020-as adatok a 6.5.2. ábrán azonban azt mutatják, hogy a járvány idején (és talán annak következtében) eltűnnek a különböző korosztályok közötti különbségek. Hasonló következtetéseket vonhatunk le a településtípus kapcsán is.<sup>2</sup> Ugyanis

<sup>2</sup> Nem ismerünk olyan irodalmi előzményt, amely a kockázatvállalás és a településtípus közötti összefüggéseket tanulmányozza.

míg 2017-ben a városokban és Budapesten élők lényegesen nagyobb kockázatvállalási hajlandóságot mutattak, mint a falun élők, addig ez a különbség 2020 júniusára teljesen eltűnt. A végzettséget tekintve pedig szinte megfordul a kockázatvállalási hajlandóság, ugyanis míg 2017-ben a magasabb végzettség magasabb kockázatvállalással járt együtt (összhangban az irodalommal, lásd *Dohmen és szerzőtársai*, 2010), addig 2020 végére az alacsonyabb végzettségűek kockáztattak többet a feltett kérdés kapcsán (az alacsonyabb végzettségűek esetében sokkal kisebb mértékben csökkent a kockázatvállalási hajlandóság az évek során).

### **Többszörös elemzés**

A 6.5.2. táblázat a kockázatvállalási jellemzők időbeli alakulását egy regressziós keretben mutatja meg, ahol fokozatosan vesszük figyelembe a válaszadók megfigyelhető jellemzőit. Az (1) oszlopban a három felmérés közötti átlagos különbségeket mutatjuk, mindenféle kontrollváltozó bevonása nélkül. Ezek a becslések pontosan visszaadják a 6.5.1. és a 6.5.2. ábra teljes népességre vonatkozó eredményeit. Míg 2020 júniusában 531 forinttal adtak volna kevesebbet az emberek egy kockázatos játékban a rendelkezésre álló 10 ezer forintjukból, mint 2017 elején, addig 2020 novemberére ez az átlagos összeg újabb 436 forinttal csökken. Vagyis, ahogy ezt fentebb megmutattuk, az átlagos kockázatvállalási hajlandóság a megfigyeléseink során folyamatosan és jelentősen csökkent. Az évek közötti arányok akkor sem változnak számottevően, ha kontrollálunk a nemre, korra, lakóhelyre, végzettségre (2. oszlop), a családi állapotra, a háztartásban élők számára (3. oszlop), munkapiaci státusra, a munkavégzés szektorára (4. oszlop), vagy az anyagi helyzetre (5. oszlop). Ez az eredmény arra utal, hogy az egyéni megfigyelhető jellemzőktől függetlenül, valamilyen „külső ok” hatására csökkent a magyar népesség kockázatvállalási hajlama. Kézenfekvő magyarázatnak tűnik, hogy ez a külső ok, épp a koronavírus okozta járványhelyzet volt.

### **Következtetések**

Már a járvány előtt is a magyarok Európa leginkább kockázatkerülő nemzetei közé tartoztak (*Falk és szerzőtársai*, 2018). Elemzésünk azt sugallja, hogy a járvány alatt az emberek kockázatvállalása folyamatosan csökkenő tendenciát mutat. A 2017-es „békeévhez” képest a járvány első hulláma, illetve az első hullámhoz képest a járvány második hulláma során egyre kisebb összeget hajlandók az emberek kockáztatni. Későbbi kutatások számára érdekes kérdés, hogy ez a csökkenés hol fog megállni és stabilizálódni, valamint hogy mikor fog visszatérni az emberek kockázatvállalása a járvány előtti szinthez – ha egyáltalán visszatér.

6.5.2. táblázat: A kockázattvállalási hajlandóság eltérése a három felvételi időpont között – lineáris regressziós modell súlyozott adatokon

	Kockázati preferencia				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
2017-es felmérés (referencia: 2020. június)	530,816*** (155,175)	535,265*** (154,226)	554,434*** (157,058)	560,801*** (158,503)	550,904*** (160,349)
2020/11-es felmérés (referencia: 2020. június)	-435,918*** (166,407)	-441,871*** (165,264)	-437,001*** (166,028)	-421,587** (167,434)	-408,622** (169,146)
Nem: nő (referencia: férfi)		-440,018*** (135,150)	-433,035*** (137,252)	-432,970*** (141,865)	-422,105*** (142,922)
Kor		-18,650*** (4,049)	-17,766*** (5,477)	-23,059*** (7,163)	-23,303*** (7,305)
Lakóhely: falu (referencia: város)		-392,427*** (151,857)	-418,737*** (152,689)	-437,251*** (153,714)	-429,195*** (155,462)
Lakóhely: Budapest (referencia: város)		-88,959 (180,571)	-86,888 (182,087)	-82,469 (183,820)	-49,039 (188,414)
Végzettség: maximum nyolc általános (referencia: felsőfokú végzettség)		21,723 (237,384)	155,368 (241,810)	281,628 (344,881)	352,631 (350,057)
Végzettség: nincs érettségi (referencia: felsőfokú végzettség)		-29,293 (197,371)	15,801 (197,640)	26,585 (308,018)	82,927 (311,795)
Végzettség: érettségi (referencia: felsőfokú végzettség)		-39,243 (194,953)	21,716 (195,372)	18,370 (283,300)	55,433 (285,150)
Családi állapot <sup>a</sup>	-	-	+	+	+
Munkapiaci helyzet <sup>b</sup>	-	-	-	+	+
Anyagi helyzet <sup>c</sup>	-	-	-	-	+
Konstans	3329,435*** (110,907)	4606,035*** (274,335)	4623,795*** (435,630)	4709,604*** (536,501)	4711,086*** (551,563)
A megfigyelések száma	2530	2530	2520	2503	2470
R <sup>2</sup>	0,014	0,030	0,033	0,037	0,037

<sup>a</sup> Házass, élettárs, elvált, hajadon, özvegy és háztartásban élők száma.

<sup>b</sup> Munkavállaló, alkalmi munkák, magánvállalkozó, munkanélküli, nyugdíjas, egyéb és a munkahely gazdasági szektora.

<sup>c</sup> Jó, közepes, rossz (önbevallás) és van-e saját lakása.

\*\*\* p < 0,01, \*\* p < 0,05, \* p < 0,1.

## Hivatkozások

- BONIN, H.–DOHMEN, T.–FALK, A.–HUFFMAN, D.–SUNDE, U. (2007): [Cross-sectional earnings risk and occupational sorting: The role of risk attitudes](#). *Labour Economics*, Vol. 14. No. 6. 926–937. o.
- BUCCIOL, A.–MINIACI, R. (2018). [Financial risk propensity, business cycles and perceived risk exposure](#). *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 80. No. 1. 160–183. o.
- BUDRIA, S.–DIAZ-SERRANO, L.–FERRER-I-CARBONELL, A.–HARTOG, J. (2013). [Risk attitude and wage growth: replicating Shaw \(1996\)](#). *Empirical Economics*, Vol. 44. No. 2. 981–1004. o.
- Caliendo, M.–Fossen, F.–Kritikos, A. S. (2014). [Personality characteristics and the decisions to become and stay self-employed](#). *Small Business Economics*, Vol. 42. No. 4. 787–814. o. 8.
- CAMERON, L.–SHAH, M. (2015). [Risk-taking behavior in the wake of natural disasters](#). *Journal of Human Resources*, Vol. 50. No. 2. 484–515. o.

- CASSAR, A.–HEALY, A.–VON KESSLER, C. (2017): [Trust, risk, and time preferences after a natural disaster: experimental evidence from Thailand](#). *World Development*, Vol. 94. 90–105.
- CHUANG, Y.–SCHECHTER, L. (2015): [Stability of experimental and survey measures of risk, time, and social preferences: A review and some new results](#). *Journal of Development Economics*, Vol. 117. 151–170. o.
- DOHMEN, T.–FALK, A.–HUFFMAN, D.–SUNDE, U. (2010): [Are risk aversion and impatience related to cognitive ability?](#) *American Economic Review*. Vol. 100. No. 3. 1238–1260. o.
- DOHMEN, T.–FALK, A. (2011): [Performance Pay and Multidimensional Sorting: Productivity, Preferences, and Gender](#). *American Economic Review*, Vol. 101. No. 2. 556–590. o.
- DRUCKER LUCA FLÓRA–HORN DÁNIEL–KISS HUBERT JÁNOS (2018): [Nemek közötti preferenciakülönbségek a szakirodalomban](#). Megjelent: *Fazekas Károly–Szabó-Morvai Ágnes* (szerk.): *Munkaerőpiaci tükör, 2017*. MTA KRTK KTI, Budapest, 132–139. o.
- DUSTMANN, C.–FASANI, F.–MENG, X.–MINALE, L. (2020): [Risk attitudes and household migration decisions](#). *Journal of Human Resources*, 1019-1051.
- ECKEL, C. C.–EL-GAMAL, M. A.–WILSON, R. K. (2009). [Risk loving after the storm: A Bayesian-Network study of Hurricane Katrina evacuees](#). *Journal of Economic Behavior & Organization*, No. 69. No. 2. 110–124, o.
- FALK, A.–BECKER, A.–DOHMEN, T.–ENKE, B.–HUFFMAN, D.–SUNDE, U. (2018): [Global evidence on economic preferences](#). *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 133. No. 4. 1645–1692. o.
- GNEEZY, U.–POTTERS, J. (1997): An experiment on risk taking and evaluation periods. *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 112. No. 2. 631–645. o.
- GUISSO, L.–SAPIENZA, P.–ZINGALES, L. (2018): [Time varying risk aversion](#). *Journal of Financial Economics*, Vol. 128. No. 3. 403–421. o.
- KANDASAMY, N.–HARDY, B.–PAGE, L.–SCHAFFNER, M.–GRAGGABER, J.–POWLSON, A. S.–FLETCHER, P.C.–GURNELL, M.–COATES, J. (2014): [Cortisol shifts financial risk preferences](#). *Proceedings of the National Academy of Sciences*, Vol. 111. No. 9. 3608–3613. o.
- KOUDSTAAL, M.–SLOOF, R.,–VAN PRAAG, M. (2016): [Risk, uncertainty, and entrepreneurship: Evidence from a lab-in-the-field experiment](#). *Management Science*, Vol. 62. No. 10. 2897–2915. o.
- KÖLLŐ, JÁNOS–REIZER BALÁZS (2021): [A koronavírus-járvány első hullámának hatása a foglalkoztatásra és a vállalatok árbevételére](#). *Közgazdasági Szemle*, 68. évf. 4. sz. 345–374. o.
- MALMENDIER, U.–NAGEL, S. (2011): [Depression babies: do macroeconomic experiences affect risk taking?](#) *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 126. No. 1. 373–416. o.
- NECKER, S.–ZIEGELMEYER, M. (2016): [Household risk taking after the financial crisis](#). *The Quarterly Review of Economics and Finance*, Vol. 59. No. C, 141–160. o.
- PAGE, L.–SAVAGE, D. A.–TORGLER, B. (2014): [Variation in risk seeking behaviour following large losses: A natural experiment](#). *European Economic Review*, Vol. 71. 121–131. o.
- PANNENBERG, M. (2010): [Risk attitudes and reservation wages of unemployed workers: evidence from panel data](#). *Economics Letters*, Vol. 106. No. 3. 223–226. o.
- SAHM, C. R. (2012): [How much does risk tolerance change?](#) *The Quarterly Journal of Finance*, Vol. 2. No. 4. 1250020.
- SCHILDBERG–HÖRISCH, H. (2018): [Are risk preferences stable?](#) *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 32. No. 2. 135–154. o.
- SUTTER, M.–KOCHER, M. G.–GLÄTZLE-RÜTZLER, D.–TRAUTMANN, S. T. (2013): [Impatience and uncertainty: Experimental decisions predict adolescents' field behavior](#). *American Economic Review*, Vol. 103. No. 1. 510–531. o.
- VAN HUIZEN, T.–ALESSIE, R. (2019): [Risk aversion and job mobility](#). *Journal of Economic Behavior & Organization*, Vol. 164. 91–106. o.