

BALOGH-KARDOS VALENTINA–BALOGH RENÁTÓ

# Az online vásárlási magatartás haszonelvű motivációi

Az e-kereskedelem az elmúlt évtizedekben globálisan és hazánkban is egyre jelentősebb szerepet tölt be a gazdaság, de az emberek hétköznapi életében is. A tanulmány célkitűzése egy olyan modell kidolgozása, amely bemutatja az online vásárlást befolyásoló haszonelvű tényezőket, s nemcsak a tudományos közösség, hanem az e-kereskedelem területén működő vállalatok számára is értékkel bírhat. Tanulmányunk alapja egy kérdőíves vizsgálat. A feltáró, majd megerősítő faktoranalízissel öt haszonelvű tényezőt azonosítottunk, amelyek a következők: kényelem, időhatékonyság, könnyűség, biztonság és közösségi média. A létrehozott modell a jövőben szegmentációs eszközként alkalmazható, így hozzájárulhat további tudományos eredményekhez, de a gyakorlatban is hasznos eszköz lehet.

Journal of Economic Literature (JEL) kód: L81.

## Bevezetés

Az e-kereskedelem (más néven online kereskedelem) az elmúlt két évtizedben a globális gazdaság egyik legdinamikusabban fejlődő ágazatává vált. Az e-kereskedelem értéke – beleértve a vállalkozások közötti, illetve a vállalkozások és fogyasztók közötti értékesítést – 2024-ben már elérte a 33 ezer milliárd dollárt, ami közel 4 százalékos növekedést jelentett az előző évhez képest (UNCTAD [2025]). 2021-ben a kiskereskedelmi értékesítés összességében már meghaladta a 4,2 ezer milliárd dollárt, a piacot pedig az eladásokat tekintve Kína, az Egyesült Államok és az Egyesült Királyság vezeti (Tudor [2022]).

Az internet széles körű elterjedése, a digitalizáció, valamint a különféle innovatív eszközök és megoldások nagymértékben hozzájárultak a fogyasztói szokások átalakulásához, így az online vásárlás az emberek mindennapjainak része lett (Zerbini és szerzőtársai [2022]). A Covid-19-járvány világszerte jelentős hatással volt a vállalkozásokra (Juhász–Szabó [2021], Szeiner és szerzőtársai [2023], Duguleană és szerzőtársai [2024]). A pandémia számtalan negatív hatása mellett a digitalizációt tekintve

---

Balogh-Kardos Valentina PhD-hallgató, Debreceni Egyetem (e-mail: kardos.valentina@econ.unideb.hu).

Balogh Renátó egyetemi adjunktus, Debreceni Egyetem (e-mail: balogh.renato@econ.unideb.hu).

A kézirat első változata 2025. április 24-én érkezett szerkesztőségünkbe.

DOI: <https://doi.org/10.18414/KSZ.2025.6.608>

pozitív változás következett be globálisan és hazánkban egyaránt (*Amankwah-Amoah és szerzőtársai* [2021], *Noszky* [2021], *Heinrichs és szerzőtársai* [2022]), így az e-kereskedelem a Covid-19 „nyertesének” tekinthető (*Szász és szerzőtársai* [2022], *Young és szerzőtársai* [2022]).

Az e-kereskedelem az Egyesült Államokban vagy Kínában már nem csupán kiegészítő csatornája a hagyományos kereskedelemnek, hanem egyes fogyasztói csoportok, illetve bizonyos terméktípusok esetében akár elsődleges értékesítési csatornaként működhet. *Cramer-Flood* [2023] szerint a kínai e-kereskedelem mérete 2023-ban már megközelíthette a 3 ezer milliárd dollárt, részesedése a teljes kereskedelemről csaknem 46 százalék; becslése szerint pedig 2026-ra meghaladhatja az 50 százalékot. A *Statista* [2023] 2022-es felmérése szerint az Egyesült Államokban a *fast fashion* ruházati termékek többségét már online vásárolták. A felmérésben szereplő válaszadók közel fele a ruházati termékeit már online vásárolta. Egy több országra kiterjedő kutatás arra az eredményre jutott, hogy az olyan termék- vagy szolgáltatástípusok vásárlása esetében, mint a könyv, a banki, a biztosítási, az utazási szolgáltatások vagy a videójátékok, már az online vásárlást preferálják a fogyasztók, különös tekintettel a brit, az amerikai, az olasz, a német vagy éppen a svéd piacra (*Simeon* [2024]).

A globális trendek Magyarországon is éreztetik hatásukat. Az elmúlt években számottevő növekedés volt tapasztalható a hazai e-kereskedelmi szektorban mind az online vásárlások volumenét, mind a kereskedelmen belüli részesedését tekintve, jóllehet 2022-től az infláció és az egyéb negatív gazdasági hatások miatt a növekedés üteme csökkent (*GKID* [2023]). A *PwC* [2024] kutatása 4,2 millió magyar aktív online vásárlót talált. E sokaság a vásárlás gyakorisága szerint három szegmensre bontható: 31 százalékuk ritkán (évente legfeljebb 3-4 alkalommal), 38 százalékuk esetenként (legfeljebb 1-2 havonta), 31 százalékuk pedig rendszeresen (havonta legalább 1-2 alkalommal) vásárol.

Az online kereskedelem jelentőségének folyamatos növekedésével természetesen megszorodtak az e-kereskedelmet, illetve az online fogyasztókat befolyásoló tényezőkkel foglalkozó vizsgálatok. Az elmúlt években számos hazai tanulmány jelent meg az e-kereskedelem témakörében, ugyanakkor a vizsgálatok többnyire az e-kereskedelem trendjeire és jelentőségére (például *Kontor és szerzőtársai* [2020]), a vásárlási szokásokra (*Németh és szerzőtársai* [2020], *Takáts* [2021]) vagy a vásárlási hajlandóságot befolyásoló egy-egy tényezőre fókuszálnak (*Aranyossy–Magisztrák* [2016]). Kutatási célkitűzésünk egy olyan modell kidolgozása, amely meghatározza az online vásárlókat befolyásoló legfontosabb tényezőket, és amely egyrészt összegzi a legfontosabb faktorokat, másrészt pedig szegmentációs eszközként szolgálhat, így az e-kereskedelem területén működő vállalatok számára gyakorlati jelentőséggel is bírhat.

## Az online vásárlást befolyásoló tényezők

Az első vizsgálatok az 1990-es évek közepétől jelentek meg (*Perreira* [1998], *Swaminathan és szerzőtársai*, 1999), amikor a háztartások internet-penetrációja emelkedni kezdett (*Dewan és szerzőtársai* [1998], *Compaine* [2001]), és megjelentek az olyan webáruházak, mint az Amazon vagy az eBay (*Kimble–Bourdon* [2013]).

Napjainkra az online fogyasztói magatartással kapcsolatos kutatások széles körben elterjedtté váltak (*Gañac [2018]*, *Kumar–Kashyap [2018]*, *Rahman és szerzőtársai [2018]*, *Hermawan [2021]*), aminek köszönhetően sikerült feltárni az online vásárlók viselkedését befolyásoló tényezőket. E tényezőket két fő csoportba („haszonelvű” és „hedonikus”) sorolhatjuk (*Arul Rajan [2020]*). *McLean és szerzőtársai [2018]* a haszonelvű csoportba olyan tényezőket soroltak, mint például a kényelem, a könnyű használat vagy az online felület testreszabhatósága. *Martínez-López és szerzőtársai [2014]* modelljükben e tényezők mellett fontos tartják a hozzáférhető információt, a társas interakciók elkerülésének a lehetőségét, illetve a fizetési szolgáltatásokat is. A haszonelvűvel szemben a hedonikus motívum az élvezetről vagy a vigaszról szól, s *Indrawati és szerzőtársai [2022]* szerint önérdekű szükségleteken, szórakozáson, önkifejezésen alapul. *Hu és szerzőtársai [2023]* a hedonikus faktorokat összefoglalva élvezeti tényezőnek nevezik tanulmányukban. Az online vásárlással összefüggésben tehát a haszonelvű motívum a termékek funkcionális értékéhez vagy a hatékonyabb vásárlási folyamathoz kapcsolódik, míg a hedonikus motívum az online vásárlási folyamatnak az érzelmi élményeire vonatkozik (*Fernandes és szerzőtársai [2020]*).

Kutatásunk során egy olyan modell létrehozását tűztük ki célul, amely a haszonelvű tényezőket foglalja keretbe, így a következőkben ezeket a faktorokat fejtsük ki részletesebben.

Az e-kereskedelem expanziójának kulcsfontosságú mozgatórugója részint a webáruházak folyamatos elérhetősége, amely lehetőséget biztosít a vásárlók számára, hogy a hét bármelyik napján, bármely órában vásárolhassanak (*Güven [2020]*), részint a vásárlói igények változása, amely a kényelem, egyszerűség és gyorsaság irányába mozdult el (*Duarte és szerzőtársai [2018]*). A kényelem az egyik leggyakrabban feltárt motivációs faktor az online vásárlások esetében: a vásárlók elkerülhetik a boltokban előforduló tömegeket, illetve a fizetéseknel a sorban állást (*Kumar–Kashyap [2018]*). *Zarei és szerzőtársai [2019]* tanulmányukban rámutattak, hogy a kényelem a földrajzi és időbeli korlátok leküzdése mellett kiterjedhet az olyan utólagos logisztikai szolgáltatásokra is, mint például a visszaküldési lehetőségek.

Az online fogyasztókat a kényelmi szempontokon túl jelentősen befolyásolja a vásárlási folyamat, illetve a webáruházak használatának könnyűsége. *Saoula és szerzőtársai [2023]* szerint a weboldal külalakja és könnyű használhatósága növelheti a fogyasztók bizalmát, és megteremtheti a lojalitásukat is. *Guo és szerzőtársai [2023]* tanulmányukban hasonló eredményre jutottak: az online áruházak jól megtervezett felülete közvetlenül hat a vásárlók elégedettségére, ezáltal a hűségükre is.

Az időmegtakarítás kiemelkedően fontos szerepet játszik a fogyasztói döntéshozatalban. Az online vásárlás lehetővé teszi, hogy a termékkeresés, ár-összehasonlítás és megrendelés folyamata néhány perc alatt megtörténjen, szemben a hagyományos vásárlás sokszor időigényes menetével (*Zamfirache és szerzőtársai [2024]*). Az online vásárlás időmegtakarítására hatást gyakorolhatnak a szokásokat befolyásolhatják az algoritmusok által működtetett keresési és ajánlórendszerek is, hiszen a személyre szabott ajánlatokkal elősegíthetik a gyors döntéshozatalt (*Zhao és szerzőtársai [2025]*).

Az online vásárlók magatartásával foglalkozó kutatások jelentős része a bizalom és biztonság kérdésére összpontosít (*Hidayat és szerzőtársai [2021]*, *Singh és szerzőtársai*

[2024]). A biztonság és az adatvédelem nagymértékben meghatározza az ügyfelek bizalmát, amely pedig megalapozhatja a fogyasztói hűséget (*Mofokeng* [2023], *Handoyo* [2024]). Ez utóbbi pedig kiemelkedően fontos, hiszen a fogyasztók alapvetően egyre kiszámíthatatlanabbak és egyre kevésbé lojálisak (*Cachero-Martínez-Vázquez-Casielles* [2021]). A biztonság és az adatvédelem tehát kulcsfontosságú szempont az online vásárlás során: a felhasználók elvárják, hogy pénzügyi és személyes adataik biztonságban legyenek a tranzakciók során.

Általánosan kijelenthető, hogy a fogyasztókra gyakorolt digitális hatás egyre jelentősebb, különös tekintettel a közösségi média szerepére. A *Deloitte* [2025] Egyesült Államokban készült felméréseinek eredménye azt mutatja, hogy a vásárlás előtt a fogyasztók jelentős része felkeresi a webáruház vagy a kereskedő honlapját, oldalait a közösségi médiában, megnézi az adott termékről szóló vásárlói véleményeket. Ezt a megállapítást megerősíti *Balogh-Kardos és szerzőtársai* [2025] magyar online vásárlókat vizsgáló kutatása, amely szerint a fogyasztók úgy ítélik meg, hogy a közösségi média segíti őket abban, hogy információkat gyűjtsenek a kiszemeltek termékekről, illetve hasznosnak ítélik a különféle vásárlói véleményeket is. *Wibowo és szerzőtársai* [2021] szerint a közösségi média jelentős hatással van az ügyfélkapcsolat minőségére, míg *Mason és szerzőtársai* [2021] arra az eredményre jutottak, hogy a Covid-19-járvány után a fogyasztók egyre nagyobb mértékben használják a közösségi médiát a termékek azonosításának, a termékekkel kapcsolatos információgyűjtésnek, a termékek értékelésének és a termékvásárlásnak az eszközeként.

## Anyag és módszer

A haszonelvű online vásárlást befolyásoló tényezők modelljének kidolgozását egy kvantitatív, kérdőíves felméréssel alapoztuk meg. A kérdőívünk három részből állt. Az első az online vásárlási szokásokkal kapcsolatos kérdéseket tartalmazott. A második részben állítások szerepeltek, amelyeket korábbi nemzetközi modellek (*Martínez-López és szerzőtársai* [2014], *Kumar-Kashyap* [2018], *Rao és szerzőtársai* [2018], *Hu és szerzőtársai* [2023]) tanulmányozását követően fogalmaztunk meg. A harmadik rész a válaszadók demográfiai adatait tudakolta. Az online vásárlást befolyásoló tényezőkhöz kapcsolódó állításokat a válaszadóknak 1-től 5-ig terjedő Likert-skálán kellett értékelniük (1 = egyáltalán nem értek egyet, 5 = teljes mértékben egyetértek).

Az adatok feldolgozását és elemzését az IBM SPSS Statistics 26. és JASP 0.19.3 programok segítségével végeztük. A hipotetikus modellünket első körben feltáró, majd magyarázó faktoranalízisnek vetettük alá, érvényességi és megbízhatósági vizsgálatokkal.

### *A kutatás mintája*

Mintavételünk a korábbi nemzetközi modellekhez hasonlóan kényelmi mintavételi eljárással történt, online formában, így nem tekinthető reprezentatívnak. Kutatási célunk (az online vásárlást befolyásoló haszonelvű tényezők keretrendszerének

a létrehozása) nem is igényli a minta reprezentativitását. Kérdőívünket összesen 532 személy töltötte ki, az adattisztítást követően a vizsgálatunk elemszáma 508 lett. A minta demográfiai jellemzőit az 1. táblázat összegzi.

### 1. táblázat

A válaszadók demográfiai jellemzői

Változó	Kategória	Gyakoriság (fő)	Arány (százalék)
Nem	férfi	99	19,5
	nő	409	80,5
Generáció	X	114	22,4
	Y	138	27,2
	Z	256	50,4
Lakóhely	főváros	36	7,1
	megyei jogú város	249	49,0
	város	137	27,0
	község	86	16,9
Iskolai végzettség	alapfokú	8	1,6
	középfokú	269	53,0
	felsőfokú	231	45,5
Jövedelmi helyzet	nincs aktív jövedelme	72	14,2
	átlag alatti	125	24,6
	átlagos	182	35,8
	átlag feletti	129	25,4
Családi állapot	egyedülálló	134	26,4
	párkapcsolatban él	182	35,8
	házas	167	32,9
	elvált	16	3,1
	özvegy	9	1,8

*Forrás:* saját szerkesztés.

A kérdőívünk első részében az online vásárlási szokásokkal kapcsolatos kérdések szerepeltek. Az 532 kitöltő közül 508-an válaszolták azt, hogy az elmúlt egy évben valamilyen rendszerességgel vásároltak online csatornán (2. táblázat). Ez jelentette az adattisztítás alapját. Tekintettel arra, hogy a mintánk nem reprezentatív, a válaszadók vásárlási szokásairól általános megállapításokat nem fogalmazhatunk meg. A vásárlási szokások elemzésével célunk annak megállapítása, hogy vajon modellünk alkalmas lehet-e szegmentációs eszközként való használatra.

## 2. táblázat

## Vásárlási szokások

	Fő	Arány (százalék)
Vásárlás gyakorisága		
hetente többször	52	10,2
havonta többször	207	40,7
havonta	142	28,0
ritkábban, mint havonta	107	21,1
Átlagos havi költés		
10 ezer Ft alatt	122	24,0
10–20 ezer Ft között	241	47,4
20 ezer Ft felett	145	28,5
Fizetési mód		
utánvét	231	45,5
bankkártya	277	54,5

Forrás: saját szerkesztés.

## Eredmények

Első lépésként feltárási faktoranalízist végeztünk, amit Kaiser–Meyer–Olkin- (KMO-) és Bartlett-próba előzött meg. A két teszt azt tárja fel, hogy vajon a változók alkalmasak-e adatredukciós eljárások lefolytatásához, összefüggés mutatható-e ki közöttük. A KMO-próba értéke meghaladta a minimálisan elvárt 0,5-es értéket (0,701 volt), míg a Bartlett-próba szignifikáns eredményt (sig: 0,000) mutatott (Sajtos–Mitev [2007]).

A feltárási faktoranalízis eredményét a 3. táblázat foglalja össze. Az állítások öt faktorba rendeződtek, a faktorokhoz pedig két-két állítás tartozik, a faktorsúlyok ( $\beta$ ) minden esetben meghaladják a minimális 0,4-es értéket (Howard [2016]). A faktorokat a már korábban kifejtettek szerint neveztük el: biztonság, közösségi média, időhatékonyság, kényelem, valamint könnyűség. A skálák belső megbízhatóságának mérésére a Cronbach-alfa a leggyakrabban használt mutató; ennek küszöbértékére vonatkozóan a nemzetközi és a hazai szakirodalom nem egységes. A témában talán legtöbbet idézett Hair és szerzőtársai [2010] általánosságban a 0,7-et tartja küszöbértéknek, de bizonyos esetekben (például feltárási kutatásoknál) a 0,6-es értéket is elfogadhatónak tekinti.

A feltárási után megerősítő faktoranalízist is végeztünk, amelynek keretében vizsgáltuk a modell érvényességét is. A konvergenciaérvényesség tesztelésére a Composite Reliability (CR), illetve az átlagos magyarázott variancia (Average Variance Extracted, AVE) mutatókat használtuk, amelyek küszöbértékei  $CR > 0,7$ , valamint  $AVE > 0,5$  (Hair és szerzőtársai [2010]).

3. táblázat  
Feltárá faktoranalízis

Faktorok és állítások	$\beta$	$\alpha$
F1 Biztonság		0,870
Á7 <i>Úgy érzem, hogy a bankkártyaadataimat megszerezhetik, és visszaélhetnek vele.</i>	0,936	
Á8 <i>Félek a bankkártyaadatokkal való visszaéléstől.</i>	0,934	
F2 Közösségi média		0,836
Á10 <i>A közösségi média segít abban, hogy információkat gyűjtsék a termékekről.</i>	0,920	
Á9 <i>A közösségi média segít abban, hogy vásárlói véleményeket találjak.</i>	0,919	
F3 Időhatékonyság		0,771
Á6 <i>Az online vásárlásnál nem vesztegetem az időmet.</i>	0,895	
Á5 <i>Az online vásárlás kevesebb időt vesz igénybe.</i>	0,858	
F4 Kényelem		0,727
Á1 <i>Online vásárolok, mert elkerülhetem az üzletekben a tömeget.</i>	0,860	
Á2 <i>Online vásárolok, mert így el tudom kerülni a nagy közlekedési forgalmat.</i>	0,846	
F5 Könnyűség		0,640
Á4 <i>Az online vásárlási folyamat és a webáruház felületének egyszerűsége könnyűvé teszi az online vásárlást.</i>	0,840	
Á3 <i>Az online vásárlás során könnyű kiválasztani a kívánt terméket és összehasonlítani más termékekkel.</i>	0,815	

Megjegyzés: F – faktor, Á – állítás.

Forrás: saját szerkesztés.

A konvergenciaérvényesség mutatószámainak minősítése során *Heidrich és szerzőtársaihoz* [2015] hasonlóan *Fornell és Larcker* [1981] ajánlását követtük, amely szerint három kritériumnak kell teljesülnie a validitáshoz: 1. a standardizált faktorsúlyok mindegyikének meg kell haladnia a 0,5-et; 2. a CR mutatóknak a 0,6-et; 3. az AVE mutatóknak pedig a 0,5-es értéket. A modellünk minden tekintetben teljesíti a konvergenciaérvényesség feltételeit, hiszen mind a standardizált faktorsúlyok, mind a CR, mind az AVE értékei meghaladják a küszöbértékeket (4. táblázat).

A konvergenciavaliditást követően diszkriminanciaérvényességet is vizsgáltunk a Fornell–Larcker-kritériummal, amelynek értelmében az AVE-értékek négyzetgyökének minden faktor esetében nagyobbak kell lennie, mint az adott faktor és az összes többi közötti korrelációs együttható (*T. Nagy–Bernschütz* [2017]). Az 5. táblázatban látható faktorkorrelációs mátrix azt mutatja, hogy a korrelációk értékei mind kisebbek, mint az AVE négyzetgyöke, ennek alapján pedig megállapítható a modell diszkrimináns érvényessége.

## 4. táblázat

## Konvergenciaérvényesség

Faktor	Faktorsúly-terjedeleme	CR	AVE
Biztonság	0,936–0,934	0,931	0,933
Közösségi média	0,920–0,919	0,916	0,920
Időhatékonyság	0,895–0,865	0,869	0,877
Kényelem	0,860–0,846	0,842	0,853
Könnyűség	0,840–0,815	0,813	0,828

Forrás: saját szerkesztés.

## 5. táblázat

## A diszkriminanciavizsgálat eredménye

	Biztonság	Közösségi média	Időhatékonyság	Kényelem	Könnyűség
Biztonság	0,869				
Közösségi média	0,054	0,842			
Időhatékonyság	-0,133	0,098	0,765		
Kényelem	-0,042	0,132	0,378	0,726	
Könnyűség	-0,180	0,231	0,273	0,389	0,680

Megjegyzés: az átlós értékek (dőlttel jelölve) az AVE négyzetgyökei. A nem diagonális értékek a faktorok közötti korrelációk.

Forrás: saját szerkesztés.

Mindezeket követően a modell illeszkedését is vizsgálni szükséges. Az illeszkedési mutatók közül a konvergenciaérvényességtől eltérően már több áll rendelkezésre. A talán legáltalánosabb illeszkedési mutató a CMIN/df, amely *Dash–Paul* [2021] szerint érzékeny a minta elemszámára, illetve a változók számára. Éppen ezért a modellek illeszkedését további mutatókkal kell elemezni. Ilyenek például az abszolút illeszkedési mutatók közül a GFI (*goodness-of-fit statistic*), az RMSEA (*root mean square error of approximation*) vagy az SRMR (*standardized root mean square residual*), az inkrementális illeszkedési mutatók: a CFI (*comparative fit index*), a TLI (*Tucker–Lewis-index*), az NFI (*normed fit index*), amelyeknek kritériumai a szakirodalom alapján nem egyértelműek. *Hooper és szerzőtársai* [2008] szerint a CFI, a TLI, az NFI és a GFI mutatók esetében 0,9-es érték felett már jó illeszkedésről beszélhetünk, más szerzők (*Kline* [2016], *Hair Jr. és szerzőtársai* [2017]) viszont szigorúbb: 0,95-os kritériumot határoznak meg. Az RMSEA, illetve az SRMR mutatók esetében sem egységes a szakirodalom. Az RMSEA-t illetően *Hu–Bentler* [1999] a 0,06-os értéket tekinti küszöbértéknek, *Shi–Maydeu–Olivares* [2019] a 0,07-ot, ugyanakkor *MacCallum és szerzőtársai* [1996] szerint a 0,08 alatti értéknél is jó illeszkedésről beszélhetünk, míg *Heidrich és szerzőtársai* [2015] egészen 0,1-ig tekintik elfogadhatónak. Az SRMR esetében a küszöbértékek a szakirodalomban 0,05-től (*Sharifi Fard és szerzőtársai* [2019]) 0,08-ig terjednek (*Ximénez és szerzőtársai* 2022). A 6. táblázat alapján megállapítható,

hogy modellünk illeszkedése minden mutató esetében megfelel a szigorúbb kritériumoknak is.

#### 6. táblázat

##### Modellilleszkedés

Mutatók	Szigorú kritérium	Modellünk értéke
CMIN/df	<3 <i>Dash–Paul [2021]</i>	1,685
CFI	>0,95 <i>Hair Jr. és szerzőtársai [2020]</i>	0,990
TLI	>0,95 <i>Sharma és szerzőtársai [2005]</i>	0,981
NFI	>0,95 <i>Hu–Bentler [1999]</i>	0,975
GFI	>0,95 <i>Miles–Shevlin [2007]</i>	0,984
RMSEA	<0,06 <i>Hu–Bentler [1999]</i>	0,037
SRMR	<0,05 <i>Maydeu-Olivares és szerzőtársai [2017]</i>	0,025

*Forrás:* saját szerkesztés.

A modell kialakítását és validálását követően annak vizsgálata következett, hogy vajon a modell alkalmas-e szegmentációs eszközként való használatra. Ennek feltárására első körben a demográfiai változók, majd a vásárlási szokásokhoz kapcsolódó változók szerint elemeztük, hogy az egyes faktorok átlagos eredményei különböznek-e egymástól. Ezt Spearman-féle rangkorreláció alkalmazásával vizsgáltuk. A 7. táblázatban látható eredmények alapján megállapítható, hogy minden demográfiai változó esetében (nem, generáció, lakóhely, iskolai végzettség, jövedelem és családi állapot) találunk szignifikáns különbséget. Az eredmények azt igazolják számunkra, hogy a modell instrumentuma lehet a fogyasztók szegmentálásának a demográfiai jellemzőik alapján.

A demográfiai jellemzők után a vásárlási szokásokkal kapcsolatos változók következtek, vagyis a feltárt faktorok és a vásárlási gyakoriság, az átlagos havi költség, valamint a fizetési mód kapcsolatát elemeztük. A demográfiai jellemzőkhöz hasonlóan a Spearman-féle rangkorrelációs vizsgálat is több szignifikáns különbséget azonosított a változókön belüli egyes alcsoportokban. Az eredmények alapján például megállapítható, hogy minél gyakrabban vásárolnak és minél többet költenek havonta átlagosan az online fogyasztók, annál kevésbé vannak biztonsági aggályaik, viszont nagyobb mértékben befolyásolja őket a kényelem és a könnyűség. A fizetési móddal

## 7. táblázat

Az online vásárlást befolyásoló haszonelvű faktorok és a minta demográfiai jellemzőinek kapcsolata

	Nem	Generáció	Lakóhely	Iskolai végzettség	Jövedelem	Családi állapot
Biztonság	-0,039	0,025	0,056	-0,115**	-0,113*	-0,086
Közösségi média	-0,193**	0,061	-0,134**	-0,035	-0,070	0,011
Időhatékonyság	0,027	-0,116**	0,015	0,026	0,025	0,050
Kényelem	0,043	-0,046	-0,009	0,114*	0,036	0,146**
Könnyűség	-0,028	-0,056	-0,032	0,025	0,064	0,068

Megjegyzés: \* sig < 0,05, \*\*sig < 0,01.

Forrás: saját kutatás.

kapcsolatban pedig megállapítható, hogy az utánvétet preferáló fogyasztók jobban tartanak a biztonsági kockázatoktól (8. táblázat).

## 8. táblázat

Az online vásárlást befolyásoló haszonelvű faktorok és a minta vásárlási szokásainak kapcsolata

	Vásárlás gyakorisága	Átlagos havi költség	Fizetési mód
Biztonság	0,258**	-0,233**	-0,245**
Közösségi média	0,025	-0,026	0,010
Időhatékonyság	-0,019	0,022	-0,099*
Kényelem	-0,217**	0,255**	0,031
Könnyűség	0,187**	0,161**	0,113*

Megjegyzés: \* sig < 0,05, \*\*sig < 0,01.

Forrás: saját kutatás.

## Összegzés

Az e-kereskedelem exponenciális növekedésének ellenére az online vásárlókat befolyásoló tényezőket viszonylag kevés kutatás vizsgálta Magyarországon. Pedig a fogyasztók magatartását befolyásoló faktorok azonosítása és vizsgálata elengedhetetlen ahhoz, hogy a globalizált e-kereskedelemben a hazai vállalkozások felvegyék a versenyt nemzetközi versenytársaikkal, vagy egyáltalán a pályán maradjanak.

A PwC [2024] tanulmánya rámutat, hogy néhány évvel ezelőttig a magyar e-kereskedelmi piac főszereplői még nagyrészt olyan európai uniós székhelyű kereskedők voltak, amelyek vagy hazánkban is működtek, vagy Magyarországot stratégiai jelentőségű célpiacként kezelték. Ezek a szereplők jellemzően magyar nyelvű webáruházzal vagy oldallal és sok esetben helyi operatív jelenléttel is rendelkeztek.

A nemzetközi e-kereskedelmi vállalatok jelenléte hosszú időn át marginális maradt, és elsősorban egy szűk, jól körülhatárolható fogyasztói szegmens számára kínálták szolgáltatásaikat. Napjainkban ezzel szemben jelentős változásokon megy keresztül a hazai e-kereskedelmi piac, és azt az import hajtja. *PwC* [2024] megfogalmazása szerint 2024 Magyarországon is a „Temu éve” volt.

A magyar e-kereskedők versenyképességének megőrzése és erősítése a globális, illetve regionális versenytársaikkal szemben megköveteli a szolgáltatások magas színvonalát, a technológiai innovációk adaptálását, valamint a fogyasztói élmény folyamatos fejlesztését, amihez elengedhetetlen a vásárlói elvárások, továbbá az őket befolyásoló tényezők vizsgálata. Kutatásunk során egy ilyen modell kidolgozását tűztük ki célul, amely a gyakorlatban is hasznosítható. Megítélésünk szerint a modell összefoglalja az online vásárlókat befolyásoló legfontosabb haszonelvű faktorokat, míg a faktorokhoz tartozó 2-2 állítás viszonylag gyors és egyszerű piackutatási, véleményfelmérési lehetőséget biztosít akár a további tudományos, akár a piaci elemzések számára.

## Korlátok és a kutatás jövőbeli irányai

Kutatásunk során több korláttal kellett szembenéznünk. Korlátként tekinthetünk a vizsgálatunk mintájára, hiszen az nem reprezentatív, így általános megállapításokra a vizsgálatunk nem terjedhet ki. Ugyanakkor a kutatásunk célja nem az online vásárlási szokások felmérése, hanem egy mérőeszköz, egy modell kidolgozása volt, amelynek megbízhatóságát és érvényességét különféle statisztikai elemzésekkel igazoltuk.

Kutatásunk korlátai közé soroljuk továbbá, hogy a modell nem tekinthető teljes mértékben komplexnek. A modellből kimaradtak olyan haszonelvű tényezők, mint például a szállítás, a logisztika, amelynek szignifikáns szerepét több korábbi kutatás is alátámasztotta (*Nguyen és szerzőtársai* [2019], *Dias és szerzőtársai* [2022]). A modellt nem tekintjük komplexnek azért sem, mert nem tartalmaz hedonikus faktorokat, amelyek pedig jelentősen befolyásolják a fogyasztók magatartását. Az ebbéli korlátok mellett fontosnak tartjuk megemlíteni, hogy a faktorok viszonylag kicsiny száma, illetve a hozzájuk tartozó állítások azonban éppen a gyakorlati alkalmazást és a hasznosíthatóságot segíthetik.

Kérdőívünkben nem szerepeltek a digitális kulturáltságra vonatkozó kérdések, ami szintén a kutatás korlátjaként fogható fel, tekintettel arra, hogy a különböző generációk digitális kultúrája és a különféle technológiákhoz való viszonya eltér egymástól. Amíg az X generáció fokozatosan tanulta meg a digitális technológiák használatát (*Hill* [2017]), addig az Y és Z generáció már természetes kommunikációs eszközként tekint rájuk (*Prensky* [2001]), ennek pedig az online vásárlási magatartásra is lehet hatása. *Agárdi–Alt* [2021] a mobiltárca elfogadásával foglalkozó tanulmányukban megállapították, hogy az X generációs fogyasztókra jellemzőbb, hogy tartanak a mobilfizetés pénzügyi kockázatától, ezzel szemben a Z generáció szerint ez a kockázat elhanyagolható.

A kutatás jövőbeli célja a fent említett korlátok megszüntetése. Általános megállapítások megfogalmazásához a jövőben célszerű reprezentatív mintán megismételni a kutatást, beemelve a modellbe a logisztikai tényezőket. A vizsgálat kiegészíthető kvalitatív módszerekkel is, például fókuszcsoportos interjúkkal, amelyek lehetővé tehetik a faktorok mélyebb megértését. A kutatás jövőbeli iránya lehet egy olyan modell kidolgozása, amely tartalmazza az online vásárlókat befolyásoló hedonikus tényezőket, vagy a haszonelvű és a hedonikus faktorokat egyaránt tartalmazó komplex modell felépítése.

### *Hivatkozások*

- AGÁRDI IRMA–ALT MÓNICA IRMA [2021]: A mobiltárca elfogadásának generációs különbségei: az X és Z generáció összehasonlítása. *Statistikai Szemle*, 99. évf. 11. sz. 1049–1079. o. <https://doi.org/10.20311/stat2021.11.hu1049>.
- AMANKWAH-AMOAH, J.–KHAN, Z.–WOOD, G.–KNIGHT, G. [2021]: COVID-19 and digitalization: The great acceleration. *Journal of Business Research*, 136. évf. 602–611. o. <https://doi.org/10.1016/j.jbusres.2021.08.011>.
- ARANYOSSY MÁRTA–MAGISZTRÁK BARBARA ANNA [2016]: A vásárlói bizalom hatása az e-kereskedelmi vásárlási hajlandóságra – Magyar–lengyel összehasonlító vizsgálata. *Marketing & Menedzsment*, 50. évf. 3-4. sz. 73–87. o. <https://journals.lib.pte.hu/index.php/mm/article/view/887>.
- ARUL RAJAN, K. [2020]: Influence of hedonic and utilitarian motivation on impulse and rational buying behavior in online shopping. *Journal of Statistics and Management Systems*, 23. évf. 2. sz. 419–430. o. <https://doi.org/10.1080/09720510.2020.1736326>.
- BALOGH-KARDOS VALENTINA–GÁL TÍMEA–BALOGH RENÁTÓ [2025]: The role of demographic characteristics and shopping habits in online shopping behavior. *Innovative Marketing*, 21. évf. 1. sz. 170–181. o. [http://dx.doi.org/10.21511/im.21\(1\).2025.14](http://dx.doi.org/10.21511/im.21(1).2025.14).
- CACHERO-MARTÍNEZ, S.–VÁZQUEZ-CASIELLES, R. [2021]: Building consumer loyalty through e-shopping experiences: The mediating role of emotions. *Journal of Retailing and Consumer Services*, 60. évf. május, 102481. sz. <https://doi.org/10.1016/j.jretconser.2021.102481>.
- COMPAINE, B. M. [2001]: *The Digital Divide: Facing a Crisis or Creating a Myth?* The MIT Press, Cambridge, MA. <https://doi.org/10.7551/mitpress/2419.001.0001>.
- CRAMER-FLOOD, E. [2023]: *China Ecommerce Forecast 2023*. <https://www.emarketer.com/content/china-ecommerce-forecast-2023>.
- DASH, G.–PAUL, J. [2021]: CB-SEM vs PLS-SEM methods for research in social sciences and technology forecasting. *Technological Forecasting and Social Change*, 173. évf. 121092. <https://doi.org/10.1016/j.techfore.2021.121092>.
- DELOITTE [2025]: *2025 Digital Media Trends: Social platforms are becoming a dominant force in media and entertainment*. <https://www2.deloitte.com/us/en/insights/industry/technology/digital-media-trends-consumption-habits-survey>.
- DEWAN, R. M.–FREIMER, M. L.–SEIDMANN, A. [1998]: Internet service providers, proprietary content, and the battle for users' dollars. *Communications of the ACM*, 41. évf. 8. sz. 43–48. o. <https://doi.org/10.1145/280324.280331>.
- DIAS, E. G.–OLIVEIRA, L. K. D.–ISLER, C. A. [2022]: Assessing the Effects of Delivery Attributes on E-Shopping Consumer Behaviour. *Sustainability*, 14. évf. 1. sz. 13. <https://doi.org/10.3390/su14010013>.

- DUARTE, P.–COSTA E SILVA, S.–FERREIRA, B. M. [2018]: How convenient is it? Delivering online shopping convenience to enhance customer satisfaction and encourage e-WOM. *Journal of Retailing and Consumer Services*, 44. évf. szeptember, 161–169. o. <https://doi.org/10.1016/j.jretconser.2018.06.007>.
- DUGULEANĂ, C.–DUGULEANĂ, L.–DESZKE, K.-D. [2024]: Financial performance and capital structure – an econometric approach for Romanian e-commerce companies during the COVID-19 pandemic. *Economic Analysis and Policy*, 83. évf. szeptember, 786–812. o. <https://doi.org/10.1016/j.eap.2024.05.024>.
- FERNANDES, E.–SEMUEL, H.–ADIWIJAYA, M. [2020]: The influence of social media advertising on purchase intention through utilitarian and hedonic shopping motivation: a study at beauty care and anti-aging clinic service in Surabaya. *Petra International Journal of Business Studies*, 3. évf. 1. sz. 23–36. o. <https://doi.org/10.9744/ijbs.3.1.23-36>.
- FORNELL, C.–LARCKER, F. F. [1981]: Evaluating structural equation models with unobservable variables and measurement error. *Journal of Marketing Research*, 18. évf. 1. sz. 39–50. o. <http://dx.doi.org/10.2307/3151312>.
- GAÑAC, C. G. [2018]: Investigating Consumer Optimum Stimulation Level and Exploratory Online Buying Behavior. *DLSU Business & Economics Review*, 28. évf. 1. sz. 67–85. o.
- GKID [2023]: Digitális Kereskedelmi Körkép, 2023/I. Turbulens piaci környezet. <https://gkid.hu/2023/05/15/dkk-2023-1/>.
- GUO, J.–ZHANG, W.–XIA, T. [2023]: Impact of Shopping Website Design on Customer Satisfaction and Loyalty: The Mediating Role of Usability and the Moderating Role of Trust. *Sustainability*, 15. évf. 8. sz. 6347. <https://doi.org/10.3390/su15086347>.
- GUVEN, H. [2020]: Industry 4.0 and Marketing 4.0: In Perspective of Digitalization and E-Commerce. Megjelent: *Akkaya, B. (szerk.): Agile Business Leadership Methods for Industry 4.0*. Emerald Publishing Limited, Leeds, 25–46. o. <https://doi.org/10.1108/978-1-80043-380-920201003>.
- HAIR, J. F.–BLACK, W. C.–BABIN, B. J.–ANDERSON, R. E. [2010]: *Multivariate Data Analysis*. 7th Edition, Pearson, New York, NY.
- HAIR JR., J. F.–MATTHEWS, L. M.–MATTHEWS, R. L.–SARSTEDT, M. [2017]: PLS-SEM or CB-SEM: Updated Guidelines on Which Method to Use. *International Journal of Multivariate Data Analysis*, 1. évf. 2. sz. 107–123. o. <https://doi.org/10.1504/IJMDA.2017.10008574>.
- HAIR JR., J. F.–HOWARD, M. C.–NITZL, C. [2020]: Assessing measurement model quality in PLS-SEM using confirmatory composite analysis. *Journal of Business Research*, 109. évf. március, 101–110. o. <https://doi.org/10.1016/j.jbusres.2019.11.069>.
- HANDOYO, S. [2024]: Purchasing in the digital age: A meta-analytical perspective on trust, risk, security, and e-WOM in e-commerce. *Heliyon*, 10. évf. 8. sz. e29714. <https://doi.org/10.1016/j.heliyon.2024.e29714>.
- HEIDRICH BALÁZS–KÁSA RICHÁRD–SÁNDORNÉ KRISZT ÉVA [2015]: Behálózva, avagy a webalapú technológiák csoportos együttműködésre gyakorolt hatásának kvantitatív mérése. *Statisztikai Szemle*, 93. évf. 4. sz. 319–352. o.
- HEINRICHS, H.–MUELLER, F.–ROHFLEISCH, L.–SCHULZ, V.–KIESSLING, F. [2022]: Digitalization impacts the COVID-19 pandemic and the stringency of government measures. *Scientific Reports*, 12. évf. 21628. <https://doi.org/10.1038/s41598-022-24726-0>.
- HERMAWAN, H. [2021]: The Influence of E-Consumers' Motivation toward Attitude and Satisfaction: The Uses and Gratifications Approach. *Journal Communication Spectrum*, 11. évf. 1. sz. 52–63. o. <http://doi.org/10.36782/jcs.v11i1.2133>.

- HIDAYAT, A.–WIJAYA, T.–ISHAK, A.–ENDI CATYANADIKA, P. [2021]: Consumer Trust as the Antecedent of Online Consumer Purchase Decision. *Information*, 12. évf. 4. sz. 145. <https://doi.org/10.3390/info12040145>.
- HILL, R. [2017]: *Family Development in Three Generations*. 1st Edition. Routledge, New York, NY.
- HOOPER, D.–COUGHLAN, J.–MULLEN, M. R. [2008]: Structural equation modelling: Guidelines for determining model fit. *Journal of Business Research Methods*, 6. évf. 1. sz. 53–60. o.
- HOWARD, M. C. [2016]: A Review of Exploratory Factor Analysis Decisions and Overview of Current Practices: What We Are Doing and How Can We Improve? *International Journal of Human–Computer Interaction*, 32. évf. 1. sz. 51–62. o. <https://doi.org/10.1080/10447318.2015.1087664>.
- HU, L.–BENTLER, P. M. [1999]: Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 6. évf. 1. sz. 1–55. o. <https://doi.org/10.1080/10705519909540118>.
- HU, L.–FILIERI, R.–ACIKGOZ, F.–ZOLLO, L.–RIALTI, R. [2023]: The effect of utilitarian and hedonic motivations on mobile shopping outcomes. A cross-cultural analysis. *International Journal of Consumer Studies*, 47. évf. 2. sz. 751–766. o. <https://doi.org/10.1111/ijcs.12868>.
- INDRAWATI, I.–RAMANTOKO, G.–WIDARMANTI, T.–AZIZ, I. A.–KHAN, F. U. [2022]: Utilitarian, hedonic, and self-esteem motives in online shopping. *Spanish Journal of Marketing – ESIC*, 26. évf. 2. sz. 231–246. o. <https://doi.org/10.1108/SJME-06-2021-0113>.
- JUHÁSZ PÉTER–SZABÓ ÁGNES [2021]: A koronavírus-járvány okozta válság vállalati kockázati térképe az első hullám hazai tapasztalatai alapján. *Közgazdasági Szemle*, 68. évf. Különszám, 126–153. o. <https://doi.org/10.18414/KSZ.2021.k.126>.
- KIMBLE, C.–BOURDON, I. [2013]: The Link Among Information Technology, Business Models, and Strategic Breakthroughs: Examples from Amazon, Dell, and eBay. *Global Business and Organizational Excellence*, 33. évf. 1. sz. 58–68. o. <https://doi.org/10.1002/joe.21523>.
- KLINE, R. B. [2016]: *Principles and practice of structural equation modeling*. Guilford, New York, NY.
- KONTOR ENIKŐ–KISS MARIETTA–FEHÉR ANDRÁS [2020]: Impact of Digitalization on Domestic Trade Strategies. *International Journal of Engineering and Management Sciences*, 5. évf. 1. sz. 318–333. o. <https://doi.org/10.21791/IJEMS.2020.1.27>.
- KUMAR, A.–KASHYAP, A. K. [2018]: Leveraging utilitarian perspective of online shopping to motivate online shoppers. *International Journal of Retail & Distribution Management*, 46. évf. 3. sz. 247–263. o. <https://doi.org/10.1108/IJRDM-08-2017-0161>.
- MACCALLUM, R. C.–BROWNE, M. W.–SUGAWARA, H. M. [1996]: Power Analysis and Determination of Sample Size for Covariance Structure Modeling. *Psychological Methods*, 1. évf. 2. sz. 130–149. o. <https://psycnet.apa.org/doi/10.1037/1082-989X.1.2.130>.
- MARTÍNEZ-LÓPEZ, F. J.–PLA-GARCÍA, C.–GÁZQUEZ-ABAD, J. C.–RODRÍGUEZ-ARDURA, I. [2014]: Utilitarian motivations in online consumption: Dimensional structure and scales. *Electronic Commerce Research and Applications*, 13. évf. 3. sz. 188–204. o. <https://doi.org/10.1016/j.elerap.2014.02.002>.
- MASON, A. N.–NARCUM, J.–MASON, K. [2021]: Social media marketing gains importance after Covid-19. *Cogent Business & Management*, 8. évf. 1. sz. 1870797. <https://doi.org/10.1080/23311975.2020.1870797>.
- MAYDEU-OLIVARES, A.–SHI, D.–ROSSEEL, Y. [2017]: Assessing Fit in Structural Equation Models: A Monte-Carlo Evaluation of RMSEA Versus SRMR Confidence Intervals and

- Tests of Close Fit. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 25. évf. 3. sz. 389–402. o. <https://doi.org/10.1080/10705511.2017.1389611>.
- MCLEAN, G.–AL-NABHANI, K.–WILSON, A. [2018]: Developing a mobile applications customer experience model (MACE) – Implications for retailers. *Journal of Business Research*, 85. évf. 325–336. o. <https://doi.org/10.1016/j.jbusres.2018.01.018>.
- MILES, J.–SHEVLIN, M. [2007]: A time and a place for incremental fit indices. *Personality and Individual Differences*, 42. évf. 5. sz. 869–874. o. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2006.09.022>.
- MOFOKENG, T. E. [2023]: Antecedents of trust and customer loyalty in online shopping: The moderating effects of online shopping experience and e-shopping spending. *Heliyon*, 9. évf. 5. sz. e161182. <https://doi.org/10.1016/j.heliyon.2023.e16182>.
- NÉMETH PÉTER–LÁZÁR ERIKA–SZŰCS KRISZTIÁN–TÖRŐCSIK MÁRIA [2020]: Vásárlási szokások változása a koronavírus okozta járványhelyzet hatására – Az online vásárlási magatartás vizsgálata. Megjelent: *Ercsey Ida* (szerk.): *Marketing a digitalizáció korában*. Széchenyi István Egyetem, Győr, 305–315. o.
- NGUYEN, D. H.–DE LEEUW, S.–DULLAERT, W.–FOUBERT, B. P. J. [2019]: What is the right delivery option for you? Consumer preferences for delivery attributes in online retailing. *Journal of Business Logistics*, 40. évf. 4. sz. 299–321. o. <https://doi.org/10.1111/jbl.12210>.
- NOSZKAY ERZSÉBET [2021]: Vállalati, vállalkozói válaszok, aktivitások a COVID-19 járvány fenyegető kihívásainak idején. *Polgári Szemle*, 17. évf. 1-3. sz. 95–116. o. <http://real.mtak.hu/id/eprint/132492>.
- PERREIRA, R. [1998]: Factors Influencing Consumer Purchasing Behavior in Electronic Commerce. *AMCIS 1998 Proceedings*. 151. <https://aisel.aisnet.org/amcis1998/151>.
- PRENSKY, M. [2001]: Digital Natives, Digital Immigrants. Part 1. *On the Horizon*, 9. évf. 5. sz. 1–6. o. <https://doi.org/10.1108/10748120110424816>.
- PwC [2024]: Digitális kereskedelmi körkép, 2024/II. [https://www.pwc.com/hu/hu/sajtoszoba/assets/pwc-dksz\\_dkk-2024.pdf](https://www.pwc.com/hu/hu/sajtoszoba/assets/pwc-dksz_dkk-2024.pdf).
- RAHMAN, M. A.–ISLAM, MD. A.–ESHA, B. H.–SULTANA, N.–CHAKRAVORTY, S. [2018]: Consumer buying behavior towards online shopping: An empirical study on Dhaka city, Bangladesh. *Cogent Business & Management*, 5. évf. 1. sz. 1514940. <https://doi.org/10.1080/23311975.2018.1514940>.
- RAO, M. B.–HYMAVATHI, C. L.–RAO, M. M. [2018]: Factors Affecting Female Consumer's Online Buying Behavior. *Academy of Marketing Studies Journal*, 22. évf. 2. sz. 1–20. o.
- SAJTOS LÁSZLÓ–MITEV ARIEL [2007]: *SPSS kutatási és adatelemzési kézikönyv*. Alinea Kiadó, Budapest.
- SAOULA, O.–SHAMIM, A.–MOHD SUKI, N.–AHMAD, M. J.–ABID, M. F.–PATWARY, A. K.–ABBASI, A. Z. [2023]: Building e-trust and e-retention in online shopping: the role of website design, reliability and perceived ease of use. *Spanish Journal of Marketing – ESIC*, 27. évf. 2. sz. 178–201. o. <https://doi.org/10.1108/SJME-07-2022-0159>.
- SHARIFI FARD, S.–ALKELANI, A. M.–TAMAM, E. [2019]: Habit as a moderator of the association of utilitarian motivation and hedonic motivation with purchase intention: Implications for social networking websites. *Cogent Social Sciences*, 5. évf. 1. sz. 1674068. <https://doi.org/10.1080/23311886.2019.1674068>.
- SHARMA, S.–MUKHERJEE, S.–KUMAR, A.–DILLON, W. R. [2005]: A simulation study to investigate the use of cutoff values for assessing model fit in covariance structure models. *Journal of Business Research*, 58. évf. 7. sz. 935–943. o. <https://doi.org/10.1016/j.jbusres.2003.10.007>.

- SHI, D.–MAYDEU-OLIVARES, A. [2019]: The Effect of Estimation Methods on SEM Fit Indices. *Educational and Psychological Measurement*, 80. évf. 3. sz. 421–445. o. <https://doi.org/10.1177/0013164419885164>.
- SIMEON, L. [2024]: Online vs offline – How consumers across markets buy books. <https://business.yougov.com/content/50458-online-vs-offline-how-consumers-across-markets-buy-books>.
- SINGH, N.–MISRA, R.–QUAN, W.–RADIC, A.–LEE, S. M.–HAN, H. [2024]: An analysis of consumer's trusting beliefs towards the use of e-commerce platforms. *Humanities and Social Sciences Communications*, 11. évf. 899. <https://doi.org/10.1057/s41599-024-03395-6>.
- STATISTA [2023]: Share of U.S. shoppers buying fast fashion online vs. in-store 2022. <https://www.statista.com/statistics/1388212/fast-fashion-shoppers-share-online-in-store-usa/>.
- SWAMINATHAN, V.–LEPKOWSKA-WHITE, E.–RAO, B. P. [1999]: Browsers or Buyers in Cyberspace? An Investigation of Factors Influencing Electronic Exchange. *Journal of Computer-Mediated Communication*, 5. évf. 2. sz. <https://doi.org/10.1111/j.1083-6101.1999.tb00335.x>.
- SZÁSZ LEVENTE–BÁLINT CSABA–CSÍKI OTTÓ–NAGY BÁLINT ZOLTÁN–RÁCZ BÉLA–GERGELY–CSALA DÉNES–HARRIS, L. C. [2022]: The impact of COVID-19 on the evolution of online retail: The pandemic as a window of opportunity. *Journal of Retailing and Consumer Services*, 69. évf. 11. sz. 103089. <https://doi.org/10.1016/j.jretconser.2022.103089>.
- SZEINER ZSUZSANNA–POÓR JÓZSEF–JUHÁSZ TÍMEA–BALÁZS KLAUDIA [2023]: Recovery from the COVID Crisis: Empirical Evidence and Experiences from Hungary and Slovakia. *Vezetéstudomány – Budapest Management Review*, 54. évf. 10. sz. 40–53. o. <https://doi.org/10.14267/VEZTUD.2023.10.04>.
- T. NAGY JUDIT–BERNSCHÜTZ MÁRIA [2017]: Nemek közötti különbségek a technológia elfogadásában – a PLS-MGA alkalmazása. *Statisztikai Szemle*, 95. évf. 1. sz. 51–77. o. <http://dx.doi.org/10.20311/stat2017.01.hu0051>.
- TAKÁTS ALEXANDRA [2021]: Az online vásárlási szokások pandémia okozta változásának vizsgálata és fenntarthatósági aspektusa. *Gazdaság és Társadalom*, 14. évf. 3-4. sz. 151–166. o. <https://doi.org/10.21637/GT.2021.3-4.08>.
- TUDOR, C. [2022]: Integrated Framework to Assess the Extent of the Pandemic Impact on the Size and Structure of the E-Commerce Retail Sales Sector and Forecast Retail Trade E-Commerce. *Electronics*, 11. évf. 19. sz. 3194. <https://doi.org/10.3390/electronics11193194>.
- UNCTAD [2025]: Global Trade Update (March 2025): The role of tariffs in international trade. <https://unctad.org/system/files/official-document/ditcinf2025d1.pdf>.
- WIBOWO, A.–CHEN, S. C.–WIANGIN, U.–MA, Y.–RUANGKANJANASES, A. [2021]: Customer Behavior as an Outcome of Social Media Marketing: The Role of Social Media Marketing Activity and Customer Experience. *Sustainability*, 13. évf. 1. sz. 189. <https://doi.org/10.3390/su13010189>.
- XIMÉNEZ, C.–MAYDEU-OLIVARES, A.–SHI, D.–REVUELTA, J. [2022]: Assessing Cutoff Values of SEM Fit Indices: Advantages of the Unbiased SRMR Index and Its Cutoff Criterion Based on Communality. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 29. évf. 3. sz. 368–380. o. <https://doi.org/10.1080/10705511.2021.1992596>.
- YOUNG, M.–SOZA-PARRA, J.–CIRCELLA, G. [2022]: The increase in online shopping during COVID-19: Who is responsible, will it last, and what does it mean for cities? *Regional Science Policy & Practice*, 14. évf. 1. sz. 162–178. o. <https://doi.org/10.1111/rsp3.12514>.
- ZAMFIRACHE, A.–NEACȘU, N. A.–MADAR, A.–BĂLĂȘESCU, S.–BĂLĂȘESCU, M.–PURCARU, I. M. [2024]: Behavioural differences and purchasing experiences through online commerce or

offline within mall-based retail structures. *Electronic Commerce Research*, <https://doi.org/10.1007/s10660-024-09879-6>.

ZAREI, M. M.–AGUDO-PEREGRINA, Á. F.–PONCE-CUETO, E. [2019]: Choosing the delivery and return method in purchases: the effect of situational factors in omni-channel contexts. *Economic Research – Ekonomska Istraživanja*, 33. évf. 1. sz. 2120–2137. o. <https://doi.org/10.1080/1331677X.2019.1596825>.

ZERBINI, C.–BIJMOLT, T. H. A.–MAESTRIPIERI, S.–LUCERI, B. [2022]: Drivers of consumer adoption of e-Commerce: A meta-analysis. *International Journal of Research in Marketing*, 39. évf. 4. sz. 1186–1208. o. <https://doi.org/10.1016/j.ijresmar.2022.04.003>.

ZHAO, L.–FU, B.–BAI, S. [2025]: Understanding the Influence of Personalized Recommendation on Purchase Intentions from a Self-Determination Perspective: Contingent upon Product Categories. *Journal of Theoretical and Applied Electronic Commerce Research*, 20. évf. 1. sz. 32. <https://doi.org/10.3390/jtaer20010032>.